



مجلة البحوث المالية والتجارية  
المجلد (٢٣) - العدد الثالث - يوليو ٢٠٢٢



هل يفسر نموذج فيليبس الكينزي الجديد ديناميكيات التضخم؟  
دراسة حالة مصر

**Does The New Phillips Keynesian Model Explain The  
Dynamics of Inflation? Egypt Case Study**

الدكتور/ حسن أمين محمد محمود

أستاذ مساعد

قسم الاقتصاد - كلية التجارة - جامعة أسوان

رابط المجلة: <https://jst.journals.ekb.eg/>



## الملخص :

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار قدرة منحني فيليبس الكينزي الجديد NKPC البحت والهجين على تفسير ديناميكيات التضخم في الاقتصاد المصري خلال الفترة من سبتمبر ٢٠٠٢ إلى ديسمبر ٢٠٢٠، وذلك باستخدام طريقة GMM لأربعة توصيفات بديلة لمنحني NKPC. وقد خلصت الدراسة إلى أن اثر كل من معدل التضخم في المستقبل ومعدل التضخم المبطل وفجوة الناتج ومعدل نمو السيولة المحلية ومعدل نمو سعر الصرف الاسمي جاء موجبا ومعنوياً. كما أن قيمة معلمة معدل التضخم ومعدل التضخم في المستقبل متساوتان. كما خلصت النتائج إلى أنه إذا أرادت السلطة النقدية خفض معدل التضخم بواقع ١% فإن عليها أن تضحى بتخفيض الناتج بنسبة تتراوح بين ٠,٨٥% إلى ١,٤٧%، وأن التوقعات الماضية للتضخم والتوقعات المستقبلية تسهمان بشكل متساو في تحديد معدل التضخم الجاري في مصر، وأن منحني NKPC سيكون عمودياً في الأجل الطويل، وبالتالي غياب أي فرصة لاستثمار فكرة التقابل بين التضخم وبين الناتج أو البطالة. وبالتالي، توصي الدراسة اعطاء اهمية متساوية لكل من النظرة المستقبلية والنظرة الماضية للتضخم والمحافظة على فجوة الناتج عند حدها الأدنى وإدارة جيدة للمعروض النقدي وسعر الصرف.

الكلمات الرئيسية : نموذج فيليبس الكينزي الجديد NKPC ، التضخم ، طريقة GMM ، مصر.

## Abstract:

This study examined empirically the ability of the pure and hybrid the new Keynesian Phillips curve NKPC to explain inflation dynamics in Egypt for the period over 2002q3 - 2020q4. The estimated of the pure and hybrid NKPC by the GMM for 4 alternative specifications of the NKPC. The study finds both the lagged inflation and expected future inflation, broad money supply, exchange rate all have a positive and significant impact on current inflation in Egypt. The estimated coefficients values of lagged inflation term and the expected future inflation are equal. This implies that the Egypt inflation pressures are backward-looking and forward-looking. The study also concluded : the monetary policy-induced disinflation of one percentage point from its trend or long-run average is associated with a reduction of between 0.85-1.5 %, backward-looking and forward-looking expectations contribute equally to determining the current inflation rate in Egypt, and the NKPC will be vertical in the long run, thus the absence of any opportunity to trade-off between inflation and output The study recommends giving equal importance to both forward-looking and backward-looking of inflation, maintaining the output gap at its minimum, good management of the money supply and the exchange rate.

**Keywords:** The New Keynesian Phillips Curve NKPC, Inflation, GMM, Egypt

## مقدمة :

يمثل منحني فيليبس الكينزي الجديد (NKPC) **The New Keynesian Phillips Curve** الضلع الاول من "مثلث" ما عرف في الثمانينيات، بالنموذج الكينزي الجديد **The New Keynesian Paradigm (NK)**، والذي جاء كمحاولة لتوفير أسس من الاقتصاد الجزئي **Microfoundations** للمفاهيم الكينزية الرئيسية مثل الجمود الاسمي للأسعار وعدم حياد النقود في الاجل القصير. وكان من ضمن أهم أهداف هذا النهج الجديد هو جعل النماذج قوية للرد على ما عرف بانتقاد لوكاس (1976) **Lucas critique** ، بحيث أمكن استخدامها في تحليل السياسات، لأنها وفرت الأساس النظري للاستراتيجيات الموجهة لاستقرار التضخم التي اعتمدها غالبية البنوك المركزية في العالم المتقدم وبشكل متزايد في الأسواق الناشئة والاقتصادات النامية. ويمثل هدف الحفاظ على استقرار الاقتصاد الكلي، بالإبقاء على الأسعار عند مستويات مستقرة ومنخفضة نسبياً، أحد أهم الأهداف النهائية لأية سياسة نقدية. ولتحقيق هذا الهدف يجب معرفة محددات التضخم، وتقدم نظريات التضخم المتغيرات المحتملة تأثيرها على معدل التضخم الجاري والذي سوف نرمز بالرمز  $\pi_t$  . ومن أشهر المعادلات التي وصفت محددات التضخم  $\pi_t$  كانت معادلة او منحني فيليبس التقليدي **Traditional Phillip's Curve** ، والذي ينسب للكينزيين، ثم منحني فيليبس الكينزي الجديد **The New Keynesian Phillips Curve** (NKPC) البحث او الهجين والذي يعتبر اسهامات مشتركة بين اصحاب مدرسة التوقعات المعدلة ومدرسة التوقعات الرشيدة والكينزيون الجدد. وتحديدا من خلال الدمج بين فرض الجمود الاسمي **Nominal Rigidities** والمنافسة غير الكاملة للكينزيين في اطار التوازن العام الديناميكي المستخدم في ادبيات دورة الاعمال الحقيقية **Real Business Cycle**.

وفيما يتعلق بالمتغيرات الاساسية التي تحدد التضخم، دار جدل بين النقديين والكينزيين المحدثين حول المحدد الاساسي لمعدل التضخم الجاري  $\pi_t$ ، فيرى النقديون ان فجوة النقود **Money Gap** هي التي تحدد معدل التضخم، وبالتالي كان الاهتمام منصبا على استخدام وتوظيف نظرية جذب الطلب في تفسير وتحديد معدل التضخم من خلال فجوة النقود. وعمليا، وحتى بداية الثمانينيات، ظل التركيز على استخدام المجاميع النقدية (المعروض النقدي) كهدف وسيط للتحكم في معدل التضخم وتحقيق هدف استقرار الاقتصاد الكلي.

وفي المقابل، يرى الكينزيون الجدد ان فجوة الناتج **Output Gap** هي التي تحدد معدل التضخم، لان زيادة الطلب الكلي (الناتج الفعلي) عن العرض الكلي المحتمل (الناتج المحتمل) ، أي وجود فجوة ناتج موجبة، يؤدي الى ضغوط تضخمية. ففي وجود فجوة ناتج موجبة يكون للمنتجين ميزة رفع الاسعار ومن ثم تحقق التضخم.

ويخلص منحني فيليبس التقليدي الى أن انخفاض الأجور يرتبط بمستويات عالية من البطالة، بينما ترتبط الزيادة في الأجور بمستوى منخفض من البطالة. ومن اثار منحني فيليبس الهامة في مجال عمل السياسة ان صانعي السياسة يمكنهم استخدام سياسات إدارة الطلب لزيادة الإنتاج وخفض معدل البطالة ، ولكن هذا لا يمكن أن يتم إلا على حساب ارتفاع معدلات التضخم.



لكن تم انتقاد منحنى فيليبس السابق لعدم قدرته على شرح التطورات في معدل التضخم، حيث ثبت تطبيقيا وجود تزامن بين البطالة الفعلية والتضخم الجاري "Stagflation"، أي عدم وجود تبادل بينهما Trade-Off في الأجل القصير، لأن التوقعات تلعب دورا أساسيا في تحديد التضخم، وأن منحنى فيليبس سيكون عموديا في الأجل الطويل.

لذا تم تطوير منحنى فيليبس بأن تم استخدام العلاقة التي تربط بين معدل التضخم الجاري ومعدل التضخم المتوقع  $\pi^e$  والبطالة الدورية (أو المعدل غير المتوقع للبطالة) وهو الفرق بين مستوى البطالة الفعلي ومستوى البطالة الطبيعي. وتم استبدال معدل التضخم المتوقع بمتغير معدل التضخم الماضي  $\pi_{t-1}$  أو ما عرف بمنحنى فيليبس المعدل بالتوقعات-The Expectations

Augmented Phillips Curve (EAPC). أي أن معدل التضخم الحالي  $\pi_t$  يتحدد بمعدل التضخم الماضي  $\pi_{t-1}$  كتضخم جذب الطلب وبالبطالة الدورية كتضخم دفع العرض.

ويؤثر معدل التضخم الماضي Inertial Inflation أو  $\pi_{t-1}$  على التضخم الجاري عندما يستخدم الأفراد معدل التضخم الماضي لزيادة الأسعار، مثل استخدام نقابات العمال معدل التضخم العام الماضي في التفاوض لزيادة الأجور، والتي تولد ضغوطا على الأسعار في العام المقبل. وطبقا لمنحنى فيليبس المعدل بالتوقعات يمكن للسياسات الكلية أن تخفض معدل البطالة لأقل من معدلها الطبيعي فقط عندما يكون التضخم غير متوقع، أي ان منحنى فيليبس التقليدي يربط التضخم بمؤشر لبعض التقلبات الدورية وقيم التضخم المتأخرة. إي أن التضخم هو ظاهرة تعتمد على النظرة إلى الماضي Backward-Looking،

ولكن أيضا، جاء الانتقاد الأساسي لمنحنى فيليبس المعدل بالتوقعات EAPC في عدم اشتماله على التضخم المتوقع في المستقبل في النموذج، حيث انه في الاجل الطويل لو تم ادخال التوقعات في النموذج، فان العلاقة بين التضخم وفجوة الناتج لن تكون موجودة. وقدم Lucas (1976) دليلا على ان معلمات نموذج فليبس التقليدي سوف تبقى ثابتة مهما اختلفت السياسة النقدية، وان التضخم يتحدد بفجوة الناتج ومعدل التضخم المتوقع في المستقبل  $\pi_{t+1}$ . كما انتقدت دراسة Sargent (1971) المنحنى السابق بانه غير كاف لاخذ نظرة الرشادة المستقبلية forward Looking Rationality - لسلك الافراد في تكوين التضخم.

ثم جاءت دراسة Calvo's (1983) لتصيغ معادلة جديدة للتضخم تقرر فيها ان معدل التضخم الجاري يتحدد بالتضخم المتوقع في المستقبل  $\pi_{t+1}$  والتكلفة الحدية الحقيقية للاقتصاد MC والتي تم استبدالها بفجوة الناتج  $y^G$ ، اي ان تكوين التضخم الحالي يرتبط بالنظرة الامامية للتضخم او التوقعات المستقبلية للتضخم Forward-Looking، واطلق عليه منحنى فيليبس الكينزي الجديد البحت The Pure New Keynesian Phillips Curve (PNKPC).

وأخيرا وسع Gali and Gertler (1999) الاطار الذي قدمه Calvo's (1983) وقدم معادلة تقرر بان التضخم الجاري  $\pi_t$  يتحدد بالتضخم الماضي  $\pi_{t-1}$  والتضخم المتوقع في المستقبل  $\pi_{t+1}$  وفجوة الناتج  $y^G$  ليعكس ان تكوين التضخم الحالي يتحدد بكل من النظرة الامامية للتضخم أو التوقعات المستقبلية للتضخم Forward-Looking والنظرة إلى الماضي

## backward-looking والذي اطلق عليه منحني فيليبس الكينزي الجديد الهجين the Hybrid New Keynesian Phillips Curve(HNKPC).

إن التطورات السابقة لتفسير ظاهرة التضخم تحتم على صانعي السياسة النقدية فهما صحيحا وادارة جيدة لتوقعات التضخم **expectations management** ومحدداته وديناميكياته. وفي مصر، ويهدف تحقيق مزيد من استقرار الأسعار والتحكم مباشرة في معدل التضخم، قام البنك المركزي المصري CBE في يناير ٢٠٠٣ بإتباع سياسة نقدية تقوم على استهداف التضخم **Inflation-targeting** مباشرة بدلا من استهداف المجموع النقدي **M2**، أو **M2-targeting** كهدف وسيط بين ادوات السياسة النقدية وهدف استقرار الاسعار، ومن المعلوم ان " ادارة التوقعات" تمثل حجر الزاوية لأي سياسة نقدية مثلى تعمل في ظل سياسة استهداف التضخم. إشكالية وهدف الدراسة:

إن اهمية منحني فيليبس الجديد تكمن في أن قدرة السلطة النقدية على السيطرة على معدل التضخم في اطار منحني فيليبس الكينزي الجديد مرهون بمدى معرفتها بمعلمات المنحنى، فتؤثر السياسة النقدية على التضخم من خلال تأثيرها على التكلفة الحدية (او فجوة الناتج) وعلى التوقعات. وبالتالي ، فكلما كانت معلمة التكلفة الحدية أقل، كلما قل تأثير السياسة النقدية على التضخم. وفي الحالة المتطرفة عندما تساوي معلمة التكلفة الحدية الصفر، يتطور التضخم بشكل مستقل عن السياسة النقدية وبعيدا عن أي شيء آخر يحدث في الاقتصاد.

في المقابل، تحدد معاملات التضخم في الماضي والمستقبل ، على التوالي ، مدى "تكلفة" خفض التضخم. فإذا كانت معلمة التضخم المتأخر(المبطأ) كبيرة، فإن التضخم يكون مدفوعا في الغالب بماضيه، وقد تؤثر إجراءات السياسة على التضخم لكن مع تأخر زمني (طويل).

أما إذا كانت توقعات التضخم في المستقبل هي التي تحدد التضخم الجاري، فإن عمل البنك المركزي ينحصر في التحكم في التوقعات المستقبلية وادارة التوقعات، ويترك العمل للسوق او **"markets do the job" instead of the central bank** وتكون تكلفة تخفيض التضخم ضئيلة، لان قناة التوقعات سوف تلعب الدور الاساسي للسياسة النقدية.

ويعني ذلك انه، اذا صح وكان معدل التضخم الحالي يتحدد بالقيم المتوقعة في المستقبل فقط، معنى ذلك ان التضخم يمكن التحكم به بتكلفة منخفضة لانه يتحدد بما يعلنه البنك المركزي **announcement** ، حيث تنعدم دور النظرة الماضية في تكوين التضخم والتي ترتبط بنظرة

الجمهور للماضي **lag** وليس ما يقرره البنك المركزي (Rudd and Whelan 2005a, 2005b). ومع ذلك، إذا لم تكن السياسة ذات مصداقية، يتم تجميع توقعات التضخم من قبل الجمهور بناءً على آخر حدوث للتضخم (المتأخر) وليس بإعلان البنك المركزي. وبالتالي يمكن صياغة إشكالية الدراسة على النحو التالي:

هل يفسر نموذج فيليبس الكينزي الجديد سواء في شكله البحت **pure NKPC** او الهجين **hybrid NKPC** ديناميكيات التضخم في مصر؟ او ما مدى إمكانية استخدام فكرة منحني فيليبس الكينزي الجديد من قبل صانعي السياسة النقدية في مصر؟ وتهدف هذه الدراسة إلى اكتشاف محددات التضخم في مصر خلال الفترة من الربع الثالث لعام ٢٠٠١ إلى الربع الرابع لعام ٢٠٢٠ من خلال:

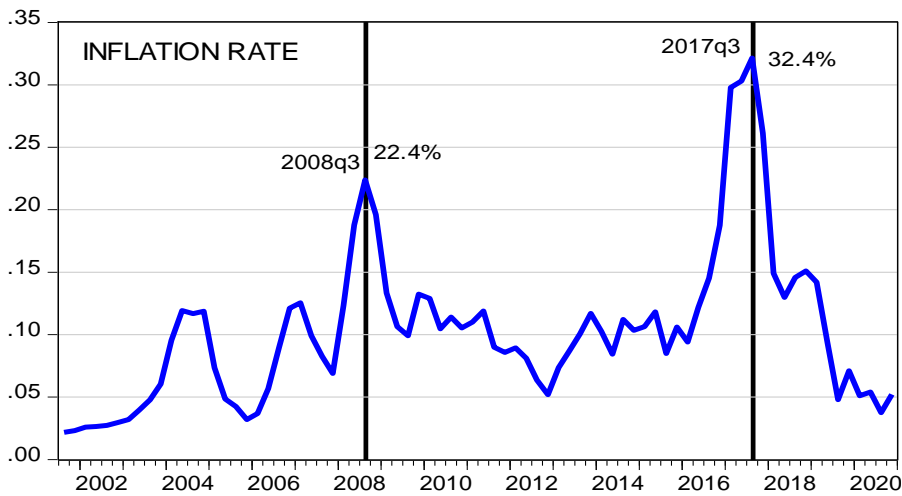


أولاً: تحديد أثر كل من توقعات التضخم الماضية (النظرة الى الماضي backward-looking) وتوقعات التضخم في المستقبل (النظرة الامامية للتضخم forward-looking) على القيم الجارية لمعدل التضخم، ومعرفة ايهما اكثر تأثيراً.  
ثانياً: دور فجوة الناتج في تكوين معدل التضخم، ومعامل التضحية بين التضخم والناتج، ومدى انطباق منحني فيليبس العمودي في الاجل الطويل في مصر.  
ولتحقيق الهدف السابق سوف يتم تقسيم الدراسة إلى: ١/ تطورات معدل التضخم في مصر خلال الفترة من سبتمبر ٢٠٠٢ الى ديسمبر ٢٠٢٠، ٢/ الإطار النظري والتطبيقي لمنحنى فيليبس الكينزي الجديد NKPC، ٣/ منهجية التقدير وتوصيف العلاقات محل الاختبار، ٤/ البيانات ونتائج التقدير وتفسير النتائج، ٦/ الخلاصة والتوصيات.

١/ تطورات معدل التضخم في مصر خلال الفترة من سبتمبر ٢٠٠٢ إلى ديسمبر ٢٠٢٠: يوضح الشكل (١) أن معدل التضخم في مصر، مقاساً بالتغير النسبي للرقم القياسي لأسعار المستهلكين حضر (الربع الجاري الى الربع المناظر في العام السابق  $y - y - 0$ )، قد تقلب بشكل كبير خلال فترة الدراسة. ففي خلال الفترة من سبتمبر ٢٠٠٢ إلى ديسمبر ٢٠٢٠، حدثت أربع موجات تضخمية. حدثت الموجة الأولى بين يوليو ٢٠٠٣ ومارس ٢٠٠٥ حيث بلغ التضخم ذروته بنسبة ١١,٩% في سبتمبر ٢٠٠٤. وكان السبب في ذلك التخفيضات المتتالية لسعر الصرف خلال الفترة ٢٠٠١-٢٠٠٣ وكذلك إعلان البنك المركزي المصري عن تعويم الجنيه المصري.

ثم حدثت الموجة الثانية بين مارس ٢٠٠٦ وسبتمبر ٢٠٠٧ حيث بلغ معدل التضخم ١٢,٨% في مارس ٢٠٠٧، وكان المحركان الرئيسيان لذلك موجة تفشي فيروس أنفلونزا الطيور وارتفاع أسعار السلع العالمية. فقد أدى فيروس أنفلونزا الطيور إلى اضطراب في سوق الغذاء المحلي، وكانت الأغذية والمشروبات المجموعة من المجموعات الرئيسية التي أدت إلى التضخم خلال هذه الفترة.

شكل (١) تطور معدل التضخم على أساس سنوي  $(y - y - 0)$  في مصر (سبتمبر ٢٠٠٢ حتى ديسمبر ٢٠٢٠)



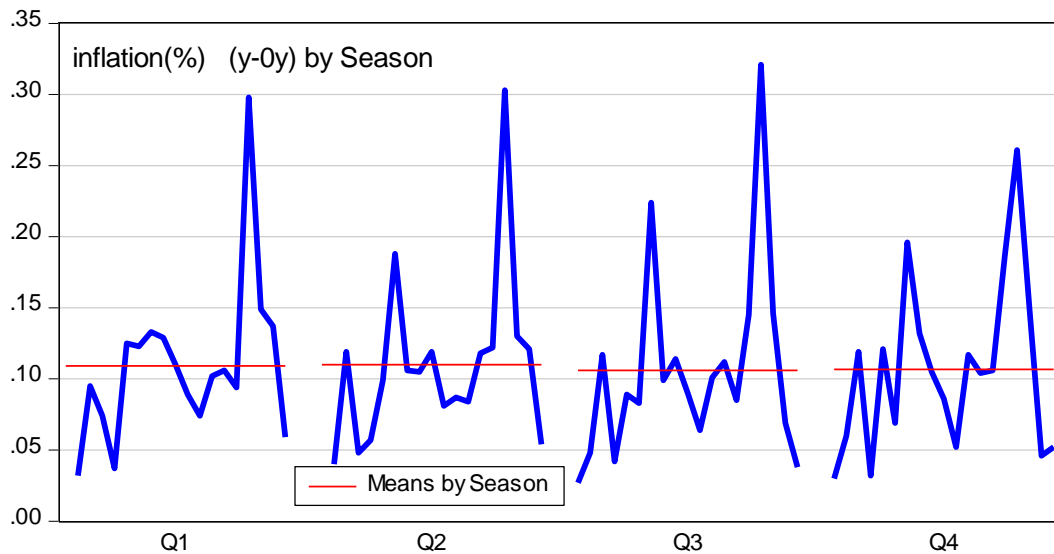
ثم حدثت الموجة الثالثة بين يناير ٢٠٠٨ ويونيو ٢٠٠٩ وبلغت ذروة معدل التضخم ٢٣,٦% في أغسطس ٢٠٠٨. ويرجع ذلك إلى ارتفاع أسعار السلع العالمية، وتحديد أسعار المواد الغذائية.

واخيرا، حدثت الموجة الرابعة بين نوفمبر ٢٠١٦ ومايو ٢٠١٨ حيث وصل التضخم إلى مستوى قياسي بلغ ٣٣٪ في الربع الثالث من عام ٢٠١٧. وكان الدافع وراء هذه الموجة هو الانخفاض الشديد في قيمة الجنيه المصري بعد إعلان البنك المركزي المصري تعويمه في إطار اتفاقية قرض مع صندوق النقد الدولي، كما اشتدت استجابة التضخم لانخفاض سعر الصرف بسبب وفرة السيولة في الاقتصاد .

وبالتالي يمكن رصد ثلاث قفزات كبيرة لمعدل التضخم في عام ٢٠٠٨ ونهايات عام ٢٠١٦ وخلال عام ٢٠١٧، كانت أقصاها في الربع الثالث من ٢٠٠٨ بواقع ٢٢,٤% ثم في الربع الثالث من عام ٢٠١٧ بواقع ٣٢,٤%، وذلك على خلفية ارتفاع واسع في أسعار السلع والخدمات بعد تحرير سعر الصرف في نوفمبر ٢٠١٦ .

وبداية من أوائل عام ٢٠١٨ بدأ معدل التضخم ينخفض ليتراوح بين ٦% إلى ٩% كمتوسط سنوي خلال العام، وهذه المعدلات تقع بين مستهدفات البنك المركزي لمعدل التضخم الذي يبلغ ٧% مع السماح بتقلب بين ٢+ أو ٢- %.

شكل (٢) التطور الموسمي معدل التضخم على اساس سنوي (y-o-y) في مصر



كما يوضح الشكل (٢) ان معدل التضخم يأخذ نمطا موسميا متطابق تماما بين الربع الاول والثاني والثالث والرابع، ولذلك لا يوجد حاجة لتعديله موسميا.

٢ / الإطار التنظيري والتطبيقي لنموذج فيليبس الكينزي الجديد NKPC :

يمثل منحنى فيليبس الكينزي الجديد NKPC The New Keynesian Phillips Curve

المرحلة الأخيرة، من مراحل تطور منحنى فيليبس التقليدي PC ، ويعتمد تطوير النموذج على الأسس النيوكلاسيكية، المتمثلة في السلوك الأمثل لدورة الاعمال الحقيقية والتوقعات الرشيدة، فضلا عن الاسس النيوكينزية مثل جمود مستويات الأسعار على المدى القصير بسبب نقص المعلومات وارتفاع تكاليف التعديل.

ويقوم تطوير نموذج NKPC على نموذج التضخم الديناميكي المقدم بدراسة Calvo

(1983) (يراجع الملحق). والذي عدله (Woodford (2003) وتوصل إلى المعادلة التالية:



$$\pi_t = \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda mct + u_t \dots \dots \dots (1)$$

وهو ما عرف بمنحنى فيليبس الكينزي الجديد (NKPC)، حيث المعلمتان  $\gamma_f$  و  $\lambda$  بحد ذاتهما تعتبران دوال لمعلمات هيكلية، والتي يُفترض بحكم التعريف أنها ثابتة مهما حدثت من تغيرات بالنظام النقدي. وغالبًا ما يتم تفسير الحد العشوائي  $u_t$  على أنه صدمة خارجية لارتفاع أسعار الشركات، وبالتالي فإن معدل التضخم الجاري يتحدد بالتضخم المتوقع والتكلفة الحدية.

وتتناقض هذه النظرة الامامية forward-looking للتضخم بشكل حاد مع منحنى فيليبس التقليدي، والذي يربط عادةً التضخم الجاري بقيمه المتأخرة Lags بالإضافة إلى بعض مقاييس فانض الطلب (مثل معدل البطالة التقليدي) بدون أيه سند نظري واضح. وعلى الرغم من ذلك، فإن المعادلة (١) تشبه منحنى فيليبس التقليدي في أنها تربط التضخم الحالي بفانض الطلب مقاسا بالتكلفة الحدية  $mct$ ، ومكون يعكس توقعات التضخم في المستقبل  $E_t(\pi_{t+1})$ .

من ناحية أخرى يختلف NKPC عن منحنى فيليبس التقليدي وهي أنه ذات نظرة مستقبلية بحتة او خالصة pure forward-looking. لا يعتمد التضخم على القيم الحالية لـ  $mct$  و  $u_t$  فحسب، بل يعتمد أيضًا على التسلسل المتوقع لقيمتيهما المستقبلية. ونؤكد على أن خاصية التضخم الاستشرافية هذه تعني ضمناً أن نجاح البنك المركزي في احتواء التضخم لا يعتمد فقط على موقف سياسته الحالية، ولكن أيضاً على ادراك القطاع الخاص للموقف في المستقبل.

لكن الأدلة التجريبية عن انطباق NKPC طبقاً لتوصيف المعادلة (١) ظلت موضع جدل يمكن تلخيصه على النحو التالي:

■ قدمت دراسة (Fuhrer and Moore (1995). تقييماً سلبياً مبكراً لأداء NKPC في الواقع. وعلى نفس المنوال، شددت دراسة (Rudebusch and Svensson (1999) على أن منحنى فيليبس الذي يشمل المتغيرات الماضية يحظى بدعم أكبر بكثير من البيانات. ايضاً، أجرى (Mankiw and Reis (2002) مراجعة كمية لأوجه القصور الملحوظة في NKPC ووصفوا آلية بديلة لتحديد الأسعار على أساس افتراض المعلومات اللزجة او الناقصة of sticky information.

■ في المقابل قدمت دراسات (Galí and Gertler (1999)، (Galí et al. (2001)، (Sbordone (2002) دليلاً على التوافق التجريبي للمعادلات التي تربط لتضخم بالتكلفة الحدية او فجوة الناتج، وناقشوا أيضاً الصعوبات في تقدير أو اختبار NKPC نظراً لحقيقة أن فجوة الإنتاج هي متغير كامن أو غير مشاهد يجب حسابه.

وبالنسبة لمعظم مقاييس التضخم وما يمكن اعتبارها مقاييس معقولة للتكلفة الحدية، فإن التضخم يميل إلى أن يكون أكثر ثباتاً من التكلفة الحدية. نظراً لأن التكلفة الحدية "تدفع" التضخم في NKPC في المعادلة (١)، وهذا ما يجعل من الصعب على النموذج مطابقة البيانات. لذلك، قام الاقتصاديون بتعديل NKPC البحث عن طريق إدخال أدوات تعديل الأسعار "القاعدة العامة



حكم التجربة Rule-of-Thumb أو ان الشركات ببساطة تقوم بربط مؤشر أسعارها بمستوى الاسعار العام الماضي والمعروف سلفا (Galí and Gertler (1999) .

ويتم تحقيق ذلك عن طريق تعديل إطار Calvo بطريقة تفترض أنه من بين الشركات القادرة على تعديل الأسعار في فترة معينة ، فإن جزءاً فقط من تحديد الأسعار يتم على أساس التكاليف الهامشية المستقبلية المتوقعة. ويستخدم الجزء المتبقي من الشركات قاعدة rule-of-thumb ، حيث يتم تحديد الأسعار بحيث تكون مساوية لمتوسط الأسعار المعدلة حديثاً في الفترة الأخيرة بالإضافة إلى تعديله للتضخم المتوقع ، بناءً على التضخم المتأخر. بعبارة أخرى ، يمكن لجزء من الشركات التي لا تستطيع اختيار سعرها بحرية في الواقع تعديله جزئياً لمواكبة التضخم المبطل. وتؤدي هذه الافتراضات إلى تضمين التضخم المبطل في المعادلة، وتتحول المعادلة (1) الى التوصيف التالي:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E(\pi_{t+1}) + \lambda m c_t + u_t \dots \dots \dots (2)$$

والذي اطلق عليه منحني NKPC الهجين hybrid لانه يجمع بين متغير يعكس النظرة المستقبلية forward looking model ، ومتغير يعكس النظرة الماضية-backward looking .

وتم اختبار المعادلة السابقة ولكن بتوصيف يشمل متغيرات أخرى، فقد قامت دراسة Galí and Gertler (1999)، ودراسة Galí et al. (2005) باختبار العلاقة السابقة في ظل تكاليف وحدة العمل. أما دراسة Mehra (2004)، فقد استخدمت صدمات العرض، وقدمت دراسة Goodhart and Hofmann (2005b) أسعار السلع الأولية.

مع ملاحظة أن إدراج متغيرات توضيحية إضافية قد يتعارض مع الأسس النظرية للنموذج ، ولكن ثبت -تطبيقياً- أن هذا النموذج الموسع يتمتع بقدرة تفسيرية أفضل ويقدم الإشارات الصحيحة للمعلومات المقدره.

أيضاً، قدمت دراسة Patra and Kapu(2002) أسعار السلع العالمية وتحركات أسعار الصرف المتقلبة على المدى القصير باعتبارهما من المحددات المهمة للتضخم (قصير الأجل) في الهند. علاوة على ذلك، أكدت دراسات كل من (Ho and McCauley (2003) و Ito and Sato (2008) على أهمية سعر الصرف في تطور التضخم المحلي ، وخاصة بالنسبة لاقتصادات الأسواق الناشئة. لهذه الأسباب، يتم تعزيز NKPC الهجين من خلال تضخم أسعار السلع العالمية  $\pi_t^*$ ، والتغير (على أساس سنوي) في سعر الصرف الاسمي مقابل الدولار الأمريكي.  $\Delta ey_t$  . ليصح التوصيف الثالث لمنحني NKPC الهجين:

$$\pi_t = a + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f \pi_{t+1} + \lambda y^G + a_1 \pi_t^* + a_2 ey_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

وتشير نتائج الدراسات التطبيقية الى انه باستخدام GMM في التقدير للنموذج المختزل الى انه:



■ في اليابان، تراوحت قيمة معلمة التضخم المتوقع بين ٠,٤٣ للفترة من 1980q1 حتى 1991q1 الى ٠,٤٨ حتى 2010q4 اي قبل وبعد انهيار الاقتصاد الفقاعي، اما قيمة معلمة التضخم المبطل فقد تراوحت بين ٠,٥٧ الى ٠,٥٢ لنفس الفترة المناظرة. Nakahira, (2011). وبالتالي تم رفض فرضية النظرية المستقبلية للتضخم في اليابان.

■ طبقا لدراسة D'Amato, Garegnani, (2009) فان المعلمات المقدرة للنموذج الهجين للأرجنتين والمملكة المتحدة وفنزويلا وشيلي والبرازيل، كانت على النحو التالي:

جدول (١) المعلمات المقدرة لتوصيفات بديلة لمنحنى نموذج NKPC لبعض الدول

	Brazil	Chile	Venezuela	UK	Argentina
$\pi_{t-1}$	0.212	٠,٧٩١	٠,٤١٣	٠,٨٠٠	٠,٥٦
$\pi_{t+1}$	٠,٧٣١	٠,٢١٠	٠,٥٨٧	٠,٢٠٠	٠,١٦
$\Delta y_{t-j}^G$	٠,٣١١	٠,٠٤٤	٠,٠٨٥	٠,١٠٠	٠,٠٣
$\Delta ey_{t-1}$	٠,٠٥٧				٠,٢٨
$\Delta \pi_{t-1}^*$	٠,٥٧				٠,٣٨

المصدر: دراسة (2009) D'Amato, Garegnani,

وتشير الادبيات العربية، الى هناك وفرة في الدراسات التطبيقية التي اختبرت محددات التضخم في مصر او الدول العربية، ومنها :

■ دراسة حسن، احمد(٢٠١٢) خلال الفترة ١٩٨١-٢٠١١، وتوصلت الى: ان المتغيرات الاقتصادية المؤثرة في التضخم خلال فترة الدراسة هي النمو الاقتصادي والنمو في صافي الائتمان المحلي، والى عدم معنوية اثر كل من معدل النمو في السيولة المحلية ونسبة الدين المحلي للنتاج المحلي الإجمالي ونسبة العجز في الموازنة العامة للنتاج ونسبة الدين المحلي والسيولة المحلية ونسبة الائتمان المحلي للسيولة المحلية ونسبة التمويل المصرفي إلى عجز الموازنة.

■ دراسة Abdelraouf, et al. (2019) التي تشير نتائجها التطبيقية إلى أن النمو المفرط في المعروض النقدي وتزايد معدل التغير في الأسعار النسبية كانا المحركين الرئيسيين لارتفاع التضخم في مصر خلال الفترة ٢٠٠٠ الى ٢٠١٨.

ولكن عدد قليل منها استخدم NKPC ، وكان منها: دراسة جوادي عصام (٢٠٢٠) التي لعينة من الدول العربية خلال الفترة 1991 - 2018 ، وتوصلت باستخدام GMM الى تقدير منحنى فيليبس الأصلي، المدعم بالتوقعات المتكيفة ومنحنى فيليبس الكينزي الجديد باستعمال أدوات القياس الاقتصادي لبيانات البائل حيث توصلت إلى أن NKPC قادر على تفسير ديناميكية التضخم في الدول العربية.

### ٣/ منهجية التقدير وتوصيف العلاقات محل الاختبار :

#### ١/٣ توصيف العلاقات محل الاختبار:

سوف يتم استخدام التوصيفات الأربعة البديلة (4 Models) لمنحنى NKPC في التقدير:

١- منحنى NKPC ذو النظرة المستقبلية البحتة pure forward-looking

$$\pi_t = a + \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda y^G + \varepsilon_t \dots \dots \dots \text{Model} \dots (1)$$

٢- منحنى NKPC ذو النظرة الماضية البحتة pure backward-looking

$$\pi_t = a + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda y^G + \varepsilon_t \dots \dots \dots \text{Model}(2)$$

٣- منحنى NKPC الهجين الذي يشمل النظرة الماضية والمستقبلية.

$$\pi_t = a + \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda y^G + \varepsilon_t \dots \dots \dots \text{Model} \dots (3)$$

٤- منحنى NKPC الهجين الموسع بإضافة متغيرات أخرى.

$$\pi_t = a + \gamma_f(\pi_{t+1}) + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda y^G + a_1 m_2 y_t + a_2 e y_t \varepsilon_t \dots \text{Model}(4)$$

حيث أن:

■  $\pi_t$  تمثل معدل التضخم الجاري،  $\pi_{t+1}$  تمثل القيمة المتوقعة في المستقبل لمعدل التضخم وتشير الى تكوين التضخم استنادا الى الامام او المستقبل **Forward-Looking**،  $\pi_{t-1}$  تمثل القيمة الماضية او المبطنة لمعدل التضخم وتشير الى تكوين التضخم استنادا الى الماضي **Backward-Looking**.

■  $y^G$  تمثل فجوة الناتج كمتغير تقريبي لمعدل التكلفة الحدية الحقيقية  $mc$  يقيس اثر الجانب الحقيقي في تفسير ديناميكية التضخم.

■  $\lambda_b$  و  $\gamma_f$  و  $\lambda$  تمثل معاملات المتغيرات الثلاثة على الترتيب (ويفترض ان تكون المعلمات موجبة) ،  $\varepsilon_t$  تمثل حد الخطأ. ويمكن استخدام المعادلة السابقة في الاختبارات التالية:

■ اذا كانت قيمة معلمة معدل التضخم المبطة تساوي الصفر اي غير معنوية احصائيا او  $\gamma_b = 0$  نتحول الى نموذج **Pure Forward-Looking NKPC** اي منحنى فيليبس الكينزي الجديد البحت الذي يتحدد فيه معدل التضخم تماما بالقيم المستقبلية للتضخم. ويتم التحكم في التضخم بتكلفة منخفضة.

■ اذا كانت قيمة معلمة معدل التضخم المستقبلية تساوي الصفر اي غير معنوية احصائيا او:  $\gamma_f = 0$  نتحول الى نموذج **Pure Backward-Looking NKPC** اي منحنى فيليبس الكينزي الجديد البحت الذي يتحدد فيه معدل التضخم تماما بالقيم المستقبلية للتضخم. ويتم التحكم في التضخم بتكلفة مرتفعة.



■ إذا ما تم اختبار الفرض الصفري اختبار **Wald Test** بان معلمة التضخم المبطة أكبر من معلمة التضخم المستقبلي او  $\gamma_b - \gamma_f = 0$  او  $\gamma_b = \gamma_f$  ، وتم رفضه معنى ذلك ان التوقعات الماضية للتضخم اكثر سيطرة من التوقعات المستقبلية على القيمة المتوقعة للتضخم.

■ إذا ما تم اختبار الفرض الصفري  $\gamma_b + \gamma_f = 1$ ، وتم رفضه ( يعنى رفض الفرض الصفري بان المعلمتين متساويتين) استنادا الى قيم كاي تربيع معنى ذلك ان تكوين توقعات التضخم ليس تاما او كامل في الاجل الطويل وان منحني فيلبس لن يكون عموديا.

■ معنوية معلمة الفجوة  $\lambda$  تشير الى ان العرض والطلب لهما دور اساسي في تكوين التوقعات التضخمية وتفسير ديناميكية التضخم ، في حالة الرفض يعنى ان فجوة الناتج لا تصلح كمؤشر للنشاط الاقتصادي طبقا.

### ٢/٣ مبررات استخدام طريقة GMM لتقدير معلمات منحني NKPC :

عند اختبار امكانية استخدام منحني فيلبس الكينزي الجديد في تفسير ديناميكيات التضخم في مصر بتقدير معلمات المعادلتين (٥) و(٦) تواجهنا ٣ مشكلات تتعلق بخصائص المعلمات المقدره  $\lambda_b$  و  $\gamma_f$  و  $\lambda$  من حيث الاتساق وعدم التحيز وهي:

اولا: هناك متغيرات كثيرة محذوفة تحدد معدل التضخم مثل سياسات سعر الصرف ، والسياسات الضريبية ، والاستثمار الأجنبي والمحلي ، والهجرة ، وأسعار الغذاء العالمية ، الإنفاق الحكومي مع تلك المتغيرات الموجود بالمعادلة. وهذه المتغيرات بعضها صعب القياس بشكل دقيق، وان وجدت فلا يمكن ادراج كل هذه المتغيرات في معادلة واحدة.

ثانيا: مشكلة اخطاء القياس. فمتغير فجوة الناتج يستخدم كمؤشر Proxies تقريبي للتكلفة الحدية الحقيقية والتي هي الأخرى يجري حسابها من خلال تقدير دالة الانتاج، وأحد متغيرات دالة الانتاج (راس المال) متغير غير مشاهد. ايضا فجوة الناتج يمكن حسابها بطرق احصائية عديدة، وكل طريقة لها عيوب.

ثالثا: ادراج معدل التضخم المبطة كمتغير تفسيري، يعنى وجود مشكلة وجود ارتباط بين المتغيرات المفسرة وحد الخطأ وهذه المتغيرات يمكن وصفها بانها متغيرات داخلية، Endogenous وهو ما يعد خرقا لشرط استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية او المرجحة.

ومن حيث المبدأ، يمكننا طريقة استخدام المربعات الصغرى ذات المرحلتين (2SLS) لتقدير معلمات النموذج. لكن يجب تحقق الشروط التالية: أولاً: أن يكون لدينا متغيرات او ادوات مساعدة جيدة (أي متغيرات لا ترتبط ببواقي المعادلة ولكنها مرتبطة بالمتغيرات المستقلة بالانحدار) ؛ ثانياً: إذا استخدمنا القيم الفعلية كمؤشر Proxies بديل لأي قيم مستقبلية متوقعة ، فيجب علينا اضافة متغير أخطاء المتوسط المتحرك Moving Average Errors. ثالثاً: يجب أن نتأكد من أن البواقي تتصف بخصائص عدم وجود ارتباط ذاتي Non-Autocorrelation أو عدم ثبات التباين Heteroskedasticity عن طريق اضافة متغيرات مبطة كافية. ولهذا السبب الاخير، فإن طريقة اللحظات (أو العزوم) المعممة (GMM) ستفوق على TSLS حيث يمكن لـ GMM تصحيح مشكلتي عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي.

لذا استخدمت معظم الدراسات السابقة طريقة العزوم المعممة **Generalized Method of Moments (GMM)** التي تتفادى جزئياً المشكلات الثلاثة السابقة، وهي من عائلة ما يعرف بنماذج المعلومات المحدودة **limited information methods** (ولاشتقاق مقدر **GMM** يراجع الملحق).

لكن الشرط الاساسي هو أن خطأ التوقع في معدل التضخم المستقبلي يكون غير مرتبط بمجموعة المعلومات التي تتضمنها مصفوفة المتغيرات او الادوات المساعدة  $Z_t$  أو ما يعرف بشرط التعامد الاحصائي **Instrument Orthogonality condition** . فمثلاً، إذا تم استخدام التوصيف الثالث في التقدير:

$$\pi_t = a + \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda y^G + \varepsilon_t \dots \dots \dots \text{Model ... (3)}$$

فيجب ان يتحقق الشرط التالي:

$$E\{(\pi_t - a - \gamma_f \pi_{t+1} - \gamma_b \pi_{t-1} - \lambda y^G) Z_t\} = 0$$

٤/ البيانات ونتائج التقدير وتفسير النتائج :

١/٤ البيانات وتحليلها البياني :

تم تجميع البيانات المستخدمة في حساب المتغيرات المستخدمة في التقدير للفترة من الربع الثالث (سبتمبر) ٢٠٠٢ الى الربع الرابع (ديسمبر) ٢٠٢٠، وهي: الرقم القياسي لأسعار المستهلكين حضر الربع سنوي **CPI** (٢٠١٠=١٠٠) من موقع صندوق النقد الدولي، والنتائج المحلي الاجمالي الاسمي **GDP** بتكلفة الإنتاج الجاري من وزارة التخطيط، والسيولة المحلية **M2** وسعر الصرف الاسمي الشهري من موقع البنك المركزي المصري (**CBE**) وتم تكملة البيانات من المجلة الاقتصادية للبنك المركزي اعداد متفرقة.

اولاً: المتغير التابع: معدل التضخم الجاري  $\pi_t$ . مقاسا بالتغير النسبي للرقم القياسي لأسعار المستهلكين حضر (الربع الجاري الى الربع المناظر في العام السابق)  $(y - o - y)$ .

ثانياً: المتغيرات المفسرة وهي:

■ معدل التضخم المبطل  $\pi_{t-1}$  : ويمثل القيمة المبطلدة لفترة واحدة **one-period lagged** معدل التضخم الجاري.

■ معدل التضخم المستقبلي  $\pi_{t+1}$ ، ويمثل القيمة المتقدمة لفترة واحدة **one-quarter-ahead** لمعدل التضخم الجاري.

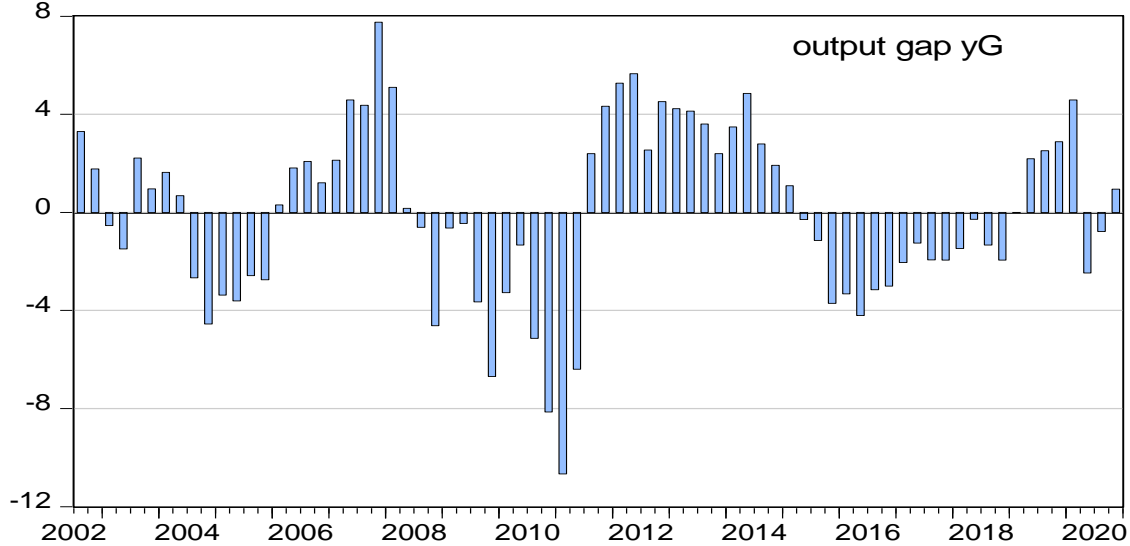
■ فجوة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي  $y^G$ ، ولقد استخدمت فجوة الإنتاج كمؤشر للتكلفة الحدية، وسيتم تقدير فجوة الناتج بتقدير الناتج المحتمل  $y^P$  باستخدام مرشح **Hodrick- Prescott** من بيانات الناتج الفعلي الحقيقي  $y$  (انظر الملحق).

$$y^G = \left( \frac{y - y^P}{y^P} \right) \text{ } y^G (\%) \text{ باستخدام المعادلة :}$$



ويوضح الشكل (٣) أن عدد فجوات الناتج الموجبة والسالبة متساو تقريبا خلال فترة الدراسة. ولكن يلاحظ ان عدد الفجوات الموجبة او السالبة متتابعة، تزيد عن ٣ فترات ربعية. مما يعني تعرض الاقتصاد المصري الى موجات وضغوط تضخمية عندما تكون الفجوة موجبة، والى دخول الاقتصاد في حالة الركود عندما تكون الفجوة سالبة.

شكل (٣) تطور فجوة الناتج في مصر (سبتمبر ٢٠٠٢ حتى ديسمبر ٢٠٢٠)



وإذا تم التركيز على الفجوة الموجبة التي ترتبط طرديا بالتضخم، فإن الاقتصاد المصري دخل في أربع موجات تضخمية، الأولى: وبدأت اعتبارا من الربع الثالث عام ٢٠٠٣ أي 2003q3 الى 2004q2. والموجة الثانية وبدأت من 2006q2 الى 2008q1 ، ثم الموجة الثالثة وبدأت من 2011q3 الى 2015q1 والموجة الاخيرة بدأت 2019q2 الى 2020q1 .

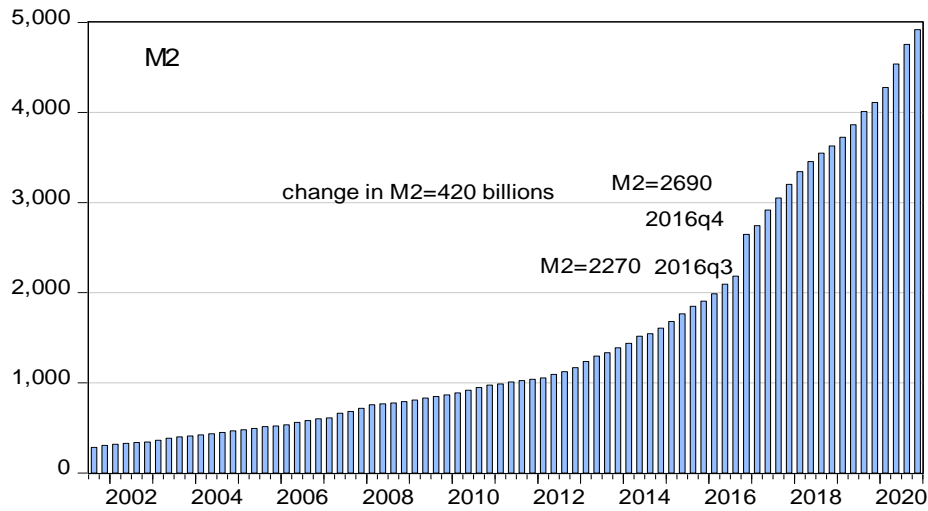
أما الفجوة السالبة والتي ترتبط بدخول الاقتصاد في حاله الركود، فقد مر الاقتصاد المصري بموجات ركودية : الأولى: بدأت من 2004q4 وحتى 2005q4 والثانية بدأت من 2009q3 الى 2011q2 والاخيرة بدأت من 2015q3 وانتهت في 2018q4.

■ معدل نمو في السيولة المحلية أو النقود الواسعة  $m2y$  (y-o-y): حيث يعد عرض النقود الواسع محدداً مهماً للتضخم. وقد تساهم البيانات المتعلقة بعرض النقود الواسع في تفسير الضغوط التضخمية في مصر للفترة قيد الدراسة.

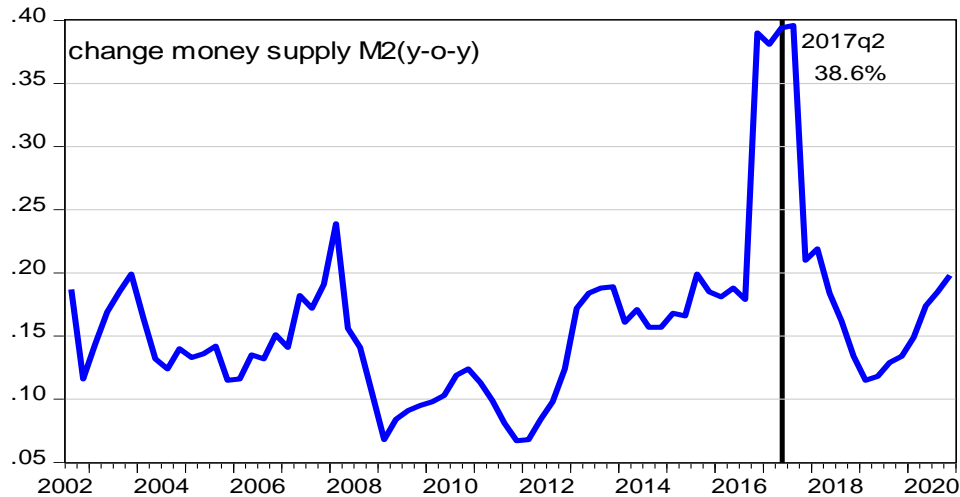
ونلاحظ من الشكل (٤) أن السيولة المحلية كقيمة، قد زادت بشكل ملحوظ بواقع ٤٢٠ مليار جنية في الربع الرابع من عام ٢٠١٦ أي نهاية ديسمبر ٢٠١٦، وكان ذلك أثر إعادة تقييم الودائع بالعملة الاجنبية طبقا لسعر الصرف الجديد الذي تم تعويمه في الربع الرابع من ٢٠١٦.

ويوضح الشكل (٥) تطور معدل نمو السيولة المحلية في مصر (y-o-y) ، ومنه يتضح ان هذا المعدل قد انخفض بشكل ملحوظ في الفتره من ٢٠٠٨ الى ٢٠١٢، ثم بلغ معدل النمو في السيولة المحلية أقصاه في الربع الثاني من ٢٠١٧ بواقع ٣٢,٤% وكان ذلك بسبب الزيادة في قيمة الودائع بالعملة الاجنبية، نتيجة التعويم الكامل لسعر الصرف في نوفمبر ٢٠١٦

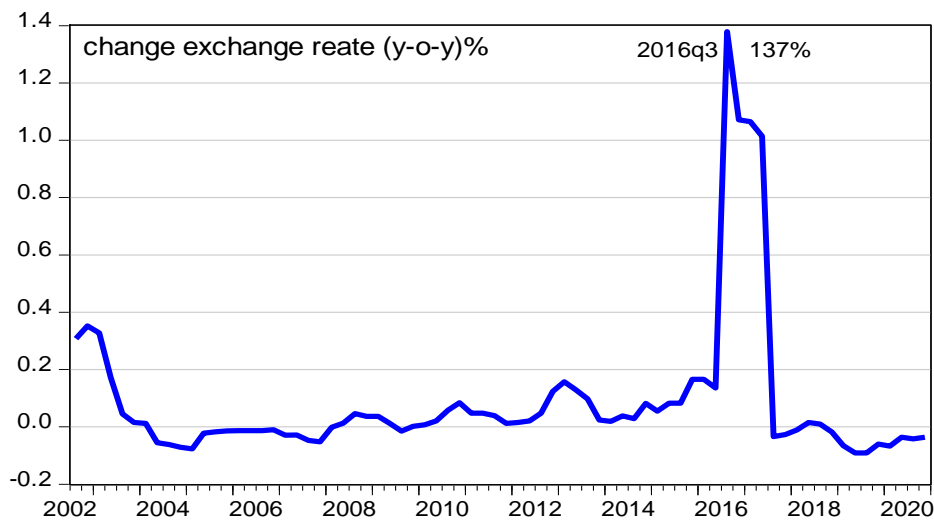
شكل (٤) تطور السيولة المحلية M2 في مصر بالمليار جنية (سبتمبر ٢٠٠١ حتى ديسمبر ٢٠٢٠)



شكل (٥) تطور معدل نمو السيولة المحلية في مصر (y-o-y) (سبتمبر ٢٠٠٢ حتى ديسمبر ٢٠٢٠)



شكل (٦) تطور معدل نمو سعر الصرف الحقيقي (y-o-y) (سبتمبر ٢٠٠١ حتى ديسمبر ٢٠٢٠)

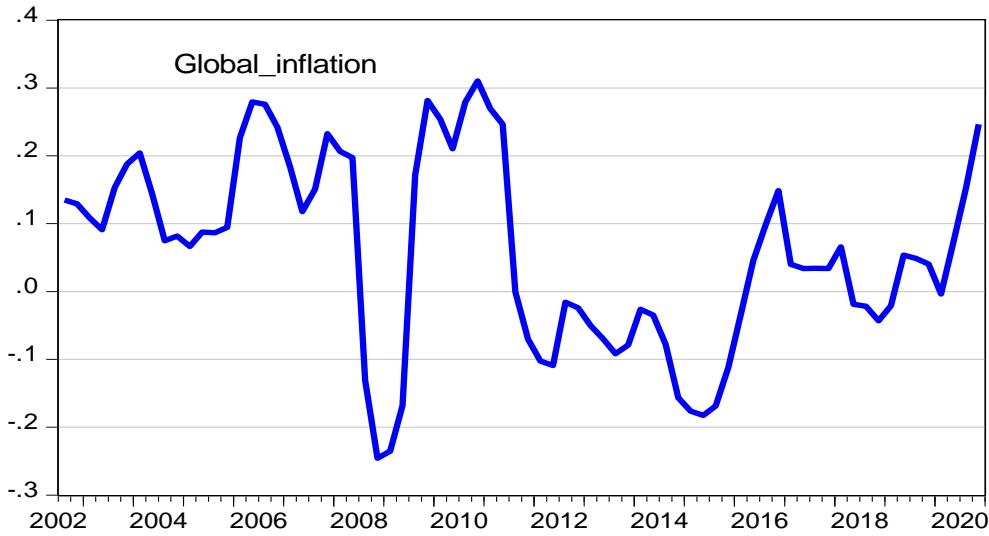




■ نمو سعر الصرف الاسمي  $ey$  : مقاسا بالتغير السنوي لسعر الصرف الاسمي  $(y-o-y)$ ، كمتغير إضافي يحدد التضخم. والسبب هو أن وسيلة السداد في استيراد السلع والخدمات إلى مصر هي في الغالب بالدولار الأمريكي. ومن الناحية النظرية، نتوقع أن يؤدي ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) إلى زيادة التضخم.

وواضح من الشكل ٦ ان سعر الصرف نما بمعدل ١٣٨% في الربع الرابع من ٢٠١٦ وكان ذلك اثر قرار التعويم في نوفمبر ٢٠١٦.

شكل (٧) تطور معدل نمو الاسعار الاجنبية  $(y-o-y)$  (Global non-fuel commodity inflation)



■ معدل التغير السنوي في اسعار السلع غير البترولية العالمية: تمثل التغيرات في الاسعار بالخارج احد محددات التضخم، وهناك مؤشرات عديدة منها الاسعار العالمية للمواد الغذائية و الاسعار العالمية للسلع الاولية الاسعار العالمية للسلع الاولية بدون الوقود. والشكل (٧) يوضع معدل التضخم طبقا للرقم القياسي لاسعار السلع الاولية مستبعدا منها الوقود Global non-fuel

commodity inflation (IMF index, measured year-on-year)

وواضح انه يتقلب بشدة صعودا وهبوطا. وقد تم اجراء اختبار للتوصيفات المختلفة باستخدام أي متغير يعكس التضخم في الخارج ولكن جاءت النتائج غير معنوية ومخالفة للإشارة المتوقعة، لذا تم استبعادها كمتغيرات تفسيرية، ولكن ادخالها في مصفوفة المتغيرات المساعدة.

٢/٤ نتائج اختبار جذر الوحدة:

الشرط الاساسي لاستخدام المتغيرات الاصلية هو سكون هذه السلاسل، وحيث ان اختبارات جذر الوحدة التقليدية قد تؤدي الى نتائج غير حقيقية بقبول ان السلسلة غير ساكنة، بينما هي في الواقع ساكنة ولكنها تشمل على تغير هيكلية. هذا التخوف قائم لان التحليل الاحصائي للبيانات اثبت ان المتغيرات تشمل على انكسارات هيكلية في بعض السنوات.

لذا سيتم اختبار وجود جذر الوحدة في ظل افتراض وجود نقطة انكسار Time Break (TB) في بيانات السلسلة، بالاختبارين التاليين: الأول: (IO) Innovational Outlier ويفترض وجود تغير تدريجي لوسط السلاسل الزمنية. والاختبار الثاني: (AO) additive outliers ويفترض



وجود انتقال مفاجئ لوسط السلاسل الزمنية، أي بافتراض وجود تغيرات هيكلية مفاجئة في البيانات.

جدول (٢) نتائج اختبار جذر الوحدة في وجود تغيرات هيكلية

المتغير	الرمز	Innovational Outlier (IO)		additive outliers (AO)	
		t-Statistic	TB	t-statistic	TB
معدل التضخم	$\pi_t$	-4.031* (1)	2016q1	-4.839** (1)	2006q4
فجوة الناتج	$yG$	-2.8820 (0)	2011q2	-2.724 (1)	2011q3
نمو النقود $M2$	$my2$	-3.510 (5)	2014q4	-3.136 (0)	2013q1
نمو سعر الصرف الاسمي	$ey$	-3.518 (0)	2015q3	-1.656 (7)	2015q4
	$C V^{+++}$	-4.194		-3.609	

\*\*\*، \*\* معنوية عند مستوى ٥% ، ١% على الترتيب . TB=Time Break  
 تم الاختبار في ظل t-statistic Maximize intercept break  
 +++ CV القيمة الحرجة عند ٥% ، الأرقام بين الأقواس : فترة الإبطاء--  
 تم إجراء هذا التقدير وجميع التقديرات والاختبارات التالية باستخدام الحزمة EViews 10.

ويوضح جدول (٢) سكون سلسلة معدل التضخم وأنها من الرتبة صفر  $I(0)$ . لكن فجوة الناتج ومعدل نمو المعروض النقدي (السيولة المحلية  $M2$ ) ومعدل نمو سعر الصرف الاسمي كانت غير ساكنة كمستويات، ولكنها سكنت بعد أخذ الفروق الأولى  $I(1)$ . كما يتضح ان نقاط الانكسار تركزت خلال الفترة من ٢٠١١ الى ٢٠١٦ .  
 ولذا سوف تستخدم الدراسة القيم الأصلية لمعدل التضخم وقيم الفروق الأولى لباقي المتغيرات، مع إضافة متغير صوري يأخذ قيمة ١ في الفترة من 2016q4 الى 2017q4 وباقي القيم تساوي الصفر.

#### ٣/٤ نتائج الاختبار التشخيصية: Diagnostics Tests

تم استخدام طريقة GMM في تقدير معلمات أربع توصيفات (4 Models) كما بالجزء (١/٣) لمنحنى فيليبس الكينزي الجديد، وفي ظل ١٥ متغير أو أداة مساعدة Instrument لجميع التوصيفات وهذه الادوات بالإضافة إلى الثابت هي:  
 الفروق الأولى لفجوة الناتج والقيمة المبطلت لفترتين، والقيم المبطلت لفترتين لمعدل التضخم المحلي، ومعدل نمو السيولة المحلية والقيم المبطلت لفترتين، معدل النمو في سعر الصرف الاسمي والقيم المبطلت لفترتين، معدل التضخم العالمي والقيم المبطلت لفترتين.



جدول (٣) تقدير توصيفات بديلة لمنحنى فيلبس الكينزي الجديد

المتغير التابع	$\pi_t$	Model(1)	Model(2)	Model(3)	Model(4)
المتغير	رمز	<i>forward-looking</i>	<i>backward-looking</i>	<i>hybird</i>	<i>hybird</i>
C	$\alpha$	0.03(1.82)	0.04(5.25)	0.00(0.20)	-0.00(-1.67)
$\pi_{t+1}$	$\gamma_f$	0.73(6.58)		0.50 (9.66)	0.49(12.91)
$\pi_{t-1}$	$\gamma_b$		0.51(7.14)	0.48 (14.50)	0.56(19.79)
$\Delta y^G_{(t-4)}$	$\lambda$	1.08(4.09)	0.37(1.78)	0.61(3.00)	0.30(2.17)
$\Delta mzy_{(t-3)}$	$\alpha_1$				0.16(5.06)
$\Delta ey_{(t-2)}$	$\alpha_1$				0.04(5.62)
Dummy		0.06(2.82)	0.12(10.67)	0.03 (2.34)	
AdjD, R <sup>2</sup>		68%	77%	89%	93%
D-W tats		1.08	1.29	2.16	2.03
S.E. of regression		0.031	0.059	0.059	0.056
J-statis (Prob)		10.16(0.52)	7.83(0.73)	9.20(0.39)	8.49(0.51)
Instrument rank		15	15	15	15
<i>Instrument Orthogonality Test: H0: Variables are valid instrument+++</i>					
Difference J-statistic ( Probability)					
C-test(Prob)		1.60(0.81)	3.81(0.43)	6.10(0.20)	3.33(0.33)
<i>Durbin-Wu-Hausman Test,, H0: regressors are exogenous</i>					
Difference J-statistic ( Probability)					
		1.25(0.74)	1.50(0.22)	1.17(0.75)	1.10(0.89)
<i>H0: residual autocorrelation up to 4 lags</i>					
Q-statistic(Prob)		13.75(0.01)	16.95(0.00)	6.15(0.19)	5.40(0.3)

+++ تم التحقق من صلاحية الأدوات المساعدة: معدل النمو في سعر الصرف الاسمي gexc، معدل النمو في السيولة المحلية gM2، فجوة الناتج yG

يتضح من الاختبارات التشخيصية للنماذج الاربعة من جدول (٣) ما يلي:

أولاً : أن قيمة الاحتمالية Probability -Value للإحصائية J-statistic تساوي ٥٢% ، ٧٣% ، ٣٩% ، ٥١% للنماذج الاربعة على الترتيب، وجميع القيم اكبر من ٥% ، اي يمكن عدم قبول (رفض) الفرض الصفري القائل بوجود مشكلة زيادة التمييز Overidentification في توصيف العلاقات الاربعة.

ثانياً : يتضح من جدول (٢) أن الاحتمالية للإحصائية C-Test أو (Eichenbaum, Hansen Instrument Orthogonality Test and Singleton (EHS) Test) التي تختبر التعامد أو الاستقلال الاحصائي بين المتغيرات المساعدة والمعلومات المقدره، إلى قبول الفرض الصفري القائل بان المتغيرات أو الادوات الخمسة عشر التي تم اختيارها تصلح بان تكون متغيرات مساعدة. Valid Instruments. لأن قيم الاحتمالية تزيد عن ٥% لجميع النماذج، وتتراوح بين ٢٠% إلى ٨١%.

ثالثاً: باختبار مدى داخلية المتغيرات المفسرة التي تم ادراجها في كل علاقة يتضح من جدول (٣) أن قيمة الاحتمالية للإحصائية Durbin-Wu-Hausman Test تزيد عن ٥% لجميع للعلاقات

الأربعة، وبالتالي يمكن قبول الفرض الصفري القائل بأن الفروق الأولى  $\Delta$  لفجوة الناتج المبطلأ لاربع فترات  $yG(t-4)$  تعتبر متغيرات خارجية في النماذج الثلاثة الأولى.

كما يمكن قبول الفرض الصفري القائل بأن الفروق الأولى  $\Delta$  لفجوة الناتج المبطلأ لاربع فترات والفروق الأولى  $\Delta$  لمعدل نمو في سعر الصرف المبطلأ لفترتين  $ey(t-2)$ ، والفروق الأولى  $\Delta$  لمعدل نمو السيولة المحلية المبطلأ ٣ فترات تعتبر متغيرات خارجية Exogenous في النموذج الرابع، ولا تعتبر متغيرات داخلية، ومن ثم لا يوجد مشكلة ارتباط خطي بينها وبين حد الخطأ.

رابعا: تشير احتمالية احصائية the Box-Pierce-Ljung Q-statistic بعدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين حدود الخطأ في النموذج الثالث وهو منحنى فيليبس الكينزي الجديد الهجين. وحيث أن التوصيفات الأربعة قد اجتازت الاختبارات التشخيصية، ولكن نلاحظ أن النموذج التوصيف الرابع أو Model 4 هو أفضل النماذج طبقا لجميع الاختبارات التشخيصية، وبالتالي يمكن اعتباره النموذج المعياري، ويمكن رصد النتائج كما يتضح من النقطة التالية.

#### ٤/٤ نتائج تقدير معاملات منحنى فيليبس الكينزي الجديد:

◆ أثر التضخم المتوقع في المستقبل: تشير النتائج بجدولي (٢) و(٣) الى أن معلمة التضخم المتوقع  $\gamma_f$  موجبة ومعنوية في التقديرات الأربعة، وبذلك تتفق إشارة المعلمات ومعنوياتها مع مقتضيات النظرية الاقتصادية. وتراوح قيمة  $\gamma_f$  بين ٠,٤٩ الى ٠,٣٧٣، ونلاحظ ان معلمة النظرة الامامية للتضخم forward-looking قد سجلت زيادة ملحوظة في منحنى فيليبس ذو النظرة الامامية البحتة pure forward-looking (العمود الاول (1) Model).

جدول (٤) معاملات الأجل القصير والأجل الطويل ومعامل التضحية

	Model(1)	Model(2)	Model(3)	Model(4)
	forward-looking	backward-looking	hybird	hybird
$\pi_{t+1}$ التضخم المتوقع في المستقبل	0.73***		0.50 ***	0.49***
$\pi_{t-1}$ التضخم الماضي		0.51***	0.48 ***	0.56***
$\Delta y^G(t-4)$ فجوة الناتج	1.08***	0.37**	0.61***	0.30***
$\Delta m_2y(t-3)$ التغير السنوي للنقود		$\Delta m_2y(t-3)$		0.16***
$\Delta ey_{t-2}$ التغير السنوي لسعر الصرف		$\Delta ey(t-2)$		0.04***
الأثر في الأجل الطويل				
اثر التغير في فجوة الناتج		0.76	1.17	0.68
اثر التغير السنوي للنقود				0.36
اثر التغير السنوي لسعر الصرف				0.09
معامل التضحية sacrifice ratio		1.32	0.85	1.47

المصدر المعلمات ومعنوياتها من الجدول (٣)، \*\* و \*\*\* معنوية عند درجة ٥% و ١% على الترتيب.

اما معاملات الأجل الطويل ومعامل التضحية فقد حسبت باستخدام المعادلتين:

الأثر في الأجل الطويل = معلمة المتغير ÷ (١ - معلمة التضخم المبطلأ)، معامل التضحية = (١ - معلمة التضخم المبطلأ) ÷ معلمة فجوة الناتج

وإذا اعتبرنا ان النموذج الرابع Model(4) بالعمود ٤ (من الجدول ٣ أو الجدول ٤) هو التقدير المعياري والذي يمثل منحنى فيليبس الكينزي الجديد (الهجين الموسع)، فإن زيادة قدرها



١٠ نقاط مئوية في معدل التضخم المتوقع تؤدي إلى زيادة قدرها ٤,٩ نقطة مئوية في التضخم الجاري.

◆ أثر التضخم المتوقع في الماضي: تشير النتائج بالجدولين ٢ و ٣ إلى أن معلمة التضخم المبطل  $\gamma_b$  موجبة ومعنوية في التقديرات الأربعة، وبذلك تتفق إشارة المعلمات ومعنوياتها مع التوقعات النظرية المسبقة. وتتراوح قيمة المعلمة  $\gamma_b$  بين ٠,٤٨ و ٠,٥٦.

وحيث اعتبرنا ان النموذج الرابع (4) Model يمثل التقدير المعياري، فإن زيادة قدرها ١٠ نقطة مئوية في معدل التضخم المبطل تؤدي إلى زيادة التضخم الجاري بمقدار ٥,٦ نقطة مئوية. ◆ أثر فجوة الناتج: نظرا لعدم سكون سلسلة فجوة الناتج واستخدام سلسلة الفروق الأولى لها، جاءت المعلمة  $\lambda$  للفروق الأولى لفجوة الناتج المبطل لأربع فترات  $yG(t-4)$ ، معنوية وموجبة في جميع التقديرات، وتراوحت قيمة  $\lambda$  بين ٠,٣ إلى ١,٠٨. ولكن نلاحظ ان قيمة معلمة فجوة الناتج تسير تقريبا في نفس اتجاه معلمة التضخم المتوقع في المستقبل حيث تصل إلى أقصى قيمة لها ١,٠٨ عندما تبلغ قيمة معلمة التضخم المتوقع أقصى قيمة لها وهي ٠,٧٣.

وفي النموذج المعياري (4) Model بالعمود ٤ فإن زيادة قدرها ١٠ نقاط مئوية في فجوة الناتج في الربع الرابع من ٢٠١٨ (مثلا) تؤدي إلى زيادة معدل التضخم في الربع الرابع من العام التالي ٢٠١٩ بواقع ٣ نقاط مئوية. ويجب التأكيد على ان معنوية معلمة فجوة الناتج  $\lambda$  تشير إلى ان العرض والطلب الكليين لهما دور اساسي في تكوين التوقعات التضخمية وتفسير ديناميكية التضخم.

السؤال: ماذا لو أرادت السلطة النقدية خفض معدل التضخم بواقع ١ نقطة مئوية؟

يقيس معامل التضحية **Sacrifice Ratio** بكم ينخفض الناتج اذا قامت السلطة النقدية بتخفيض معدل التضخم عن اتجاهه (متوسطه في الأجل الطويل) بمقدار نقطة مئوية. ويقاس معامل التضحية باستخدام المعادلة: معامل التضحية = (١ - معلمة التضخم المبطل) ÷ معلمة فجوة الناتج.

ويوضح الجدول أنه اذا أرادت السلطة النقدية خفض معدل التضخم **disinflation** بواقع ١% فإن عليها أن تضحي بتخفيض الناتج بنسبة تتراوح بين ٠,٨٥% إلى ١,٤٧%. وهذه النتيجة تتفق مع نتائج الدراسات السابقة (Kapur and Patra (2000).

◆ أثر التغير في سعر الصرف: نظرا لعدم سكون سلسلة معدل التغير في سعر الصرف الاسمي فقد تم استخدام الفروق الأولى. وتشير النتائج بجدولي (٣) و(٤) إلى أن معلمة الفروق الأولى المبطل لفترتين لمتغير سعر الصرف جاءت موجبة ومعنوية، وتبلغ قيمة  $\alpha_1$  حوالي ٠,٠٤ في النموذج المعياري، أي أن زيادة قدرها ١٠ نقاط مئوية في سعر الصرف المبطل لفترتين ربع سنوية تؤدي إلى زيادة معدل التضخم الجاري بواقع ٠,٤ نقطة مئوية. فمثلا تغير معدل الصرف بنسبة ١٣٦% في الربع الثالث من عام ٢٠١٦ وانعكس ذلك على ارتفاع معدل التضخم بنسبة ٦% في الربع الثاني عام ٢٠١٧.

إن انخفاض معلمة اثر سعر الصرف على التضخم انما تعكس التقلب الشديد في هذا المتغير خلال فترة الدراسة. ولكن اثره في الأجل الطويل يصل إلى أكثر من ضعف الأثر في الأجل القصير، حيث تبلغ المعلمة ٠,٩، كما بجدول (٤).

◆ أثر التغير في السيولة المحلية: نظرا لعدم سكون سلسلة معدل التغير في المعروض النقدي فقد تم استخدام الفروق الأولى. وتشير النتائج بجدولي (٣) و(٤) إلى أن معلمة الفروق الأولى المبطل

لثلاث فترات لمتغير معدل النمو في السيوولة M2 جاءت موجبة ومعنوية، وتبلغ قيمة  $\alpha_2$  حوالى ٠,١٦، أي أن زيادة قدرها ١٠ نقاط مئوية في سعر الصرف المبطلأ لفترتين ربع سنوية تؤدي الى زياد معدل التضخم الجاري بواقع ١,٦ نقطة مئوية. أما الأثر في الأجل الطويل فقد جاء كبيراً حيث بلغت المعلمة ٠,٣٦.

السؤال : أيهما أكثر تأثيراً على توقعات التضخم الحالي: توقعات المستقبل أم توقعات الماضي؟ يمكننا، أيضاً، استخدام النتائج بالجدول (٤) لتقييم مسألة ما إذا كانت العملية التضخمية في مصر تعتمد على استشراف المستقبل أم على الماضي أم على كليهما. النموذج الأول يؤكد على ان معلمة الناتج المتوقع في المستقبل تساوي ٠,٧٣، وفي النموذج الثالث (الهجين) تنخفض الى ٠,٤٩، وهي تقارب معلمة التضخم المبطلأ والتي تبلغ ٠,٤٨. ولكن في النموذج الرابع تنخفض الى ٠,٥٠، مقابل زيادة معلمة التضخم المبطلأ إلى ٠,٥٦.

إن معلمة التضخم المتوقع في النموذج الرابع (المعياري) تتوافق مع النتائج التطبيقية لمعظم الدول (Berg, et al.(2006) التي وجدت أن معاملات التضخم المتوقع أقل بشكل ملحوظ من ٠,٥٠.

وباختبار الفرض الصفري بان معلمة التضخم المبطلأ اكبر من معلمة التضخم المستقبلي او  $H_0: \gamma_b - \gamma_f = 0$  أو  $H_0: \gamma_b = \gamma_f$ ، ويوضح الجدول (٥) باستخدام اختبار Wald test عدم رفض الفرض الصفري والقبول بأن معلمة التضخم المبطلأ تعادل معلمة التضخم المتوقع في المستقبل، سواء في النموذج الثالث او الرابع، حيث ان قيمة الاحتمالية لاحصائية t-statistic واحصائية F-statistic واحصائية Chi-square تزيد عن ٥% .

جدول (٥) نتائج اختبار Wald Test لمعاملات النموذج

	Model(3)		Model(4)	
الفرض الصفري	$H_0: \gamma_b - \gamma_f = 0$		$H_0: \gamma_b - \gamma_f = 0$	
<i>Test Statistic</i>	<i>Value</i>	<i>Prob</i>	<i>Value</i>	<i>Prob</i>
<i>t-statistic</i>	0.24	0.81	-1.20	0.23
<i>F-statistic</i>	0.06	0.81	1.44	0.23
<i>Chi-square</i>	0.06	0.81	1.44	0.23

معنى ذلك أن التوقعات الماضية للتضخم backward-looking والتوقعات المستقبلية forward-looking تسهمان بشكل متوازن في تحديد معدل التضخم الجاري في مصر.

جدول (٦) نتائج اختبار Wald Test لمعاملات النموذج

	Model(3)		Model(4)	
الفرض الصفري:	$H_0: \gamma_b + \gamma_f = 1$		$H_0: \gamma_b + \gamma_f = 1$	
<i>Test Statistic</i>	<i>Value</i>	<i>Prob</i>	<i>Value</i>	<i>Prob</i>
<i>t-statistic</i>	-0.32	0.75	-0.32	0.75
<i>F-statistic</i>	0.11	0.75	0.11	0.75
<i>Chi-square</i>	0.11	0.75	0.11	0.75

السؤال: هل منحني فيليبس الكينزي الجديد عمودياً في الأجل الطويل؟؟



للتحقق من الطبيعة الرأسية لمنحنى فيليبس طويل الاجل ، يمكننا اختبار الفرضية الصفرية القائلة بأن مجموع معلمات التضخم المبطل لفترة واحدة والتضخم المتوقع لفترة واحدة يساوي واحداً. وباختبار الفرض الصفري  $H_0: \gamma_b + \gamma_f = 1$ ، و يوضح الجدول (٦) قبول الفرض الصفري بأن مجموع المعلمتين يساوي الواحد استنادا الى قيم احصائيات  $F$ - و  $t$ -statistic و  $\text{Chi-square}$  statistic.

معنى ذلك أن عملية تكوين توقعات التضخم تامة او كاملة في الاجل الطويل، وان منحنى فيليبس سيكون عموديا، وبالتالي غياب أى فرصة لاستثمار فكرة التقابل بين التضخم والنتاج او البطالة كما كان يقرر منحنى فيليبس التقليدي.

#### ٦ الخلاصة والتوصيات :

نظرا لأن منحنى فيليبس الكينزي الجديد NKPC ، يمثل خلاصة توليفة بين اسهامات المدارس الاقتصادية المختلفة حول اعادة اكتشاف محددات التضخم، تهدف هذه الدراسة إلى اكتشاف محددات التضخم في مصر بتوظيف هذا المنحنى سواء في شكله البحث  $\text{pure NKPC}$  أو الهجين  $\text{hybrid NKPC}$  في شرح وتفسير ديناميكيات التضخم في مصر، لبيانات ربعية من 2002q2 إلى 2020q4 ، وبيان مدى إمكانية استخدام فكرة منحنى فيليبس الكينزي الجديد من قبل صانعي السياسة النقدية في مصر، وذلك من خلال:

أولاً: تحديد أثر كل من توقعات التضخم الماضية (النظرة الى الماضي  $\text{backward-looking}$  وتوقعات التضخم في المستقبل (النظرة الامامية للتضخم  $\text{forward-looking}$  على القيم الجارية لمعدل التضخم، ومعرفة أيهما أكثر تأثيراً.

ثانياً: دور فجوة الناتج في تكوين معدل التضخم، ومعامل التضحية بين التضخم والنتاج، ومدى انطباق منحنى فيليبس العمودي في الأجل الطويل في مصر.

وحيث تحدد معادلة منحنى فيليبس الكينزي الجديد NKPC في شكلها الهجين ان معدل التضخم الجاري  $\pi_t$  يتحدد بكل من معدل التضخم المبطل  $\pi_{t-1}$  و معدل التضخم المستقبلي  $\pi_{t+1}$ ، وفجوة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي  $y^G$ ، وطبقاً لنتائج الدراسات السابقة فقد وقع الاختيار على طريقة العزوم المعممة  $\text{Generalized Method of Moments (GMM)}$ ، لان هذا الطريقة تمكننا من تقدير معلمات متسقة وغير متحيزة في ظل وجود متغيرات محذوفة عديدة واحتمالية وجود ارتباط سلسلي، من خلال توظيف كل المعلومات المتاحة التي تشمل عليها بعض المتغيرات المساعدة لكل المتغيرات المستخدمة في التقدير.

وباختبار وجود جذر الوحدة باستخدام اختباري:  $\text{Innovational Outlier Test (IO)}$

و  $\text{additive outliers Test (AO)}$  في ظل افتراض وجود نقطة انكسار  $\text{Time Break (TB)}$  في بيانات السلسلة. اتضح أن سلسلة معدل التضخم ساكنة ومن الرتبة صفر  $I(0)$ . لكن فجوة الناتج ومعدل نمو المعروض النقدي (السيولة المحلية  $M2$ ) ومعدل نمو سعر الصرف الاسمي كانت غير ساكنة كمستويات، ولكنها سكنت بعد اخذ الفروق الاولي  $I(1)$ . ولذا سوف تستخدم الدراسة

القيم الاصلية لمعدل التضخم وقيم الفروق الأولى لباقي المتغيرات. مع إضافة متغير صوري يأخذ قيمة ١ في الفترة من 2016q4 إلى 2017q4 وباقي القيم تساوي الصفر.

وباستخدام طريقة العزوم المعممة GMM، وبعد التحقق من اجتياز الاختبارات التشخيصية للتوصيفات الاربعة البديلة لمنحنى NKPC من حيث جودة وتمييزه وداخلية وخارجية المتغيرات المفسرة والمتغيرات المساعدة، توصلت الدراسة الى النتائج التالية:

◆ أن معاملات التضخم المتوقع  $\gamma_f$  ومعلمات التضخم المبطأ  $\gamma_b$  موجبة ومعنوية في التقديرات الاربعة، وتتفق إشارة المعلمات ومعنوياتها مع التوقعات النظرية والتطبيقية المسبقة . وتراوحت قيمة المعلمة  $\gamma_f$  بين ٠,٤٩ الى ٠,٣٧٣ ، بينما تتراوح قيمة المعلمة  $\gamma_b$  بين ٠,٤٨ و ٠,٥٦ .

◆ جاءت المعلمة  $\lambda$  للفروق الأولى فجوة الناتج المبطأ لأربع فترات  $YG(t-4)$  ، معنوية وموجبة في جميع التقديرات، وتراوحت قيمة  $\lambda$  بين ٠,٣ الى ١,٠٨ ، أي أن العرض والطلب الكليين لهما دور اساسي في تكوين التوقعات التضخمية وتفسير ديناميكية التضخم.

◆ إذا أرادت السلطة النقدية خفض معدل التضخم disinflation بواقع ١% فإن عليها أن تضحي بتخفيض الناتج بنسبة تتراوح بين ٠,٨٥ الى ١,٤٧%.

◆ ان معلمة الفروق الأولى لمتغير سعر الصرف المبطأة لفترتين جاءت موجبة ومعنوية، وتبلغ قيمة  $\alpha_1$  حوالي ٠,٠٤، ولكن اثره في الاجل الطويل يصل الى اكثر من ضعف الاثر في الاجل القصير، حيث تبلغ المعلمة ٠,٠٩ .

◆ أن معلمة الفروق الأولى المبطأة لثلاث فترات لمتغير معدل النمو في السيولة M2 جاءت موجبة ومعنوية، وتبلغ قيمة معلمتها  $\alpha_2$  حوالي ٠,١٦ ، أما الاثر في الاجل الطويل فقد جاء كبيرا حيث بلغت المعلمة ٠,٣٦ .

◆ أن التوقعات الماضية للتضخم backward-looking والتوقعات المستقبلية forward-looking تسهمان بشكل متوازن في تحديد معدل التضخم الجاري في مصر.

◆ أن تكوين توقعات التضخم تامة او كاملة في الاجل الطويل، أي أن منحنى فيليبس سيكون عموديا في الاجل الطويل، وبالتالي غياب أي فرصة لاستثمار فكرة التقابل بين التضخم والناتج أو البطالة ففي الاجل الطويل.

وبالتالي توصي الدراسة بما يلي:

أولاً: اعطاء نفس الاهمية في توقع التضخم وبنفس الدرجة لكل من النظرة المستقبلية والنظرة الماضية للتضخم، اي اعطاء الاهمية بنفس القدر لكل من مصداقية البنك المركزي فيما ينشأ من بيانات وتقارير عن توقعات التضخم في المستقبل وكذا بتوقعات الجمهور وخبراتهم بخصوص التضخم الماضي.

ثانياً: المحافظة على فجوة الناتج عند حدها الأدنى بتقليل الفجوة بين الناتج الفعلي والناتج المحتمل.

ثالثاً: ادارة المعروض النقدي والتحكم به من خلال وضع مستهدفات نقدية في اطار استهداف التضخم.

رابعاً: وضع استراتيجية طويل الاجل للتحكم في التغيرات في سعر الصرف



المراجع :  
باللغة الانجليزية :

- Abdelraouf ,Nadine , El-Abbadi, Hoda and Noureldin, Diaa. (2019), *Inflation Dynamics In Egypt: Structural Determinants Versus Transitory Shocks*, Egyptian Center for Economic Studies, Working Paper No. 201, June .
- Andreas Hornstein, (2008), "*Introduction to the New Keynesian Phillips curve*", January 2008.
- Berg, A, Karam, P and Laxton, D (2006), '*A practical model-based approach to monetary policy analysis – overview*', IMF Working Paper WP/06/80.
- Calvo, G (1983), '*Staggered prices in a utility maximising framework*', Journal of Monetary Economics, Vol. 12, No. 3, pp.383-98.
- D'Amato, Laura; Garegnani, María Lorena,(2009) ,*Studying the short-run dynamics of inflation: Estimating a hybrid new-keynesian Phillips Curve for Argentina (1993-2007)*, Working Paper, No. 2009/40, Economic Research Department (ie), Central Bank of Argentina.
- Fuhrer, J C (2000), '*Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models*', American Economic Review, Vol. 90, No. 3, pp. 367-90.
- Fuhrer, J C and Moore, G R (1995), '*Inflation persistence*', Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, No. 2, pp.127-59.
- Federal Reserve Economic Data, FRED online database, <https://fred.stlouisfed.org/series/PNFUELINDEXQ>.
- Gali, J (2008a), '*The new Keynesian approach to monetary policy analysis: lessons and new directions*'. <http://www.crei.cat/people/gali/jg09cfs.pdf>.
- Gali, J (2008b), *Monetary policy, inflation and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework*, Princeton, Princeton University Press.
- Gali, J and Gertler, M (1999), '*Inflation dynamics: a structural econometric analysis*', Journal of Monetary Economics, Vol. 44, No. 2, pp. 195-222.
- Gali, J and Gertler, M (2007), '*Macroeconomic modelling for monetary policy evaluation*', Journal of Economic Perspectives, Vol. 21, No. 4, pp. 25-45.
- Gali, J, Gertler, M and López-Salido, D (2001), '*European inflation dynamics*', European Economic Review, Vol. 45, No. 7, pp. 1237-70.
- Gali, J, Gertler, M and López-Salido, D (2005), '*Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve*', Journal of Monetary Economics, Vol. 52, No. 6, pp. 1107-18.
- Goodhart, C and Hofmann, B (2005b), '*The Phillips curve, the IS curve and monetary transmission: evidence for the US and the euro area?*', CESifo Economic Studies, Vol. 51, No. 4, pp. 757-75.
- Ho, C and McCauley, R (2003), '*Living with flexible exchange rates: issues and recent experiences in inflation targeting emerging market economies*', Bank for International Settlements Working Paper No. 130.
- Ito, T and Sato, K (2008), '*Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: vector autoregression analysis of the exchange-rate pass-through*', Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 40, No. 7, pp. 1407-38.
- Kapur, M and Patra, M D (2000), '*The price of low inflation*', Reserve Bank of India Occasional Papers, Vol. 21, No. 2/3, pp. 191-233.
- Lucas, R E (1976), '*Econometric policy evaluation: a critique*', Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 1, pp. 19-46.
- Milton Friedman (1968). "*The Role of Monetary Policy.*" American Economic Review,



58, 1-17.

- Nakahira, Kazuhiko** (2011). *Estimating a Hybrid New Keynesian Phillips Curve for Japan*, The Institute OF Economic Research, Chuo University , Tokyo, Japan.
- Patra, M D and M Kapur** (2010), '*A monetary policy model without money for India*', IMF Working Paper WP/10/183.
- Patra, M D and Ray, P** (2010), '*Inflation expectations and monetary policy in India: an empirical exploration*', IMF Working Paper WP/10/8.
- Rudebusch, G D** (2002), '*Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty*', Economic Journal, Vol. 112, No. 479, pp. 402-32.
- Rudebusch, G D and Svensson, L** (1999), '*Policy rules for inflation targeting*', in Taylor, J B (ed), Monetary policy rules, Chicago, University of Chicago.
- Rummel, Ole**, (2015), '*Estimating a monetary policy model (without money) for India*', Centre For Central Banking Studies , Economic Modeling And Forecasting , Bank of England
- Sbordone, A M** (2002), '*Prices and unit labour costs: testing models of pricing behaviour*', Journal of Monetary Economics, Vol. 45, No. 2, pp. 265-92.
- Sbordone, A M, Tambalotti, A, Rao, K and Walsh, K** (2010), '*Policy analysis using DSGE models: an introduction*', Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, Vol. 16, No. 2, pp. 23-43.
- Subbarao, D** (2010), '*Annual policy statement 2010-11*', Reserve Bank of India Bulletin, Vol. 64, No. 5, pp. 905-35.
- Wardhono, A., M. and et. al.** (2021), '*Movement of Inflation and New Keynesian Phillips Curve in ASEAN*', Economies, pp. 9- 34.
- Woodford, M** (2003), '*Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy*', Princeton, Princeton University Press



### باللغة العربية:

جوادي عصام (٢٠٢٠)، " منحى فيليبس الكينزي الجديد دراسة قياسية لعينة من الدول العربية خلال الفترة 1991 - 2018 ، المجلد 05 ، العدد 01 ، مجلة التنمية الاقتصادية، جامعة الوادي، الوادي، الجزائر، ، يونيه، 2020 .

حسن، أحمد السيد عبداللطيف، (٢٠١٢) محددات التضخم في مصر في الفترة من ١٩٨١ - ٢٠١١ : أسلوب التكامل المشترك، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة، جامعة عين شمس - كلية التجارة، ابريل.

البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، اعداد متفرقة.

موقع البنك المركزي المصري، البيانات التاريخية.

موقع وزارة التخطيط والمتابعة والاصلاح الاداري

<http://govmba.egypt.gov.eg/Ar/Pages/contactus.aspx>

موقع صندوق النقد الدولي، IMF, IFS

### ملحق الدراسة :

ملحق (١) اشتقاق منحى فيليبس الكينزي الجديد بدراسة (Calvo , 1983):

ويفترض هذا النموذج وجود منافسة غير كاملة في السوق، وأن الشركات تضع اسعارها  $P_t$  بحيث تكون أعلى من التكلفة الحدية  $MC$ . وفي اي فترة عشوائية، يوجد هناك احتمال قدره  $\theta - 1$  لاي شركة بان تضع اسعارها وان احتمال قدره  $\theta$  ان لا تستطيع هذه الشركات فرض اسعارها، أي أن هذه الأسعار جامدة بالنسبة لها ، ولا يمكنها تعديل الأسعار إلى أي مستوى مرغوب في اي وقت، ويمكن التعبير عن هذا الشرط على النحو التالي:

$$P_t = \theta P_{t-1} - (1 - \theta)P_t^* \dots \dots \dots (1)$$

حيث ان مستوى الاسعار الكلي  $P_t$  يتكون من الاسعار التي تم اعادة ترتيبها  $P_t^*$  والاسعار القديمة التي لم تتعدل (الجامدة)  $P_{t-1}$  ، الذي يتكون من السعر المعاد تعديله، والسعر القديم  $P_{t-1}$  لا يتغير (جامد). ويمكن التعبير عن خيار الشركة لتعديل الأسعار من خلال المعادلة التالية :

$$P_t^* = \mu + (1 - \theta\beta) \sum_{K=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \theta P_{t-1} E t m c_{t+k}^* \dots \dots \dots (2)$$

حيث أن  $\mu$  تعبر عن قيمة الزيادة المثلي في السعر عن التكلفة الحدية **Optimal Markup** ، وتعبر  $\beta$  عن معامل الخصم، بينما تعبر  $t m c_{t+k}^*$  عن التكلفة الحدية الاسمية. وتظهر اشارة السيجما **Sigma Sign** في المعادلة (٢) أن الأسعار الجديدة تتعدل ارتكازا على التوقعات الكلية للعنصر  $t m c_{t+k}^*$ . فضلا عن الشركات يمكن أن تختار أيضا الأسعار التي تركز على القيمة المرجحة لتوقعات التكاليف الحدية الاسمية المستقبلية.

وبناء على الافتراضات الرئيسية للنموذج يمكن إعادة ترتيب المعادلة لتعبر عن نموذج فيليبس الكينزي الجديد (NKPC) كما يلي :

$$\pi_t = \beta E \pi_{t+1} + \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} (m c_t + \mu - p t) \dots \dots \dots (3)$$

حيث يتحدد معدل التضخم الجاري بمعدل التضخم المتوقع في المستقبل لفترة واحدة والتكلفة الحدية الحقيقية  $(m c_t + \mu - p t)$ . وبناء على الشرط العام، فإن التكلفة الحدية الحقيقية الاجمالية تتمثل في

نسبة الاختلاف بين الناتج الفعلي والناتج المحتمل او فجوة الناتج . وبناء على الشركات توقعاتها رشيدة، يمكن تعديل معادلة (NKPC) لتصبح على النحو التالي:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \lambda y_t \dots \dots \dots (4)$$

حيث أن  $\lambda$  تعبر عن فجوة الناتج، ومعلمتها  $\lambda = \frac{(1-\beta)(1-\theta\beta)}{\theta}$

ومعنى ذلك ان أن توقعات التضخم سوف تتحرك صعودا بمرور الوقت إذا ظل الناتج الفعلي أعلى من مستواه المحتمل (فجوة الناتج الموجبة)، وبالتالي ستكون الخيارات محدودة للغاية امام صانع السياسات للمقابلة trade-off بين التضخم والبطالة كما كان يعتقد Phillips

ملحق (٢) اشتقاق مقدر GMM :

اسهل طريقة لفهم كيفية اشتقاق مقدر GMM طريقة هو البدء من مقدر المتغيرات المساعدة IV Instrumental variables لطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين، لان المقدر الاخير يمثل حالة خاصة من مقدر GMM :

وباستخدام المصفوفات وكان لدينا متغير تابع  $y$  ومتغيرات مفسرة  $X$  فان معادلة الانحدار هي

$$y = X\beta + u \dots \dots \dots E(uu') = \Omega$$

وان مصفوفة المتغيرات المفسرة  $X$  من الرتبة  $n \times K$  حيث ان  $n$  تمثل عدد المشاهدات،  $K$  عدد المتغيرات المفسرة أو المعلمات. وحيث ان المتغيرات المفسرة بعضها يكون متغيرات داخلية مرتبطة بحد الخطأ وبالتالي يحدث الخرق  $E(Xi ui) \neq 0$  . ولذا يتم تقسيم مصفوفة المتغيرات المفسرة  $X$  الى:  $X_1$  بمعلمات  $K_1$  كميتغيرات داخلية Endogenous يتم استبعادها Excluded ، والمتغيرات الباقية  $X_2$  كميتغيرات خارجية Exogenous وبمعلمات  $(K-K_1)$  وهي المتغيرات المتبقية Included غير مرتبطة بحد الخطأ.

مجموعة المتغيرات المساعدة Instrumental هي  $Z$  ورتبتها  $n \times L$  وهي متغيرات كلها خارجية exogenous، بمعنى ان  $E(Zi ui) = 0$  . ويتم تقسيم مصفوفة المتغيرات  $Z$  الى:  $Z_1$  بمعلمات عددها  $L_1$  وهي المتغيرات المساعدة التي يتم استبعادها Excluded ،  $Z_2$  بمعلمات  $L_2$  عددها  $(L-L_1)$  يتم استبقائها في التقدير Included ، وبحيث يتبقي في التقدير المتغيرات الخارجية  $X_2$  Exogenous والمتغيرات المساعدة المتبقية  $Z_2$  فقط، اي ان  $Z_2 \equiv X_2$  . ويتم توضيح ما سبق على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \text{Regressors } X &= [X_1 \quad X_2] = [\text{Endogenous} \quad \text{Excluded}] \\ \text{Instruments } Z &= [Z_1 \quad Z_2] = [\text{Included} \quad \text{Excluded}] \end{aligned}$$

وشرط الرتبة لتمييز identification المعادلة هو  $L \geq K$  أي يجب ان يكون عدد المتغيرات المساعدة المستبعدة يساوي على الأقل عدد المتغيرات الداخلية. ويقال ان المعادلة تامة التمييز exactly identified اذا كان  $L = K$  ، وزائدة التمييز اذا كان  $L > K$

ويكون مقدر طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين two stage least squares (2SLS)



$$\hat{\beta}_{IV} = (X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X)^{-1}X'Z(Z'Z)^{-1}Z'y = (X'P_ZX)^{-1}X'P_Zy$$

حيث أن  $Z'$  تمثل المصفوفة المدورة،

ويمثل مقدر 2SLS حالة خاصة من مقدر GMM، لكن طبقا لطريقة GMM تعطينا المتغيرات

المساعدة  $L$  مجموعة  $L$  من العزوم moments كل عزم على الشكل التالي:

$$g_i(\beta) = Z'_i u_i = Z'_i (y_i - X_i \beta)$$

ان خارجية المتغيرات المساعدة تعني وجود عدد  $L$  من شروط العزم او شروط التعامد (الاستقلال)

الاحصائي **orthogonality condition** التي تحقق بان القيمة الفعلية للمعلمة تساوي القيمة المقدره

، لذا فان نقطة البداية لتقدير GMM هي افتراض وجود مجموعة من شروط العزم (اللحظة) **moment**

**conditions** عددها  $L$  التي يجب أن تفي بها المعلمة المقدره  $\beta$  وعددها  $K$ . ويمكن أن تكون الشروط

عامة جداً ، وغالبًا ما يكون لكل نموذج مطلوب تقديره شروط لحظة محددة أكثر من المعلمة المراد تقديرها. وهذا الشروط اللحظية  $L \geq K$  يتم كتابتها على الشكل:

$$E(m(y_t, \beta)) = 0 \dots \dots \dots (7)$$

ولذا يتم التركيز عند تقدير GMM على تقييد شروط العزم التي يمكن كتابتها كشرط التعامد (الاستقلال)

الاحصائي **orthogonality condition** بين بواقي تقدير المعادلة ومجموعة المتغيرات المساعدة  $Z_t$

$$E(Z_t, u_t(\beta)) = 0 \quad \text{والتي عددها } K \text{ كالتالي:}$$

$$u_t(\beta) = u(y_t, X_t, \beta)$$

ويتم الحصول على المقدر التقليدي لنظام GMM باستبدال شروط العزم بالمعادلة  $v$  كمقدر للعينة

مناظرة وتقدير المعلمة  $\beta$  على النحو التالي

$$m_T(\beta) = \frac{1}{T} \sum_t Z_t u_t(\beta) = \frac{1}{T} Z^* u(\beta) = 0 \dots \dots \dots (8)$$

ولكن اذا كانت المعادلة ٨ زائدة التعريف **overidentified** اي عندما  $L > K$ ، فلا يوجد حل محدد

، وبالتالي يمكننا إعادة صياغة المشكلة كواحدة من اختيار معلمة  $\beta$  بحيث يكون عزم العينة  $m_T(\beta)$

"قريب **closed**" من الصفر قدر الإمكان ، حيث يتم تعريف "الإغلاق" باستخدام الصيغة التربيعية

$$\begin{aligned} J(\beta, W_T) &= T m_T(\beta)' \hat{W}_T^{-1} m_T(\beta) \\ &= \frac{1}{T} u(\beta)' Z \hat{W}_T^{-1} Z' u(\beta) \end{aligned} \dots \dots \dots (9)$$

ويكون المطلوب تقدير  $\beta$  التي تدنى دالة الهدف  $J$  رقم ٩ حيث  $W$  تمثل مصفوفة الترجيح او بطريقة

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1}X'ZWZ'y \text{ هو: GMM مقدر}$$

### ملحق (٣) خطوات تقدير فجوة الناتج باستخدام مرشح Hodrick– Prescott

تم تقدير فجوة الناتج باستخدام مرشح Hodrick– Prescott. ويعتمد هذا المرشح على فكرة فصل قيم سلسلة الناتج الفعلي  $Y_t$  إلى مكونين الأول: المكون الاتجاهي (الناتج المحتمل  $Y_t^P$ ) بعد تنعيمه **smoothness** ، والثاني المكون الدوري (البواقي  $Y_t^C$ ) في ظل افتراض أن متوسط قيم سلسلة المكون الدوري تساوى الصفر. ويتم تقدير المكون الاتجاهي الذي يدنى مجموع مربع انحرافات قيم السلسلة الأصلية عن قيمها الاتجاهية في ظل افتراض أن مجموع مربع الفروق الثانية لسلسلة المكون الاتجاهي (معدل النمو او معدل التغير) تساوى الصفر. فإذا استخدمنا التحويلة اللوغاريتمية  $y_t$  وافترضنا أن:

$$y_t = y_t^P + y_t^C$$

حيث أن :  $y_t^P$  المكون الاتجاهي ،  $y_t^C$  المكون الدوري أو مكون دورة الأعمال ، فإن المكون الاتجاهي  $y_t^P$  يتم الحصول عليه من خلال تندية المقدار:

$$\left[ \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^P)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T [(y_t^P - y_{t-1}^P) - (y_{t-1}^P - y_{t-2}^P)]^2 \right]$$

حيث أن الرمز  $\lambda$  يمثل معامل التنعيم **smoothing** أو الفلتر **Filtering** .

وتم حساب فجوة الناتج  $y^G$  (%) باستخدام المعادلة :  $y^G = \left( \frac{y - y^P}{y^P} \right)$