أثر الانفتاح التجاري علي التضخم: اختبار تحقق فرضية Romer في الاقتصاد المصري

د.خالد إبراهيم سيد أحمد

أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد و المالية العامة

كلية التجارة-جامعة طنطا.

khaled.ahmed@commerce.tanta.edu.eg

د. محمد محمد السيد راضي

مدرس بقسم الاقتصاد

المعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات بكفر الشيخ.

Mradi75@gmail.com

المستخلص: قام هذا البحث باختبار مدى تحقق فرضية Romer و التي تنص علي وجود علاقة عكسية بين الانفتاح التجاري و التضخم في الاقتصاد المصري .وتم ذلك باستخدام بيانات سنوية للفترة من ١٩٧٧ إلى ٢٠١٨ مع تطبيق نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (ARDL). تم الاستعانة بمعدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، و كل من العجز المالي و عرض النقود بالمعني الواسع كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي و سعر الصرف الرسمي للعملة المحلية كمتغيرات تحكم. كما تم التعبير عن الانفتاح التجاري باستخدام اكثر من مؤشر للتحقق من صحة النتائج . و توصلت الدراسة إلى أن العلاقة طردية بين معدل التضخم و درجة الانفتاح التجاري في النموذجين المشتملين علي المؤشر التقليدي و مؤشر الواردات و عدم معنوية النموذج الثالث الذي يحتوي علي مؤشر العولمة كدليل على الانفتاح التجاري بمعناه الواسع مما يعني عدم تحقق فرضية(1993) Romer في الاقتصاد المصري. وبناء على هذه النتيجة تم التوصية بالحذر في اتخاذ الاجراءات الانفتاحيه وذلك حتى لا يقع الاقتصاد في مشاكل ناتجة عن التضخم المستورد.

الكلمات المفتاحية: الانفتاح التجاري و التضخم، فرضية(1993) Romer، الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (ARDL)

Abstract: This research examined the validity of Romer's hypothesis, which states that there is an inverse relationship between trade openness and inflation, in the Egyptian economy. An Autoregressive Distributed Lags (ARDL) model was applied using annual data for the period(1977 to 2018). The growth rate in real per capita GDP, fiscal deficit and the broad money supply as a percentage of GDP and the official exchange rate was used as control variables. The trade openness was also expressed by using more than one indicator to validate the results. The study found that the relationship between the rate of inflation and the degree of trade openness is positive in the two models that include the traditional index and the import index, But the third model that contains the globalization index as a proxy for trade openness in a broad sense. It means that the Romer hypothesis (1993) is not valid in the Egyptian economy. Based on this result, caution has been recommended in taking openness Procedures so as not to get into problems of imported inflation.

Keywords: trade openness and inflation, Romer's hypothesis (1993), Autoregressive Distributed Slowdown (ARDL)

١-مقدمة

على الرغم من أن الاحتفاظ بمستوى معين من التضخم قد يكون أمرا مرغوبا فيه لتحفيز النمو الاقتصادي (Gokal and Hanif, 2004)، الا أن ارتفاع معدلات التضخم ينطوي على تكاليف و أعباء على النظام الاقتصادي والاجتماعي. فالتضخم هو مؤشر يرتبط بالرفاهية (Mansilla et al, 2020) ،حيث يؤدي إلى تآكل القوة الشرائية للمستهلكين و تخفيض مستويات الرفاهية للفئات الاقل دخلا في المجتمع. كما يؤدي الى تغيير الأسعار النسبية للمنتجات ومدخلات الإنتاج ، و يحجب أفق التنبؤ مما ينعكس في إهدار الكثير من الموارد في معاملات ومضاربات غير منتجة ، و لذلك يمكن اعتباره من جهة اخرى عائقا أمام النمو الاقتصادي. كما يترتب علي التضخم سيادة حالة من عدم التأكد مما قد يخل بأسس اتخاذ القرارات الاقتصادية الرشيدة ويضر بمصداقية معظم السياسات الحكومية. (Krugman, 1991) .

و عادة يكون التضخم المرتفع مصحوبًا بمعدلات فائدة حقيقية شديدة التقلب (و قد تكون سالبة). و هو مما يؤثر بالسلب على حجم و معدل الادخار في المجتمع. و قد يؤدي تدخل الحكومات في محاولة منها لحماية شرائح معينة من السكان من التضخم باستخدام تدابير انتقائية للتحكم في الأسعار إلى تشويه عمل آلية الأسعار (Ashra, 2002).

كل هذا و غيره من المشكلات التي يثيرها ارتفاع معدلات التضخم ، بالإضافة الى تشابكه في علاقات معقدة مع الكثير من المتغيرات الاقتصادية و الاجتماعية يدفع الى اعتبار تحقيق الاستقرار في الاسعار و المحافظة علي هذا الاستقرار هدفا رئيسيا للسياسة الاقتصادية في معظم دول العالم. ولقد تعددت النظريات والابحاث التي تدرس العوامل التي تزيد من الضغوط التضخمية في الاقتصاد وطرق تخفيفها. ولعل من الاسهامات التي أثارت الجدل في

هذ المجال دراسة (1993) Romer و التي انتهى فيها الى أن الانفتاح التجاري يؤثر عكسيا على معدل التضخم و هو ما أطلق عليه " فرضية Romer" "Romer's hypothesis".

وقد أرجع Romer سبب التأثير العكسي للانفتاح التجاري على التضخم إلى أن السياسة النقدية التوسعية غير المتوقعة تؤدي إلى انخفاض في سعر الصرف الحقيقي، واضرار الانخفاض في سعر الصرف الحقيقي تكون أكثر في حالة الاقتصاد الأكثر انفتاحا، وهو ما يعني ان الحكومات سوف تتجنب استخدام السياسات النقدية التوسعية كلما زادت درجة الانفتاح التجاري بها، وبالتالي تنخفض فيها معدلات التضخم (Romer, 1993).

من الناحية النظرية، يوجد رأيان لتفسير العلاقة بين الانفتاح التجاري والتضخم. الرأي الأول والذي أسس له أنصار الانفتاح التجاري، وهو أن المزيد من التكامل مع الاقتصاد العالمي يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم، حيث أن قنوات المنافسة والإنتاجية هي التي تجعل الانفتاح التجاري ذو تأثير على معدل التضخم من خلال زيادة المنافسة والتخصيص الكفء للموارد مما يحد من قدرة الشركات على التسعير للمنتجات وبالتالي ينخفض معدل التضخم في الاقتصاديات ذات الحجم الصغير في ظل الانفتاح التجاري .(Binici *et al.*, 2012)

وعلى العكس من الرأي السابق، تؤكد فرضية دفع التكاليف على أن الانفتاح التجاري يؤدي إلى زيادة معدل التضخم من خلال ارتفاع أسعار السلع المستوردة بسبب انخفاض مرونة الطلب عليها (Evans, 2007)، ويمكن أن يحدث ارتفاع معدل التضخم نتيجة الانفتاح التجاري الناتج من تعرض الاقتصاد للصدمات الخارجية أي أن هذا التضخم مستورد (Lotfalipour et al., 2013). كما أن الانفتاح التجاري يحد من قدرة السلطات النقدية في السيطرة على معدل التضخم (Zakaria, 2010).

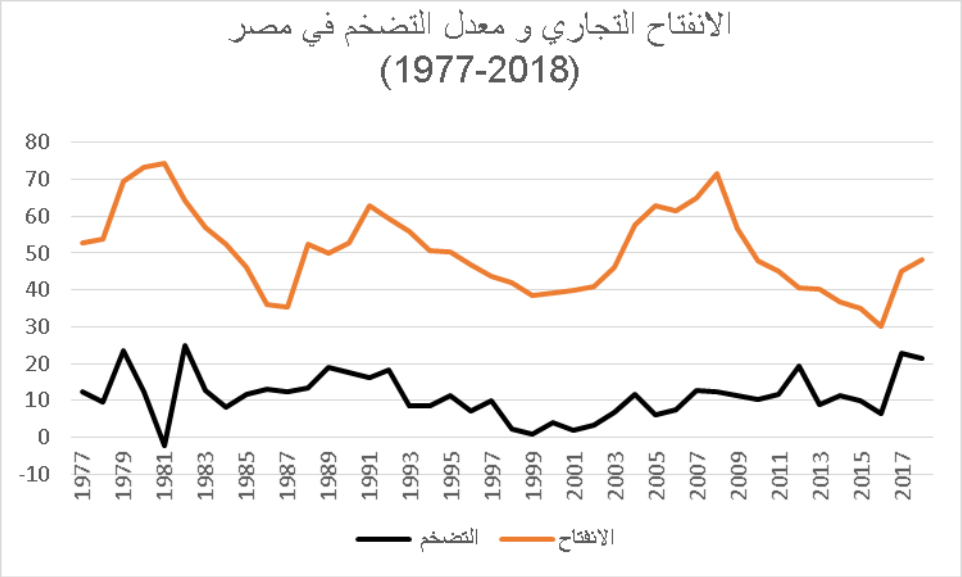
و مع تعدد الدراسات التي تمت لاختبار صحة فرضية **Romer** ، و مع تنوع الأساليب القياسية المستخدمة في دراستها، إلا أن نتائج هذه الدراسات التطبيقية لم تحسم الجدل. فقد اختلفت النتائج بين الدول و داخل نفس الدولة باختلاف الفترات الزمنية محل الدراسة.

١-١: مشكلة البحث

منذ السبعينات من القرن الماضي يتخذ الاقتصاد المصري خطوات واضحة نحو التحرر الاقتصادي و الانفتاح التجاري سعيا وراء تحقيق اقصى استفادة ممكنة و التزاما بالاتفاقيات الدولية الموقعة بدءا من اتفاقيات الجات و وصولا الى منظمة التجارة العالمية. و يتضح ذلك بتتبع سلوك المتوسط المرجح لمعدلات التعريفة الجمركية و الذي انخفض من ١٧,١ عام ١٩٩٥ إلى ٦,٦٣ عام ٢٠١٦ أي مع تطبيق الحكومة المصرية حزمة برنامج الإصلاح الاقتصادي (world bank, 2020). إلا ان درجة الانفتاح التجاري مقاسة بمجموع قمة الوادات و الصادرات من السلع و الخدمات الى الناتج المحلي الاجمالي خضعت للعديد من التقلبات خلال فترة الدراسة كما يتضح من الشكل التالي رقم (١).

و يتزامن ذلك مع معاناة الاقتصاد المصري على فترات متفاوتة من الارتفاع الشديد في معدلات التضخم، و عادة ما تعقب هذه الفترات اتخاذ الحكومة لإجراءات مالية و نقدية متشددة لمكافحة هذا التضخم . و يتضح ذلك من التذبذب في معدلات التضخم الذي يوضحه الشكل رقم (١).

شكل رقم (١)



مصدر البيانات: World Development Indicators | DataBank (worldbank.org)

ونظرا للمشكلات الهامة التي يثيرها ارتفاع معدلات التضخم وارتباط التضخم بعلاقات متشابكة مع الكثير من المتغيرات الاقتصادية الهامة، وفي ظل الاتجاه العالمي نحو التحرير الكامل للتجارة الدولية، فإن الأمر يتطلب العمل على دراسة الأثر المتوقع لزيادة درجة الانفتاح التجاري على معدل التضخم. ففي حال تحقق فرضية Romer في الاقتصاد المصري قد يكون من المناسب التوصية بالإسراع بتحرير التجارة الخارجية وازالة الحواجز الجمركية. ولكن في حال عدم تحققها سيتطلب الموقف التوصية بالحذر في اتخاذ الاجراءات الانفتاحية. و على ذلك تتبلور مشكلة البحث في اختبار مدى تحقق فرضية Romer في الاقتصاد المصري و هو ما يعني التعرف على طبيعة العلاقة بين الانفتاح التجاري و معدل التضخم في مصر .

١-٢: هدف البحث

يستهدف البحث اختبار مدي تحقق فرضية Romer في الاقتصاد المصري و هو ما يتطلب دراسة طبيعة العلاقة بين الانفتاح التجاري و معدل التضخم من حيث كونها عكسية أم طردية و ذلك باستخدام بيانات للفترة من ١٩٧٧ إلى ٢٠١٨.

١-٣: أهمية البحث:

يستمد الموضوع اهميته من خطورة الظاهرة التي يتناولها، فالاختلاف في نتائج الأبحاث التي تتناول اختبار تحقق هذه الفرضية باختلاف الدول محل الدراسة يجعل من الضروري التحقق من تحققها في الاقتصاد المصري حتى نتجنب خطأ اتخاذ قرارات تتعلق بزيادة او الحد من الانفتاح التجاري و يكون لها اثار غير مرغوبة علي معدلات التضخم و غيره من المتغيرات الهامة المرتبطة به.

١-٤: منهج البحث

يستخدم البحث التحليل القياسي اعتمادا على تحليل بيانات السلاسل الزمنية لدرجة الانفتاح التجاري ومعدل التضخم بالإضافة إلى بعض المتغيرات الأخرى التي قد تؤثر على معدلات التضخم في مصر خلال الفترة من عام ١٩٧٧ إلى عام ٢٠١٨ باستخدام أسلوب Autoregressive distributed lag (ARDL) لتقدير العلاقة بين هذه المتغيرات في الأجل القصير والطويل، وقد تم استخدام برنامج التحليل الإحصائي EViews لإجراء الاختبارات القياسية.

١-٥: خطة البحث

ينقسم البحث إلى أربعة أقسام بالإضافة إلى المقدمة وهي على الترتيب الإطار النظري للبحث ويشمل عرض سريع لأهم الآليات التي يمكن ان يؤثر من خلالها الانفتاح على التضخم، مع

توضيح لفرضية Romer والآراء المعارضة لها. و يتم استعراض بعض الدراسات السابقة لطبيعة العلاقة بين الانفتاح التجاري و التضخم في القسم الثالث، ويتبع ذلك الدراسة التطبيقية في القسم الرابع للبحث و نختتم بالنتائج و التوصيات .

٢: الإطار النظري للبحث

يُعبر الانفتاح التجاري عن تخفيض التعريفة الجمركية بالإضافة إلى إزالة كافة الحواجز و العقبات امام التجارة الدولية و عادة ما يقاس بنسبة مجموع الصادرات والواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي أو نسبة الواردات فقط إلى الناتج المحلي الإجمالي. ومن الناحية النظرية ، يمكن أن يؤدي تحرير التجارة أو الانفتاح إلى مكاسب في الإنتاجية من خلال زيادة المنافسة والكفاءة والابتكار والاستحواذ على التكنولوجيا الجديدة. كما يعتبر تحرير التجارة أيضًا بمثابة توسيع للفرص الاقتصادية من خلال توسيع حجم السوق وتعزيز تأثير انتشار المعرفة (Sikdar et al. 2013). و قد يعني ذلك ضمنا انه زيادة الانتاجية المترتبة عليه يمكن ان تؤدي الي انخفاض معدلات التضخم.

و لتوضيح الجدل النظري حول علاقة الانفتاح بالتضخم يمكن استعراض ما يلي:

٢-١:أهم آليات تأثير الانفتاح على التضخم

يمكن ان ينتج تأثر الانفتاح على التضخم من خلال تأثيره الإيجابي على الإنتاج والانتاجية في الاقتصاد، والذي من المرجح أن يخفف الضغط على الأسعار يمكن أن يتم ذلك من خلال (Ashra, 2002):

- زيادة الكفاءة التي من المرجح أن تقلل من تكاليف الانتاج بإحداث تغييرات في تكوين المدخلات

– ما قد ينجم عنه من تخصيص أفضل للموارد

– يمكن أن يزيد من الاستثمار الأجنبي الداخل، والذي يمكن أن يحفز نمو الإنتاج وبالتالي يخفف من الضغط عن مستوى السعر.

كما أن درجة تكامل الاقتصاد المحلي مع الاقتصاد العالمي يمكن أن يقلل من التقلبات السعرية المحلية الناتجة عن اي صدمات في الانتاج المحلي حيث يمكن معادلة هذه الصدمات من خلال تدفق الانتاج الي الداخل او الخارج. و كذلك يمكن أن تؤثر على مستوى الأسعار المحلية ، حيث من المرجح أن يستجيب المنتجون المحليون للأسعار الدولية وليس فقط لمستوى الأسعار المحلية. و قد يؤدي ذلك إلى ضغط لأعلي على أسعار السلع التي تُباع في الاقتصاد المحلي بأسعار أقل من الأسعار الدولية. و و ضغط لأسفل غلى أسعار السلع التي تباع بأسعار أعلى من الأسعار الدولية.

و مع التزام منظمة التجارة العالمية بتنسيق هيكل التعريفة الجمركية عبر البلدان ، من المرجح أن تنخفض تكلفة استيراد نسبة كبيرة من السلع المتداولة. ،و سيكون لهذا تأثير على معدل التضخم المحلي فقط في المرحلة الانتقالية.

٢-٢: فرضية Romer

فكر (١٩٩٣) Romer في فرضبة وجود علاقة عكسية بين الانفتاح التجاري والتضخم، ولاختبار هذه الفرضية قام بإجراء انحدار لوغاريتم معدل التضخم على الانفتاح التجاري مقاسا بنسبة الواردات الى الناتج المحلي الاجمالي وذلك لبيانات مقطع عرضي ل ١١٤ دولة خلال الفترة ما بين ١٩٧٣ و١٩٨٧. مع اضافة ٣ متغيرات تحكم هي متوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي كمقياس عام للتنمية وبالتالي التقاط أثر العوامل المختلفة التي يمكن أن تؤثر على التضخم. والثاني عبارة عن مجموعة من المتغيرات الوهمية لعضوية منظمة التعاون الاقتصادي

والتنمية وللمناطق المختلفة. ثالثًا متغير وهملاستخدام مؤشر أسعار المستهلكين بدلاً من مكمش الناتج المحلي الإجمالي لقياس التضخم.

وفسر هذه العلاقة العكسية التي توصل اليها بأن الانفتاح التجاري يضع قيودًا على حافز الحكومة لإحداث توسع نقدي غير متوقع، وذلك بسبب الانخفاض الذي يمكن ان ينتج عن هذا التوسع النقدي في سعر الصرف وهو ما قد يترتب علية ارتفاع كبير في مستوي الاسعار المحلية، وبالتالي من المتوقع أن تحجم الحكومة عن القيام يمثل هذا التوسع النقدي في ظل وجود الانفتاح التجاري. اي ان الانفتاح التجاري يضع قيودا علي الحكومات في استخدام السياسات النقدية التوسعية.

وقد أظهر Romer (١٩٩٣) أن متوسط معدل التضخم يكون أقل بالنسبة للاقتصادات الأصغر والأكثر انفتاحًا نسبيًا. كما أن العلاقة بين التضخم والانفتاح التجاري تكون أقوى في الدول الأقل استقرارًا من الناحية السياسية وذات البنوك المركزية الأقل استقلالية.

و قد خضعت هذه الفرضية للفحص و الاختبار للعديد من معاصري Romer حاولوا في ذلك التحقق من صحتها او وضع شروط اكثر صرامة لحدود تحققها زمنيا أو مكانيا. وكان من أبرز هذه التنقيحات للفرضية قيام Lane(١٩٩٧) باستخدام نفس مجموعة البيانات التي استخدمها Romer (1993) مع الاستعانة بمتوسط ١٥ عامًا (١٩٧٣-١٩٨٨) للبيانات السنوية وتحليل بيانات هذا المقطع العرضي للمتوسطات، توصل أيضًا للعلاقة العكسية بين التضخم والانفتاح. مع التأكيد على أن تأثير الانفتاح كان أقوى عندما تم تضمين حجم الدولة كمتغير تحكم.

و من ناحية اخرى توصلت Terra (1998) الى أن العلاقة العكسية بين التضخم والانفتاح تتأثر طرديا بمدى مديونية البلد ،حيث قسمت الورقة الدول إلى ٤ مجموعات كبيرة حسب مستوى مديونيتها. و بررت ذلك بأنه في حالة وجود دولتين لهما نفس عبء الديون ، وبالتالي يحتاجان

إلـى نفس الفائض التجـاري لإجـراء مـدفوعات خدمـة الـدين الخـارجي. بـافتراض تطـابق المرونـة السعرية فيهما ، سيحتاج الاقتصاد الأقل انفتاحًا إلى تخفيض أكبر لسعر الصرف لتوليد الفائض التجاري. ويؤدي خفض قيمة العملة ، بدوره ، إلى زيادة قيمة الالتزامات الخارجية مقومة بالعملة المحلية .

و يجادل المعارضون لهذه الفرضية بأن الانفتاح التجاري لا يقلل بالضرورة من التضخم ، فمن الممكن للاقتصاد المفتوح أن يستورد التضخم من بقية العالم من خلال الارتفاع في أسعار الواردات المصنعة أو واردات المواد الخام. علاوة على ذلك ، مع انفتاح الاقتصاد ، تميل السلطات المالية والنقدية إلى فقدان قدرتها على السيطرة على التضخم من خلال السياسات المالية والنقدية (Zakaria, 2010).

كما يلاحظ ان انخفاض قيمة العملة المحلية استجابة لأي صدمة خارجية يمكن أن يؤثر في معدل التضخم في مسارين. الأول ، تشكل أسعار السلع الأجنبية جزءًا من التضخم المقاس بالتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، وبالتالي يتسبب الاستهلاك بشكل مباشر في زيادة هذا التضخم. و المسار الثاني يتمثل في الزيادة الناشئة عنه في تكاليف انتاج الشركات المحلية. و إذا كانت الأجور الاسمية تتسم بالمرونة، فقد تؤدي معدلات التضخم المتزايدة إلى زيادة المطالبة برفع الأجور، مما يرفع معدل التضخم في الاقتصاد Chhabra & Alam, (2020).

٣-الدراسات السابقة

بالرغم من ان فرضية Romer تم بناؤها و انتقادها من قبل معاصريها باستخدام تحليل بيانات مقطع عرضي لمجموعة كبيرة من الدول، إلا أن معظم الدراسات التطبيقية عليها و التي تمت فيما بعد قد اعتمدت على بينات سلاسل زمنية Time Series Data و بيانات ما يطلق

عليه سلاسل مقطعية (بيانات مقطع عرضي متكرر عبر الزمن) Panel Data . و بالتالي تم تقسيم عرض الدراسات السابقة الى هذين النوعين كما يلي:

٣-١: دراسات استخدمت سلاسل مقطعية Panel Data

تنوعت الفترات الزمنية ومجموعات الدول التي شملتها الدراسات في هذا المجال، كما تنوعت المتغيرات المتضمنة في النماذج القياسية وكذلك اساليب التحليل المستخدمة كما يلي:

وجد Ashra (2002) أنه إلى جانب المتغيرات الكلية المعتادة مثل معدل نمو النقود ونمو الناتج الزراعي ، كان لمتغيرات الانفتاح (مقاسة بنسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي ونسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي) تأثير كبير على التضخم المحلي في بيانات سلسلة مقطعية من ١٥ دولة للفترة من ١٩٨٠ الي ١٩٩٧. و تتطابق هذه النتيجة إلى حد ما مع النقديون الذين يجادلون بأن عرض النقود هو أهم متغير يؤثر على عملية التضخم. على الرغم من أنه يختلف عنهم في أن نمو الناتج الزراعي وجد أيضًا أنه متغير مفسر مهم يؤثر على عملية التضخم. ويشيران معًا إلى النوع الهيكلي لديناميات التضخم في هذه الاقتصادات. كما لاحظ أن متغيرات الانفتاح تؤثر بشكل كبير على معدل التضخم ولكن بطريقة معاكسة لبعضها البعض. ففي حين تعمل زيادة نسبة الواردات الى الناتج على تقليل الضغط التضخمي، تميل الزيادة في نسبة الصادرات الى الناتج إلى زيادة الضغط التضخمي في هذه الاقتصادات.

أما Kim and Beladi (2005) فقد قدر العلاقة بين الانفتاح التجاري ومستوى الأسعار لـ ٦٢ دولة من بينها مصر، باستخدام بيانات سنوية للفترة (١٩٤٧-٢٠٠٢). معبرا عن التضخم باللوغاريتم الطبيعي لمكمش الناتج المحلي الإجمالي مع قياس درجة الانفتاح على أساس معدل الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي، مع اضافة متغيرات تحكم تتمثل في لوغاريتم نصيب الفرد من الدخل الحقيقي ، وعرض النقود ، وأسعار الفائدة طويلة الأجل. و بتقسيم هذه الدول الى نامية و متقدمة توصلوا الي وجود علاقة عكسية بين التضخم و الانفتاح التجاري في

الدول النامية و علاقة طردية بينهما في الدول المتقدمة و كذلك الي ان درجة استقلالية البنوك المركزية لا تلعب دورا جوهريا في تفسير هذه العلاقة.

في حين استخدم Granato et al. (2007) بيانات ربع سنوية للفترة (١٩٧٣-٢٠٠١) لعدد ١٩ دولة من الدول المتقدمة. معبرا عن التضخم باستخدام مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستهلكين كمتغير تابع، و عبر عن الانفتاح باستخدام نسبة الواردات من السلع و الخدمات الى الناتج المحلي الاجمالي . بالإضافة الي استخدام الناتج المحلي الإجمالي وعرض النقود بالمعني الواسع كمتغيرات تحكم. و كانت نتائجهم تدعم تحقق فرضية Romer .

بحث Lin (2010) في العلاقة بين الانفتاح التجاري (معبرا عنه بنسبة الواردات الى الناتج المحلي الاجمالي) والتضخم لبيانات سنوية ل ١٠٦ دولة من بينها مصر في الفترة (١٩٧٠ إلى ٢٠٠٧) باستخدام الانحدار التجزيئي quantile regression .مع استخدام معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي كمتغير تحكم و تقسيم الدول وفقا معدلات لارتفاع معدلات التضخم بها و وفقا لدرجة مديونيتها و أظهرت النتائج تأثيرًا سالبًا للانفتاح التجاري على التضخم عندما يكون التضخم مرتفع وكذلك في البلدان المدينة في أزمة الديون في الثمانينيات ولكن لا تأثير له عندما يكون التضخم منخفض. وتزداد معنوية العلاقة السالبة بين الانفتاح والتضخم بإدخال سعر الصرف كمتغير تحكم.

واستخدم (Thomas, 2012) بيانات مجمعة لثمانية دول من منطقة الكاريبي خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠٠٩، مع الاستعانة بمعدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي و العجز المالي و اسعار البترول كمتغيرات تحكم . ، وتوصل إلى أن الانفتاح التجاري له تأثير إيجابي على معدل التضخم في هذه الدول .و لأن هذه الدول من الاقتصادات الصغيرة المفتوحة على العالم الخارجي بشكل كبير و بالتالي فهي معرضة للصدمات الخارجية ، فقد كان ذلك تبريره لرفض فرضية (١٩٩٣) Romer.

واختبر Samimi et al. (2012) فرضية رومر (١٩٩٣) باستخدام بيانات سلسلة مقطعية للدول المتقدمة والنامية للفترة من ١٩٩٠ الي ٢٠٠٩. مع استخدام بديلين لمقاييس الانفتاح التجاري: المقياس التقليدي للانفتاح التجاري ومقياس أوسع للعولمة الاقتصادية (مؤشر KOF). تشير نتيجة التقدير فيما يتعلق بالمقياس التقليدي للانفتاح التجاري إلى وجود ارتباط معنوي موجب بين الانفتاح التجاري والتضخم وهو ما يعارض وجهة نظر فرضية رومر (١٩٩٣). في المقابل ، تشير نتائج التقدير المتعلقة بمؤشر العولمة الاقتصادية (مؤشر KOF) إلى أن زيادة درجة العولمة الاقتصادية ستقلل من التضخم ، على النحو الذي تدعمه فرضية رومر (١٩٩٣) لكل من البلدان المتقدمة والنامية . و فسروا ذلك بأن مؤشر العولمة الاقتصادية ، يعبر بشكل اوسع و أفضل عن الانفتاح.

و في أسيا اختبر Ul Haq et al (2016) العلاقة العكسية بين الانفتاح التجاري والتضخم، باستخدام عينة من الدول عددها ١٧ دولة من دول آسيا تم تقسيمها إلى مجموعتين من دول شرق آسيا وجنوب شرق آسيا تغطي الفترة من ١٩٩٦ إلى ٢٠١٠، و تم وضع نموذجين على أساس مؤشرين مختلفين للانفتاح التجاري و هما المؤشر المركب للعولمة و المؤشر التقليدي للانفتاح التجاري و ذلك لاختبار حساسية النتائج للتغيير في مؤشرات الانفتاح المستخدمة في التحليل، وخلصت الدراسة إلى صحة فرضية Romer (1993) أي وجود العلاقة العكسية بين الانفتاح التجاري والتضخم في اتجاه واحد فقط باستخدام كلا المؤشرين.

و باستخدام بيانات أفريقيا جنوب الصحراء للفترة من عام ١٩٨٥ إلى عام ٢٠١٢ قام Lin et al, (2017) بتقدير تأثير الانفتاح على التجارة الدولية على التضخم. و قد تم قياس الانفتاح على أنه متوسط نسبة الواردات الى الناتج المحلي الإجمالي و تم قياس التضخم على أنه متوسط التغير السنوي في مكمش الناتج المحلي الإجمالي ، كما تم تضمين النموذج ببعض المتغيرات المتعلقة بالتضخم مثل الناتج المحلي الإجمالي للفرد ، و رصيد الموازنة العامة ، ونسبة الدين الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي ، و درجة الانفتاح المالي ، ومرونة سعر الصرف. و

أشارت نتائجهم إلى تحقق الفرضية، حيث ترتبط زيادة نقطة مئوية واحدة في نسبة التجارة الى الناتج المحلي الإجمالي بانخفاض معدل التضخم بحوالي ٠,٠٨ نقطة مئوية. كما وجدوا أنه كلما كان البنك المركزي أكثر استقلالية ، تضعف العلاقة السالبة بين الانفتاح والتضخم.

و اخيرا، استخدم Nasrat (2020) بيانات سلسلة مقطعية لستة من دول جنوب أسيا (الهند ونيبال وباكستان وسريلانكا وبوتان وبنغلاديش) للفترة ١٩٨٠ إلى ٢٠١٦. وتم قياس الانفتاح على أنه متوسط نسبة مجموع الصادرات والواردات الى الناتج المحلي الإجمالي وتم قياس التضخم على أنه متوسط التغير السنوي في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين. مستعينا بعرض النقود بالمعني الواسع وسعر الصرف والادخار المحلي الإجمالي والائتمان المحلي الذي يقدمه القطاع المالي كمتغيرات تفسيرية، وجميعها تقريبًا لها تأثير معنوي على معدل التضخم في هذه الدول. وأظهرت النتائج تأثير موجب و معنوي للانفتاح التجاري على معدل التضخم.

٣-٢: دراسات استخدمت سلاسل زمنية لدولة وحيدة

حيث ان الدراسة الحالية تستخدم تحليل السلاسل الزمنية للاقتصاد المصري ،و حيث ان قد استنتج ان الفرضية تتحقق بشكل اخص او أو ضح في اقتصاد صغير فقد تم الاهتمام بشكل اكبر بعرض الدراسات السابقة التي تتناول تحليل السلاسل الزمنية لدول نامية ، مع التركيز علي عرض اكثر من دراسة للدولة الواحدة لمحاولة استجلاء مدي الاتفاق او الاختلاف في النتائج باختلاف فترة الدراسة او أسلوب التحليل.

في الهند قام Joshi & Acharya (2010) بدراسة العلاقة بين الانفتاح التجاري كنسبة الواردات الى الناتج المحلي الاجمالي وكنسبة من مجموع الصادرات والواردات الى الناتج والتضخم مقاسا بالتغير في الرقم القياسي لأسعار الجملة، معتمدين على بيانات ربع سنوية للفترة من ١٩٨٥ إلى ٢٠٠٥. مع الاستعانة بمعدل التضخم العالمي كمتغير تحكم. و انتهوا إلى وجود تأثير عكسي للانفتاح التجاري على التضخم وكذلك كان لانخفاض مستوى التضخم

العالمي أثر واضح على انخفاض معدل التضخم في الهند، وزاد التأثير العكسي للانفتاح على التضخم قوة مع الإصلاح الهيكلي الذي بدأ عام ١٩٨٩ والتحرير التجاري الكامل.

في حين استخدم Sahu & Sharma (2018) بيانات ربع سنوية من عام ٢٠٠٠ إلى عام ٢٠١٦ بتطبيق منهج اختبار الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (ARDL) . وكانت المتغيرات المستخدمة هي الرقم القياسي لأسعار الجملة (كمؤشر للتضخم) ، ومجموع الصادرات والواردات من السلع والخدمات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (كمؤشر للانفتاح التجاري) ، وإجمالي الصادرات من السلع والخدمات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (كمؤشر للانفتاح على التصدير) ، إجمالي واردات السلع والخدمات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (كمؤشر للانفتاح على الواردات) ، وعرض النقود (M3) ، و سعر الصرف ، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي . و توصلوا الى أن هناك علاقة طويلة الأجل مستقرة بين التضخم والمتغيرات الأخرى ، مثل الانفتاح التجاري ، والانفتاح على الواردات ، وانخفاض سعر الصرف ، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ، وعرض النقود. وقد لوحظ وجود علاقة طردية بين الانفتاح والتضخم في كل من المدى الطويل والقصير.

و درس Chhabra & Alam (2020) العوامل التي تؤثر على المستوى العام للأسعار و بصفة خاصة الانفتاح التجاري معبرا عنه بنسبة مجموع الصادرات و الواردات الى الناتج المحلي الاجمالي ،في الفترة (١٩٧٤-٢٠١٥) باستخدام ARDL . مفترضا العجز المالي وسعر الصرف ومعدل التبادل الدولي كمتغيرات مفسرة للتغير في المستوي العام للأسعار بالإضافة الى الانفتاح التجاري، وتوصلا أيضا الى وجودا علاقة طردية بين الانفتاح التجاري والتضخم اي عدم تحقق الفرضية في الهند.

و في باكستان، أجرى Zakaria (2010) تحليلاً للسلاسل الزمنية السنوية للبيانات من ١٩٤٧-٢٠٠٧ لاستكشاف العلاقة بين الانفتاح التجاري والتضخم. مع أخذ عرض النقود ، والعجز المالي ، وسعر الصرف ، والتضخم الأجنبي ، والدين الخارجي ، والديمقراطية، وشروط

التجارة كمتغيرات تحكم، و توصل الى أن الارتباط طردي بين الانفتاح التجاري والتضخم في باكستان. كما توصل الى أن عرض النقود والعجز المالي وانخفاض أسعار الصرف والتضخم الأجنبي وشروط التجارة والديون الخارجية والديمقراطية يؤثرون بشكل كبير على التضخم في الاتجاهات المتوقعة.

أما Mukhtar (2010) فقد استخدم مدخل التكامل المشترك متعدد المتغيرات ونموذج متجه تصحيح الخطأ خلال الفترة ١٩٦٠-٢٠٠٧. و بالاستعانة بعجز الميزانية ، والناتج المحلي الإجمالي ، وسعر الصرف ، بالضافة الى الانفتاح التجاري والتضخم توصل الى أن هناك علاقة عكسية معنوية في الأجل الطويل بين التضخم والانفتاح التجاري والتي تثبت صحة فرضية رومر لباكستان.

في حين اعتمد Israr (2017) علي البيانات السنوية للفترة ١٩٧٣-٢٠١٥. و استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي vector autoregressive model من خمسة متغيرات مع تبديل مختلف للمتغيرات. و توصل الى أنه في الأجل الطويل ، يرتبط الانفتاح ارتباطًا إيجابيًا بالتضخم بشكل معنوي(على الرغم من أن التأثير ضئيل) ، ومن ثم يرفض فرضية Romer (1993). و لم يتم العثور على علاقة سببية بين التضخم والانفتاح التجاري . كما أن الصدمات التي تتعرض لها أسعار الواردات وسعر الصرف في الأجل القصير ، وكذلك الإنتاج وعرض النقود في الأجل الطويل ، لها تأثير على التضخم أكبر من تأثير صدمة الانفتاح.

و يلاحظ أن واردات باكستان تتكون إلى حد كبير من المواد الغذائية والآلات والسلع المتعلقة بالطاقة والتي لاحظت ارتفاع الأسعار على مدى عدة سنوات. وقد أدى ذلك إلى مشكلة تضخم مستورد وتسبب المزيد من التوسع التجاري في التضخم. لذلك ، تعتبر أسعار الواردات عاملاً مهمًا قد يتنبأ بمستوى التضخم لأن باكستان هي دولة مستوردة صافية (Israr, 2017) .

وفي كينيا استهدف Wahu (2016) دراسة العلاقة بين الانفتاح مقاسا بصافي الصادرات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي والتضخم مقاسا بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين في

الفترة (١٩٧٥ – ٢٠١٥) باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة.(ARDL) مع الاستعانة بعرض النقود بالمعني الواسع ، وأسعار الفائدة الحقيقية ، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمتغيرات اضافية مفسرة للتضخم ، و قد توصل الى وجود علاقة عكسية بين التضخم والانفتاح في كينيا وهو ما يدعم تحقق فرضية Romer (1993) في الاقتصاد الكيني و لكن هذه العلاقة ليست معنوية. و علل ذلك بأن تفسير الاقتصاد المغلق لعملية التضخم لا يزال ساريًا.

بينما قام Lidiema (2020) بتحليل تأثير الانفتاح التجاري و أسعار النفط الخام على تضخم أسعار الغذاء في كينيا. باستخدام الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة(ARDL) لبيانات شهرية عن الفترة من (٢٠٠٩–٢٠١٩). و توصل أيضا إلى تحقق هذه الفرضية في الاقتصاد الكيني. و أن أسعار النفط الخام لها تأثير إيجابي وهام على تضخم أسعار الغذاء. في حين أن المعروض النقدي ليس له تأثير كبير على تضخم أسعار الغذاء.

وفي بنجلاديش، قام Sikdar et al. (2013) باستكشاف العلاقة بين الانفتاح التجاري والتضخم لبيانات سلسلة زمنية للفترة ١٩٧٦– ٢٠١٠ ، متخذين سعر الصرف الحقيقي و الناتج المحلي الاجمالي الحقيق و الانفتاح التجاري مقاسا بحاصل قسمة مجموع قيمة الصادرات و الواردات الي الناتج المحلي الاجمالي و عرض النقود بالمعني الواسع و درجة الانفتاح المالي مقاسا بحاصل قسمة صافي تدفق الاستثمار الاجنبي المباشر للداخل علي الناتج المحلي الاجمالي كمتغيرات خارجية مفسرة للتضخم، وباستخدام التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) توصلوا الى وجود علاقة عكسية معنوية بين التضخم والانفتاح التجاري في الاجل الطويل فقط.

وفي سريلانكا اختبر Haq et al (2014) فرضية Romers (1993) مستخدما بيانات سلسلة زمنية من عام ١٩٦٨ إلى عام ٢٠١٠، مع أخذ النمو الاقتصادي وعرض النقود والانفتاح كمتغيرات تفسيرية. أظهرت النتائج أن النمو الاقتصادي وعرض النقود والانفتاح لهم

تـأثير إيجـابي علـى التضـخم وبالتـالي تـرفض تحقق الفرضـية فـي سـريلانكا. و خلصـوا إلـى أن الانفتاح التجاري قد يؤدي إلى التضخم ، ولكن له تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي.

و في تونس بحث Jedidia et al (2019) في العلاقة بين الانفتاح التجاري والتضخم باستخدام بيانات سلسلة زمنية ربع سنوية للفترة من الربع الأول لسنة ١٩٧٥ وحتى الربع الرابع من سنة ٢٠١٥ ، وكذلك استخدموا نماذج انحدار خطية وغير خطية، وأظهرت النتائج في حالة الانحدار الخطي وجود علاقة طردية بين الانفتاح التجاري والتضخم في تونس ، ومع استخدام نموذج الانحدار غير الخطي أظهرت النتائج وجود علاقة عكسية بين درجة الانفتاح والتضخم في تونس طالما أن المتغيرات لا تتخطي عتبة معينة، و كان نمو العرض النقدي من العوامل المؤثرة على.

وفي مصر قام Galal & Lan (2017) باستخدام بيانات شهرية للفترة من يناير ٢٠١٠ الي ديسمبر ٢٠١٦ لتقدير العلاقة السببية بين معدل التضخم مقاسا بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين والانفتاح التجاري معبرا عنه بمجموع الصادرات والواردات واكتشفا وجود علاقة سببية بينهما في الاتجاهين.

في حين استخدم ElHodaiby & ElSamman (2021) بيانات سلسلة زمنية ربع سنوية للفترة من ١٩٩٨ الي ٢٠١٩ معبرين عن معدل التضخم بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين كمتغير تابع وتمثلت المتغيرات المستقلة في نسبة مجموع الصادرات والواردات الي الناتج المحلي الاجمالي، مؤشرين للاستقلالية الفعلية والقانونية للبنك المركزي وعرض النقود بالمعنى الواسع، وبالرغم من ان هدف الدراسة لم يكن اختبار العلاقة بين معدل التضخم والانفتاح التجاري الا انهما توصلا الي وجود علاقة طردية معنوية إحصائيا بين المتغيرين.

3-3: التعليق على الدراسات السابقة

و من الملاحظ من استعراض الدراسات السابقة أن هناك تعارضا كبيرا بين النتائج التي تم التوصل إليها حتي داخل الدولة الوحدة. ففي الهند على سبيل المثال ، بينما وجد (Zakaria 2010) و (2017) Israr العلاقة طرديه بين الانفتاح التجاري و التضخم و بالتالي رفضا تحقق الفرضية في الاقتصاد الباكستاني، توصل (2010) Mukhtar الي ان العلاقة عكسية. و كذلك الحال بالنسبة لباكستان، بينما وجد (2020) Chhabra & Alam و Sahu & Sharma (2018) العلاقة طرديه بين الانفتاح التجاري و التضخم و بالتالي رفضا تحقق الفرضية في الاقتصاد الباكستاني، توصل (2010) Joshi & Acharya الي ان العلاقة عكسية. و قد يرجع ذلك الي اختلاف متغيرات التحكم في النموذج او طرق قياس المتغيرات او الي اختلاف الاسلوب المستخدم في تقدير النموذج أو الفترة الزمنية محل الدراسة.

و يعني ذلك ان القضية غير محسومة و ما زال الباب مفتوحا لتحسين النماذج المستخدمة و اساليب التقدير للوصول الى نتائج اكثر دقة. و كذلك يعني خصوصية ظروف كل دولة و اختلاف استجابتها للتغير في درجة الانفتاح الاقتصادي و هو ما يفتح الباب الى المزيد من البحث.

تعددت متغيرات التحكم الداخلة في النماذج التي استخدمتها الدراسات السابقة و لكنها دارت حول استخدام متغير يعكس الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي او النمو فيه ليوضح الاثر العكسي المتوقع للزيادة في الانتاج على التضخم. و ايضا متغير يعكس اثر السياسة المالية على التضخم و متغير يعبر عن اثر عرض النقود و متغير يعبر عن سعر الصرف. و هو ما قامت الدراسة الحالية بالسير على نهجه.

انقسمت الدراسات السابقة في قياس درجة الانفتاح الاقتصادي بين الاعتماد علي نسبة مجموع الصادرات و الواردات الى الناتج المحلي الاجمالي ام استخدام نسبة الواردات الى الناتج

فقط، في حين استخدم البعض مؤشر العولمة الاقتصادية ليعكس مفهوم اوسع للانفتاح التجاري. و لذلك قامت الدراسة الحالية بتجربة استخدام كل من هذه المقاييس الثلاثة في نموذج على حده و مقارنة النتائج.

٤: الدراسة التطبيقية علي مصر

٤-١: النموذج التطبيقي ووصف المتغيرات.

طبقا ل (١٩٩٣) Romer يضع الانفتاح التجاري قيودًا على حافز الحكومة لإحداث توسع نقدي غير متوقع، وذلك بسبب الانخفاض الذي يمكن ان ينتج عنه في سعر الصرف. و علي ذلك يشتمل النموذج المستخدم في الدراسة الحالية علي المتغيرات التالية:

– معدل التضخم: كان الاعتماد الاساسي في معظم الدراسات التي اختبرت الفرضية على معدل التضخم المقاس بالتغير في مكمش الناتج المحلي الاجمالي، وفي حال عدم توافر البيانات الخاصة به تم اللجوء الي الى معدل التضخم المقاس بالتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين. وقياسا علي ذلك سوف تستخدم الدراسة الحالية معدل التضخم المقاس بالتغير في مكمش الناتج المحلي الاجمالي Inf .

– درجة الانفتاح التجاري: و قد تعددت المؤشرات التي تم استخدامها للتعبير عنه في الدراسات التي تم استعراضها، ففي حين استخدم و بعض الدراسات التالية له نسبة الواردات الي الناتج المحلي الاجمالي m/GDP ، إلا أن المؤشر الاكثر شيوعا للتعبير عنه هو نسبة مجموع الصادرات و الواردات الي الناتج المحلي الاجمالي (X+M)/GDP ، و علي النقيض من ذلك استخدم Samimi et al. (2012) مؤشر (KOF) للعولمة الاقتصادية ، و برروا ذلك بأن المؤشر التقليدي للانفتاح التجاري و هو (x + m)/GDP يمثل مؤشر فرعي للعولمة الاقتصادية تقدر مساهمته في KOF بحوالي ١٩٪ ، بينما تعكس النسبة المتبقية من المؤشر عوامل الانفتاح الأخرى مثل الاستثمار الأجنبي المباشر (كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي) ،

ومدفوعات الدخل للمواطنين الأجانب (كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي) والقيود التي تمثل حواجز الاستيراد الخفية ، ومتوسط معدل التعريفة ، والضرائب على التجارة الدولية (كنسبة مئوية من الإيرادات الضريبية) وقيود حساب رأس المال.

و على ذلك سوف تقوم الدراسة الحالية باختبار فرضية Romer بالاعتماد على ثلاثة نماذج، يستخدم الاول منها مؤشر نسبة الواردات و سوف يطلق عليه "نموذج الانفتاح علي الواردات" و يستخدم النموذج الثاني نسبة مجموع الصادرات و الواردات و سوف يطلق عليه "نموذج المؤشر التقليدي للانفتاح"، بينما يستخدم النموذج الثالث مؤشر العولمة الاقتصادية و سوف يطلق عليه "نموذج الانفتاح بالمعنى الواسع".

وبالإضافة الى معدل التضخم و درجة الانفتاح التجاري تم استخدام متغيرات تحكم control variables لتعكس اهم العوامل التي يمكن ان يكون لها تأثير علي معدلات التضخم بخلاف الانفتاح التجاري و هذه العوامل هي:

– معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (R_GDP_P_G) و من المتوقع ان يؤثر عكسيا علي التضخم حيث يتضمن النمو الاقتصادي الزيادة في العرض الكلي من السلع و الخدمات.

– العجز الإجمالي في الموازنة العامة للدولة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الاجمالي (BU_D) و من المتوقع ان يؤثر طرديا علي معدل التضخم وذلك للزيادة في عرض النقود المترتبة علي العجز المالي في حالة عدم الاستقلالية الكاملة للبنك المركزي ،و حتي في حالة تمويل العجز من مصادر حقيقية مثل اصدار اذون او سندات غلى الخزانة يمكن ان يزيد معدل التضخم كنتيجة للزيادة في الطلب الكلي الناتج عن العجز المالي، أو بسبب التوقعات حول التوسع النقدي في المستقبل(Ashra, 2002) .

– متوسط سعر صرف الدولار الامريكي بالجنيهات المصرية (EXC) و هو يعبر عن مقلوب سعر صرف العملة المحلية و هو ما يعني ان زيادة قيمة المتغير يعبر عن الانخفاض في سعر

العملة المحلية. و يتوقف تأثيره علي معدل التضخم علي مرونة كل من الصادرات و الواردات للتغير في سعر الصرف، فإذا نتج عن انخفاض قيمة العملة مثلا زيادة في الصادرات فقد يؤدي ذلك الى زيادة الطلب علي السلع المحلية و نقص المعروض منها محليا و بالتالي امكانية ارتفاع اسعارها.

– عرض النقود بالمعني الواسع كنسبة الى الناتج المحلي الاجمالي (M2/GDP) . و يتوقع ان يكون تأثيره طرديا علي معدل التضخم.

يضاف الي متغيرات التحكم هذه نسبة الصادرات الي الناتج المحلي الاجمالي لتعبر عن درجة الانفتاح على الصادرات x/GDP فقط في "نموذج الانفتاح على الواردات" كما في Ashra (2002) و Lin et al (2017).

وبالتالي يمكن صياغة **النماذج التطبيقية** للبحث، كما يلي:

أولا: نموذج الانفتاح على الواردات"

$$\mathrm{Inf}_t = \beta_1 + \beta_2 m/GDP_t + \beta_3 BU_D_t + \beta_4 \mathrm{M2/GDP}_t + \beta_5 Exc_t + \beta_6 \mathrm{R_GDP_P_G}_t + \beta_7 x/GDP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ثانيا: نموذج المؤشر التقليدي للانفتاح

$$\mathrm{Inf}_t = \beta_1 + \beta_2 (x+m)/GDP_t + \beta_3 BU_D_t + \beta_4 \mathrm{M2/GDP}_t + \beta_5 Exc_t + \beta_6 \mathrm{R_GDP_P_G}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ثالثا: نموذج الانفتاح بالمعنى الواسع

$$\mathrm{Inf}_t = \beta_1 + \beta_2 KOF_t + \beta_3 BU_D_t + \beta_4 \mathrm{M2/GDP}_t + \beta_5 Exc_t + \beta_6 \mathrm{R_GDP_P_G}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

)، ويمثل ε الخطأ $t = 1977,1978,\ldots,2018$ إلى الفترة الزمنية للبحث (t حيث تشير هي معلمات النموذج المراد تقديرها. ومن المتوقع أن تكون $\beta_1, \beta_2, \ldots \beta_7$ العشوائي، كما أن في الاقتصاد المصري لتعبر عن العلاقة Romerسالبة في حالة تحقق فرضية β_2 تقديرات العكسية بين التضخم والانفتاح التجاري؛ وبناء على التحليل السابق من المتوقع أن تكون اشارة فقد يكون سالبًا أو موجبا. β_5 سالبة، أما تقدير β_6 موجبة، والاشارة المتوقعة ل β_4 و β_3

و تختلف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة لهذه العلاقة في الاقتصاد المصري في فترة التقدير و المتغيرات المتضمنة في النموذج و كذلك في الاسلوب المستخدم لتقدير النموذج. بالإضافة إلى التعبير عن متغير الانفتاح التجاري بأكثر من طريقة ومقارنة النتائج.

٤-٢: مصادر البيانات

تم الحصول على جميع البيانات من قاعدة البيانات الخاصة بمؤشرات التنمية الدولية World Development Indicators (WDI) والتي يصدرها البنك الدولي World Bank المتاحة على World Development Indicators | Databank (worldbank.org).

في حين لم يتم العثور علي سلسلة منتظمة لبيانات العجز في الموازنة العامة للدولة تغطي فترة الدراسة ، و لذلك تم الاعتماد علي بيانات العجز المالي للفترة من ١٩٧٧ حتى ٢٠٠٣ من Marinheiro (2004) مع الاستعانة ببيانات وزارة المالية المتاحة على http://www.mof.gov.eg لإكمال باقي السلسلة الزمنية.

مع ملاحظة أنه نظرا لأن العام المالي في مصر يبدأ من ٧/١ حتى ٦/٣٠ من العام التالي، فقد استخدمت الدراسة الحالية ٢٠١٨ على سبيل المثال لتشير به الي بيانات العام المالي ٢٠١٨/٢٠١٧.

٤-٣: الأسلوب المستخدم لتقدير النموذج

لتقدير معلمات نماذج الدراسة التي توضحها المعادلات رقم (١) (٢) و (٣) سوف نتبع الخطوات التالية:

١- نظرا لاعتماد البحث على بيانات سلاسل زمنية، فإن الخطوة الأولي تتمثل في اختبار مدي استقرار Stationarity السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، فاستخدام سلاسل زمنية غير مستقرة في الانحدار يترتب عليه مشكلة الانحدار الزائف Spurious Regression، حيث يؤدي استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الى نتائج غير صحيحة، ففي هذه الحالات يكون من الممكن الحصول على معامل تحديد مرتفع R^2 وقيم مرتفعة لإحصاء

t في حين أن المتغيرات المستخدمة في الانحدار لا تربطها أي علاقة. و قد تم استخدام اختبار "ديكي فوللر المُوسع (ADF) The Augmented Dickey–Fuller" لجذور الوحدة (Dickey and Fuller 1979) لاختبار استقرار هذه السلاسل الزمنية.

٢- تقدير معلمات النموذج باستخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lags (ARDL) و اختبار الحدود للتكامل المشترك Bound Testing for Cointegration . و قد تم استخدام هذا الأسلوب لأنة يمكن استخدامه في حالة اختلاف رتب التكامل بين المتغيرات بحيث يمكن ان يكون بعضها I(1) و البعض الآخر I(0). كما يمكن استخدامه في حالة صغر حجم العينة الصغير و يتم فيه تقدير المعلمات قصيرة وطويلة الأجل بشكل متزامن (Pesaran et al., 2001) .

٤-٤: نتائج تقدير النماذج

٤-٤-١: اختبارات جذر الوحدة

الجدول التالي رقم (١) يوضح نتائج اختبارات جذر الوحدة لجميع المتغيرات الموجودة في النماذج الثلاثة. و يتضح من الجدول ان متغيرات معدل التضخم Inf ونسبة الصادرات الي الناتج المحلي الاجمالي x/GDP و عرض النقود بالمعنى الواسع كنسبة الى الناتج المحلي الاجمالي M2/GDP و نسبة مجموع الصادرات و الواردات الي الناتج المحلي الاجمالي (X+M)/GDP مستقرة في المستوي، أي أنها متكاملة من الرتبة I(0) ، أما عجز الموازنة العامة BU_D و مؤشر العولمة الاقتصادية KOF و نسبة الواردات الي الناتج المحلي الاجمالي m/GDP و سعر الصرف EXC كانت غير مستقرة في المستوي و لكنها تصبح مستقرة بعد أخذ الفرق الأول، أي أنها متكاملة من الرتبة I(1) ، و هو ما يدعم ضرورة استخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة في التقدير.

جدول رقم (١) نتائج إختبار جذر الوحدة الموسع لديكي – فولر – Augmented Dickey – Fuller (ADF)

Inf		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.657879	0.0005
Test critical values:	1% level	-3.600987	
	5% level	-2.935001	
	10% level	-2.605836	

BU_D		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.996694	0.2809
Test critical values:	1% level	-2.622585	
	5% level	-1.949097	
	10% level	-1.611824	

D(BU_D)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.570466	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

X/GDP		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.159649	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

KOF		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.542380	0.4759
Test critical values:	1% level	-2.622585	
	5% level	-1.949097	
	10% level	-1.611824	

D(KOF)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.123755	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.624057	

	5% level	-1.949319
	10% level	-1.611711

M2/GDP		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.030128	0.0034
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

m/GDP		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.120265	0.2381
Test critical values:	1% level	-3.600987	
	5% level	-2.935001	
	10% level	-2.605836	

D(m/GDP)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.543761	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	
	10% level	-1.611711	

(x+m)/GDP		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.253457	0.0018
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

EXC		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.067301	0.9992
Test critical values:	1% level	-2.622585	
	5% level	-1.949097	
	10% level	-1.611824	

D(EXC)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.517864	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.624057	
	5% level	-1.949319	

10% level	-1.611711	

R_GDP_P_G		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.575606	0.1066
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

D(R_GDP_P_G)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.421143	0.0167
Test critical values:	1% level	-2.622585	
	5% level	-1.949097	
	10% level	-1.611824	

4-٤-٢: "نموذج الانفتاح على الواردات"

4-٤-٢-١: اختبار التكامل المشترك

الجدول التالي رقم (٢) يعرض ملخصا لاختبار التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبار الحدود للتكامل المشترك Bound Testing for Cointegration كما يلي:

جدول رقم (٢)

نتائج اختبار التكامل المشترك Bound Testing for Cointegration

F-Bounds Test			Null Hypothesis: No levels relationship	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	13.68527	10%	1.75	2.87
k	6	5%	2.04	3.24
		2.5%	2.32	3.59
		1%	2.66	4.05

و يتضح من الجدول أن F- Statistic قد بلغت قيمتها 13.68527 وهى أعلى من القيمة الجدولية الحرجة ، للحد الأعلى، عند مستوى معنوية ١%. وبالتالي يُمكن رفض فرض العدم، الذى ينص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج. أي أنه يوجد علاقة تكامل مُشترك Cointegration طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة.

٤-٤-٢-٢: تقدير معلمات النموذج وقبل استخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة ARDL لتقدير معلمات النموذج تم تحديد العدد الأمثل لفترات الابطاء اللازمة لكل متغير باستخدام معيار Akaike Information

Criteria (AIC) ، وكانت (٣، ٢، ٢، ١، ٣، ٢، ٢) بترتيب المتغيرات في النموذج. ويلخص الجدول التالي رقم (٣) نتائج التقدير كما يلي:

جدول رقم (٣)

نتائج علاقة التكامل المشترك ومعلمات الأجل الطويل والأجل القصير

ECM Regression
Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Inf(-1))	0.199605	0.086624	2.304253	0.0333
D(Inf(-2))	-0.166858	0.057129	-2.920713	0.0091
D(m/GDP)	0.202794	0.113881	1.780759	0.0918
D(m/GDP(-1))	-0.367365	0.134548	-2.730366	0.0137
D(BU_D)	30.41259	9.637922	3.155513	0.0055
D(BU_D(-1))	-55.13534	9.799368	-5.626418	0.0000
D(M2/GDP)	-0.554910	0.052042	-10.66265	0.0000
D(EXC)	1.324488	0.228947	5.785130	0.0000
D(EXC(-1))	1.579341	0.331279	4.767402	0.0002
D(EXC(-2))	-6.089914	0.833257	-7.308562	0.0000
D(R_GDP_P_G)	0.008615	0.177836	0.048444	0.9619
D(R_GDP_P_G (-1))	0.614866	0.207469	2.963651	0.0083
D(x/GDP)	-0.298579	0.135836	-2.198086	0.0413
D(x/GDP(-1))	0.599020	0.158666	3.775348	0.0014
CointEq(-1)*	-1.222574	0.108176	-11.30173	0.0000

R-squared	0.974478	Mean dependent var	-0.053170
Adjusted R-squared	0.959591	S.D. dependent var	7.378247
S.E. of regression	1.483176	Akaike info criterion	3.909971
Sum squared resid	52.79546	Schwarz criterion	4.549803
Log likelihood	-61.24444	Hannan-Quinn criter.	4.139537
Durbin-Watson stat	2.296268		

Levels Equation
Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
m/GDP	0.405933	0.149485	2.715546	0.0142
BU_D	44.86051	7.836607	5.724481	0.0000
M2/GDP	-0.001725	0.024442	-0.070574	0.9445
EXC	0.210903	0.202444	1.041784	0.3113
R_GDP_P_G	-1.573522	0.228858	-6.875549	0.0000
x/GDP	-0.079441	0.138071	-0.575365	0.5722

EC = Inf - (0.4059*m/GDP + 44.8605*BU_D
-0.0017*M2/GDP + 0.2109*EXC -1.5735* R_GDP_P_G - 0.0794*x/GDP)

و من الجدول السابق يلاحظ أن الانفتاح على الواردات m/GDP يرتبط ارتباط معنوي موجب بمعدل التضخم في الأجل القصير عند مستوى معنوية ١٠%، وأيضاً في الأجل الطويل و لكن عند مستوى معنوية أقل من ١%. و هو ما يعني ان بيانات هذا النموذج تدعم رفض تحقق فرضية Romer في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة.

و يتفق ذلك مع دراسة ElHodaiby & ElSamman (2021) على الاقتصاد المصري ، بالرغم من اختلاف المتغيرات المستخدمة و اختلاف فترة التقدير و طبيعة البيانات.

كما يلاحظ أن العلاقة طردية بين العجز في الموازنة العامة للدولة و معدل التضخم عند مستوي المعنوية أقل من ١% في كل من الأجلين القصير و الطويل.

و بينما كانت معاملات عرض النقود الي الناتج و نسبة الصادرات الي الناتج سالبة و معنوية في الأجل القصير إلا انها كانت غير معنوية في الأجل الطويل . و يحدث العكس بالنسبة لمعامل معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي حيث كان سالب و معنوي في الاجل الطويل و غير معنوي في الاجل القصير.

أما سعر الصرف فيظهر ارتباطه الموجب بمعدل التضخم معنويا في الاجل القصير ، في حين تكون العلاقة غير معنوية في الاجل الطويل.

وبالنظر إلى قيمة معامل تصحيح الأخطاء φ The Error Correction Term، في الجدول السابق، نجد أنها سالبة ومعنوية، عند مستوى معنوية أقل من ١%، وهو ما يؤكد على وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، قيمتها تساوى – ١,٢٢، وهو ما يعنى سرعة تصحيح الانحرافات التي تحدث في الأجل القصير، والتي تتسبب في ابتعاد المتغيرات عن

علاقتها التوازنيه طويلة الأجل، أي أن الانحراف يحدث في الأجل القصير في النموذج يستغرق حوالي ١,٢٢ سنه، أي حوالي ١٥ شهرا ليعود إلى وضع التوازن مرة أخرى.

٤-٤-٣: "نموذج المؤشر التقليدي للانفتاح "

4-٤-٣-١: اختبار التكامل المشترك

يعرض الجدول التالي رقم (٤) ملخصا لاختبار التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبار الحدود للتكامل المشترك Bound Testing for Cointegration كما يلي:

جدول رقم (٤)

نتائج اختبار التكامل المشترك Bound Testing for Cointegration

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	23.36288	10%	2.26	3.35
k	5	5%	2.62	3.79
		2.5%	2.96	4.18
		1%	3.41	4.68

و يتضح من الجدول أن F- Statistic قد بلغت قيمتها ٢٣,٣٦٢٨٨ وهى أعلى من القيمة الجدولية الحرجة ، للحد الأعلى، عند مستوى معنوية ١%. وبالتالي يُمكن رفض فرض العدم، الذى ينص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج. أي أنه يوجد علاقة تكامل مُشترك Cointegration طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة.

٤-٤-٣-٢: تقدير معلمات النموذج

وهنا أيضا، قبل استخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة ARDL لتقدير معلمات النموذج تم تحديد العدد الأمثل لفترات الابطاء اللازمة لكل متغير باستخدام معيار

Akaike Information Criteria (AIC) ، وكانت (1, 1, 2, 3, 3, 3) بترتيب المتغيرات في النموذج. ويلخص الجدول التالي رقم (٥) نتائج التقدير كما يلي:

جدول رقم (٥)

نتائج علاقة التكامل المشترك ومعلمات الأجل الطويل والأجل القصير

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.96793	1.091451	12.79757	0.0000
D((x+m)/GDP)	0.188317	0.056570	3.328953	0.0033
D(BU_D)	11.99414	9.395207	1.276623	0.2164
D(BU_D(-1))	-72.44260	10.29397	-7.037383	0.0000
D(M2/GDP)	-0.552711	0.052222	-10.58377	0.0000
D(M2/GDP(-1))	-0.360212	0.101841	-3.537002	0.0021
D(M2/GDP(-2))	0.489038	0.066810	7.319877	0.0000
D(EXC)	2.103839	0.297660	7.067938	0.0000
D(EXC(-1))	1.578535	0.379501	4.159496	0.0005
D(EXC(-2))	-7.735725	0.990001	-7.813858	0.0000
D(R_GDP_P_G)	-0.452784	0.186728	-2.424832	0.0249
D(R_GDP_P_G (-1))	0.656496	0.187116	3.508495	0.0022
D(R_GDP_P_G (-2))	0.198255	0.169206	1.171679	0.2551
CointEq(-1)*	-1.302604	0.098405	-13.23713	0.0000

R-squared	0.967096	Mean dependent var	-0.053170
Adjusted R-squared	0.949986	S.D. dependent var	7.378247
S.E. of regression	1.650050	Akaike info criterion	4.112751
Sum squared resid	68.06662	Schwarz criterion	4.709927
Log likelihood	-66.19865	Hannan-Quinn criter.	4.327013
F-statistic	56.52260	Durbin-Watson stat	2.080667
Prob(F-statistic)	0.000000		

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(x+m)/GDP	0.205537	0.030964	6.638011	0.0000
BU_D	47.97421	4.961282	9.669719	0.0000
M2/GDP	-0.128561	0.042365	-3.034633	0.0065
EXC	0.148508	0.187761	0.790944	0.4383
R_GDP_P_G	-1.779894	0.269478	-6.604972	0.0000

EC = Inf - (0.2055*((x+m)/GDP + 47.9742*BU_D -0.1286*M2/GDP + 0.1485 *EXC -1.7799* R_GDP_P_G)

ومن الجدول السابق يلاحظ أن المؤشر التقليدي للانفتاح GDP/ (x+ m) يرتبط ارتباط معنوي موجب بمعدل التضخم في الأجلين القصير والطويل عند مستوى معنوية أقل من ١%. و هو ما يعني ان بيانات هذا النموذج أيضا تدعم رفض تحقق فرضية Romer في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة.

كما يلاحظ أن العلاقة طردية بين العجز في الموازنة العامة للدولة ومعدل التضخم عند مستوي المعنوية أقل من ١% في كل من الأجل الطويل فقط وغير معنوية في الاجل القصير.

و بينما كانت معاملات عرض النقود الي الناتج و معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي سالبة و معنوية في الأجلين القصير و الطويل، إلا أن سعر الصرف استمر ارتباطه الموجب بمعدل التضخم كما في النموذج السابق معنويا في الاجل القصير و غير معنوي في الاجل الطويل.

وبالنظر إلى قيمة معامل تصحيح الأخطاء φ The Error Correction Term، في الجدول السابق، نجد أنها سالبة ومعنوية، عند مستوى معنوية أقل من ١%، وهو ما يؤكد علي وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، قيمتها تساوى – ١,٣، وهو ما يعنى سرعة تصحيح الانحرافات التي تحدث في الأجل القصير، والتي تتسبب في ابتعاد المتغيرات عن علاقتها التوازنيه طويلة الأجل، أي أن الانحراف يحدث في الأجل القصير في النموذج يستغرق حوالي ١,٣ سنه ، أي حوالي ١٦ شهرا ليعود إلى وضع التوازن مرة أخرى.

٤-٤-٤: "نموذج الانفتاح بالمعنى الواسع"

4-٤-٤-١: اختبار التكامل المشترك

وتتلخص نتائج هذا الاختبار في الجدول التالي رقم (٦).

جدول رقم (٦)

نتائج اختبار التكامل المشترك Bound Testing for Cointegration

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	7.770869	10%	1.81	2.93
k	5	5%	2.14	3.34
		2.5%	2.44	3.71
		1%	2.82	4.21

و يتضح من الجدول أن F– Statistic قد بلغت قيمتها 7.770869 وهى أعلى من القيمة الجدولية الحرجة ، للحد الأعلى، عند مستوى معنوية ١%. وبالتالي يُمكن رفض فرض العدم، الذى ينص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج. أي أنه يوجد علاقة تكامل مُشترك Cointegration، طويلة الأجل، بين المتغيرات محل الدراسة.

٤-٤-٤-٢: تقدير معلمات النموذج

و كذلك في هذا النموذج، تم في البداية تحديد العدد الأمثل لفترات الابطاء اللازمة لكل متغير باستخدام معيار Akaike Information Criteria (AIC) ، وكانت (3, 1, 4, 3, 3, 1) بترتيب المتغيرات في النموذج. ثم استخدم أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة ARDL لتقدير معلمات النموذج ، ويعرض الجدول التالي رقم (٧) نتائج هذا التقدير كما يلي:

جدول رقم (٧)

نتائج علاقة التكامل المشترك ومعلمات الأجل الطويل والأجل القصير

ECM Regression
Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Inf(-1))	-0.494779	0.079429	-6.229162	0.0000
D(Inf(-2))	-0.189712	0.059513	-3.187731	0.0051
D(KOF)	0.026026	0.050887	0.511443	0.6153
D(BU_D)	2.118682	10.72580	0.197531	0.8456
D(BU_D(-1))	-15.30000	10.61883	-1.440837	0.1668
D(BU_D(-2))	55.51008	10.91875	5.083921	0.0001
D(BU_D(-3))	18.91015	10.38433	1.821028	0.0853
D(M2/GDP)	-0.500237	0.059828	-8.361326	0.0000
D(M2/GDP(-1))	-0.084795	0.114757	-0.738910	0.4695
D(M2/GDP(-2))	0.688002	0.123967	5.549868	0.0000
D(EXC)	1.197412	0.339091	3.531245	0.0024
D(EXC(-1))	0.865909	0.388182	2.230678	0.0387
D(EXC(-2))	-8.339790	1.029973	-8.097092	0.0000
D(R_GDP_P_G)	-0.685045	0.248166	-2.760425	0.0129
CointEq(-1)*	-0.349751	0.045313	-7.718592	0.0000

R-squared	0.965174	Mean dependent var	0.236720
Adjusted R-squared	0.943975	S.D. dependent var	7.248713
S.E. of regression	1.715738	Akaike info criterion	4.204946
Sum squared resid	67.70643	Schwarz criterion	4.851361
Log likelihood	-64.89397	Hannan-Quinn criter.	4.434935
Durbin-Watson stat	2.158804		

Levels Equation
Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KOF	-0.168413	0.233566	-0.721052	0.4801
BU_D	0.124773	61.65148	0.002024	0.9984
M2/GDP	0.442811	0.349331	1.267596	0.2211
EXC	-0.241355	1.231875	-0.195925	0.8469
R_GDP_P_G	-4.587337	2.718858	-1.687229	0.1088

EC = INF_DEF - (-0.1684*KOF + 0.1248*BU_D + 0.4428*M2/GDP
-0.2414*EXC -4.5873* R_GDP_P_G)

و من الجدول السابق يلاحظ أن العلاقة بين مؤشر العولمة الاقتصادية KOF و معدل التضخم غير معنوية سواء في الأجل القصير أو الطويل. و كذلك الحال بالنسبة معدل التضخم مع العجز في الموازنة العامة للدولة و نسبة عرض النقود الي الناتج.

و بينما تحول معامل معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي السالب الى المعنوية في الأجل القصير فقط وعدم المعنوية في الاجل الطويل، إلا أن سعر الصرف استمر ارتباطه الموجب بمعدل التضخم كما في النموذجين السابقين معنويا في الاجل القصير و غير معنوي في الاجل الطويل.

وحيث أن معامل الانفتاح و معظم معاملات النموذج كانت غير معنوية فإنه لا يمكن التعويل على نتائج هذا النموذج و يكتفى بالنتيجة التي أيدها النموذجين السابقين .

٥: النتائج و التوصيات

-كشفت النتائج العملية عدم تحقق فرضية Romer (1993) بالنسبة للاقتصاد المصري و هو ما تمثل في اكتشاف أن العلاقة طردية بين الانفتاح التجاري و معدل التضخم . أي أن الزيادة في الانفتاح التجاري من المتوقع أن يترتب عليها ارتفاع في معدلات التضخم في الاقتصاد المصري . و يمكن ارجاع ذلك إلي اعتماد الاقتصاد المصري على الواردات في تغطية جزء من الاحتياجات الضرورية من السلع الغذائية و مستلزمات الانتاج ، و هو ما يعني انعكاس ارتفاع اسعار هذه الورادات في معدل التضخم المحلي ، او ما يسمي بالخضوع لظاهرة التضخم المستورد.

و يترتب علي ذلك توصية هامة جدا خاصة بالسياسة الاقتصادية بتوخي الحذر في اتخاذ القرارات التي تزيد من درجة الانفتاح التجاري و دراسة ما قد ينجم عنها من تأثير علي معدل التضخم .

- كما اشارت النتائج ايضا الى وجود علاقة معنوية موجبة بين العجز المالي و معدل التضخم، و يتوافق ذلك مع ما سبق ذكره من الاثر التوسعي المتوقع للعجز المالي حتي و ان تم تمويله من مصادر حقيقية.

و يدعو ذلك الى التوصية بضرورة الالتزام بحد أقصي لنسبة العجز المالي الى الناتج المحلي الاجمالي حتي لا يزيد من الضغوط التضخمية الحالية او المتوقعة في الاقتصاد.

- و كذلك الحال بالنسبة للعلاقة المعنوية الموجبة بين سعر صرف العملة الاجنبية و معدل التضخم في الاجل القصير، و التي تعني ان تخفيض سعر الصرف يترتب عليه ارتفاع مستويات الاسعار في الاجل القصير و هو ما يدعم فكرة التضخم المستورد و الذي ظهر اثره مع الانخفاضات التي حدثت في سعر صرف الجنيه المصري عام ٢٠١٦ على اعتبار ان مصر مستورد صافي.

و بناء علي ذلك يمكن التوصية بتجنب التخفيض الكبير في قيمة العملة المحلية لما يحمله في طياته من ضغوط تطخمية ، بالاضافة لما يترتب عليه من تفاقم في ازمة المديونية.

– أما العلاقة المعنوية السالبة بين معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي و معدل التضخم في الاجل الطويل فهي تدعم التاكيد علي اهمية العمل على تحفيز النمو الاقتصادي لعلاج معظم المشكلات الاقتصادية على المستوى الكلي و من اهمها البطالة و التضخم.

مقترحات لبحوث مستقبلية: من الموضوعات المرتبطة بمجال البحث و التي قد يكون من المفيد التركيز عليها بشيء من التفصيل في بحوث مستقبلية على الاقتصاد المصري: الانفتاح المالي و اثره علي التضخم و النمو الاقتصادي، و الانفتاح التجاري و درجة انحدار منحنى فيليبس.

6- المراجع:

1. Ashra, S. (2002). Inflation and openness: a study of selected developing economies. Indian Council for Research on International Economic Relations. Working Paper, (84).

2. Binici, M., Cheung, Y. W., & Lai, K. S. (2012). Trade openness, market competition, and inflation: Some sectoral evidence from OECD countries. *International Journal of Finance & Economics*, *17*(4), 321-336.

3. Chhabra .M and Alam. Q, (2020) "An empirical study of trade openness and inflation in India", Decision, 47(1):79–90

4. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Journal of the American Statistical Association 74(366): 427-431.

5. ElHodaiby, M. W. & ElSamman, A. (2021). The Relation between Central Bank Independence and Inflation Rate in Egypt: An Empirical Analysis during 1998-2019, International Journal of Economics and Financial Issues, 2021, 11(1), 114-125.

6. Evans, R. W. (2007). Is openness inflationary? imperfect competition and monetary market power. *Globalization and Monetary Policy Institute, Federal Reserve Bank of Dallas, GMPI Working Paper*, (1).

7. Galal, S. & Lan, D.Y. (2017). Relationship between Inflation and Foreign Trade, International Journal of Business Marketing and Management, 2(5): 1-7.

8. Gokal, V., & Hanif, S. (2004). Relationship between inflation and economic growth. Economics Department, Reserve Bank of Fiji.

9. Granato, J., Lo, M., and Wong, M. C. Sunny (2007). “A note on Romer’s openness-inflation relation: the responsiveness of AS and AD to economic openness and monetary policy.” Applied Economics 39, 191–197.

10. Israr,M.F.K., (2017) “Trade Openness and Inflation in Pakistan: A Cointegration and Causality Analysis (1973-2015)”Master thesis in economics, UNIVERSITY OF ÉVORA.

file:///C:/Users/Dr%20Khaled%20Ibrahim/Downloads/Documents/Masters%20in%20Economics_2.pdf

11. Jedidia, K. B., Dammak, T. B., & Kamel, H. (2019). Trade-threshold Effect on Inflation in Tunisia: New Evidence Resulting from a Nonlinear Approach. *International Economic Journal*, *33*(1), 149-169.

12. Joshi, A. R., & Acharya, D. (2010). Inflation and trade openness: Empirical investigation for India. *IUP Journal of Monetary Economics*, *8*(1/2), 113.

13. Kim, M., Beladi, H., (2005). Is free trade deflationary. Economic Letters, 89: 343-49.

14. Lidiema ،C. (2020).” Trade Openness and Crude Oil Price Effects on Food Inflation: Examining the Romer Hypothesis in Kenya”. Journal of World Economic Research. Vol. 9, No. 2, pp. 91-100.

15. Lin, H.Y. (2010). Openness and Inflation Revisited. International Research Journal of Finance and Economics, 37, 40-45.

16. Lin, F., Mei, D., Wang, H., and Yao, X. (2017). Romer was right on openness and inflation: evidence from Sub-Saharan Africa. Journal of Applied Economics, 20(1):121–140.

17. Lotfalipour, M. R., Montazeri, S., & Sedighi, S. (2013). Trade Openness and Inflation. Evidence from MENA Region

Countries. *Petroleum-Gas University of Ploiesti Bulletin, Technical Series*, *65*(2).

18. Mansilla, F. M., Arruda, E. F., and Ferreira, R. T., (2020) "Trade openness and inflation dynamics in Brazil", Economics Bulletin, 40(3), pp 1948-1957 21.

19. Marinheiro, C. F. (2004). Fiscal sustainability of Egypt's public finances. FEMISE working paper (March).

20. Mukhtar, T., Jehan, Z., & Bilquees, F. (2019). Is trade openness inflationary in developing economies: an asymmetric analysis for Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, *57*(1), 47.

21. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.

22. Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. The quarterly journal of economics, 108(4), 869-903.

23.Sahu, P., & Sharma, N.K. (2018). Impact of Trade Openness on Inflation in India: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach. The Empirical Economics Letters, 17(1), 21 – 32

24. Samimi, A. J., Ghaderi, S., Hosseinzadeh, R., & Nademi, Y. (2012). Openness and inflation: New empirical panel data evidence. *Economics Letters*, *117*(3), 573-577.

25. Sikdar, A., Kundu, N., Khan, Z. S. (2013). Trade openness and inflation: A test of Romer hypothesis for Bangladesh MPRA Paper No. 65244, University Library of Munich, Germany.

26. Terra, C. T. (1998). Openness and inflation: a new assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, *113*(2), 641-648.

27. Thomas, C. (2012). Trade openness and inflation: Panel data evidence for the Caribbean. *International Business & Economics Research Journal (IBER), 11*(5), 507-516.

28. Ul Haq, I., Alotaish, M. S. M., Kumara, N. G. S., and Otamurodov, S. (2014). Revisiting the Romer's hypothesis: Time series evidence from small open economy, Pakistan Journal of Applied Economics 24 (1), 1-15.

29. ul Haq, I., Zhu, S., Shafiq, M., & Khan, A. (2016). Does Proxy of Openness or Methodology Matter to Hold Romer's Hypothesis? International Journal of Economics, Commerce and Management, 4(1): 1-12.

30. Wahu, M. C. (2016). Relationship between Openness and Inflation in Kenya: Testing Romer Hypothesis using Autoregressive Distributive Lag. (B.Sc. Project, Strathmore University, Strathmore Institute of Mathematical Sciences, Strathmore University Nairobi, Kenya).

31. World Bank, (2020). World Development Report. Oxford: Oxford University Press.

32. Zakaria, M. (2010), Openness and inflation: Evidence from time series data. Dogus Universitesi Dergisi, Volume 11(2), pp. 313-322.

33. World Development Indicators | DataBank (worldbank.org)

34. http://www.mof.gov.eg