المعروض النقدى وفرضية تجاوز الأسعار الزراعية وفرضية الاستيعاب لسعر الصرف: دراسة الحالة المصرية

أ.م.د. رفعت محمد الصغير أحمد محمد [1]

E.Mail:DrRefat2023@gmail.com

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار أثر التجاور للأسعار الزراعية، وفرضية الاستيعاب لسعر الصرف، بالتطبيق على الاقتصاد المصرى، وباستخدام بيانات شهرية، لمؤشر الرقم القياسي لأسعار المنتجين للسلع الزراعية، والرقم القياسى لأسعار المنتجين للسلع الصناعية، وسعر الصرف، والمعروض النقدى، خلال الفترة من يونيو ٢٠٠٧ وحتى مارس ٢٠٢٢. وباستخدام اختبار جوهانسن للتكامل المشترك، للتحقق من وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل، ونماذج تصحيح الخطأ لتقدير معلمات الأجل الطويل وتقدير معلمات التكيف فى الأجل القصير، واختبار سببية جرانجر، للتحقق من وجود علاقة سببية بين المعروض النقدى والأسعار الزراعية والأسعار الصناعية وسعر الصرف. وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات الأربعة، وبالتالى رفض فرضية حياد النقود فى الأجل الطويل. كما تحققت الدراسة من فرضية تجاوز الأسعار الزراعية فى الأجل القصير، أيضاً تم التحقق من فرضية استيعاب سعر الصرف لأثر الصدمات النقدية على متغير أسعار السلع الزراعية. وتوصى الدراسة صانعى القرار بالانتباه إلى الآثار غير المباشرة السالبة للسياسة النقدية وسعر الصرف على الأسعار الزراعية.

الكلمات المفتاحية: فرضية التجاوز – فرضية الاستيعاب – التكامل المشترك – سببية جرانجر.

Abstract:

This study aims to test the overshooting effect of agricultural prices and the absorber hypothesis of exchange rates for Egyptian economy. Using monthly time series of the producer price index for agricultural commodities, the producer price index for industrial commodities, the foreign exchange rate and the money supply, during the period From June 2007 to March 2022. The Johansen Cointegration test, to verify the existence of an equilibrium relationship in the long run, and error correction models (ECM), to estimate long run parameters and estimate short run adjustment parameters, and the Granger causality test were used, to investigate the existence of the causal relationship between money supply, agricultural prices, industrial prices and the exchange rate. The empirical results

[1] أستاذ الاقتصاد المساعد بمعهد العباسية للحاسبات الألية والعلوم الإدارية.

indicate that that there is a long-run equilibrium relationship between the four variables, and thus rejecting the hypothesis of money neutrality in the long run. The hypothesis of overshooting agricultural prices in the short run was also achieved, as well as the hypothesis of absorbing the exchange rate of the impact of monetary shocks on the prices of agricultural commodities. The study recommends that decision makers should pay attention to the negative indirect effects of monetary policy and the exchange rate on agricultural prices.

Keywords: Overshooting Hypothesis, Absorption Hypothesis- Cointegration- Granger Causality.

مقدمـة:

تكتسب دراسة العوامل المحددة للناتج الزراعي أهمّية مُزدوجة على المستوى الماكرو، حيث يُمثّل القطاع الزراعي– من ناحية – إحدى الدعائم الأساسيّة للأمن القومي الغذائي، كما يُشكّل– من ناحية أخرى – إحدى الركائز الرئيسة لدعم القُدرات الإنتاجيّة للصناعة الوطنيّة، وما يرتبط بها من أنشطة نقل وتجارة وخدمات لوجيستيّة. كما يعد النشاط الزراعي المصدر الرئيس للدخل والتشغيل فى معظم دول العالم، نظراً لاتساع الرقعة الزراعية الجغرافية لهذا النشاط.

ولقد أدى تقلب أسعار السلع الأساسية على مدى السنوات القليلة الماضية، إلى خلق مشاكل تتعلق معظمها بفاعلية السياسة النقدية ودور النقود تحديداً، لا سيما في تلك الدول التي استخدمت استهداف التضخم كهدف وسيط للسياسة النقدية. وحيث أن القضية الرئيسية فى سياق سياسة استهداف التضخم، هى استقرار الأسعار، فإن تقلبات أسعار السلع الأساسية يكون لها آثار كبيرة على معدل التضخم المستهدف، خاصةً في الاقتصادات التي يمثل الغذاء والطاقة النسبة الأكبر من توليفة الانفاق الاستهلاكي.

كما يؤثر التقلب فى الأسعار السلعية على الإنتاج الحقيقى، الأمر الذى له آثار على فاعلية تطبيق السياسة النقدية (Svensson, 2005; 2008)، حيث تعد الأسعار النسبية الزراعية من أهم محددات قرارات الاستثمار فى القطاع الزراعي، وبالتالي فإن فهم العوامل المؤثرة على الأسعار الزراعية، يمثل أهمية كبيرة فى أنه يجب على صانعى السياسات الانتباه إلى التأثير غير المباشر للتوسع النقدى على الأسعار الزراعية عند تعديل سياسات الاقتصاد الكلى.

ومن الناحية النظرية فإن أسعار الناتج الزراعي تعتبر من الأسعار المرنة شديدة التقلب فى الأجل القصير ، بحيث إذا تعرضت لصدمة نقدية، فإنها تتحرك فى الأجل القصير بعيداً عن مستواها التوازنى فى الأجل الطويل، وهذ الظاهرة تعرف بأثر التجاوز Overshooting Effect .

وتعد دراسات كلٍ من (Chambers & Just, 1981; Orden, 1986b; Bordo, 1980; Schus, 1974)، من أولى الدراسات التى لفتت الانتباه إلى أهمية دور متغيرات الاقتصاد الكلى عموماً، والمتغيرات المالية والنقدية بشكل خاص فى تحديد أسعار السلع الزراعية. ثم جاءت دراسة (Frankel, 1986)، والتى أظهرت لأول مرة أن التغيرات النقدية يمكن أن يكون لها تأثير حقيقى فى

الأجل القصير على أسعار السلع الزراعية، وعلى عكس المعتقد الكلاسيكى الشهير وهو حياد النقود فى الأجلين القصير والطويل.

واستخدمت الدراسة السابقة نموذج التجاوز Overshooting، الذى قدمته دراسة (Dornbusch, 1976)، حيث تم اقتراح فرضية التجاوز فى الأصل كتفسير نظري للمستويات العالية للتقلبات فى سعر الصرف، ثم تم تعميمها من قبل دراسة (Frankel, 1986)، لتحديد تأثير السياسة النقدية على أسعار السلع الزراعية (والتى افترض أنها مرنة)، والاسعار الصناعية (والتي افترض أنها جامدة)، كما فرق بين قطاعات "السعر الجامد" (مثل قطاع الصناعة والخدمات)، حيث تتكيف الأسعار ببطء، وقطاع "السعر المرن"، مثل الزراعة، حيث تتعدل الأسعار بشكل أسرع استجابة للتغيرات النقدية. كما وضح أن انخفاض سرعة التكيف لأسعار السلع الصناعية لتغير عرض النقود، يقوى فرضية التجاوز لأسعار السلع الزراعية، وتشير هذه النتيجة إلى أن التغير فى عرض النقود يمكن أن يكون له تأثيرات قصيرة الأجل على أسعار السلع الزراعية، بالتالى افتراض عدم حياد النقود فى الأجل القصير، بمعنى أن يكون للتجاوز المفرط فى أسعار السلع، آثاراً على الدخول الحقيقية والقدرة المالية لأسر المزارعين فى الأجل القصير (Bakucs & Ferto, 2005; Bakucs et al., 2012)).

وفيما يتعلق بدور سعر الصرف على العلاقة بين النقود والتقلبات الحادة للاسعار الزراعية، تشير دراستى (Rodrik, 2006; Gabor, 2010)، إلى أن الدور المفترض لأسعار الصرف المرن، يتمثل فى دوره كمستوعب (ماص) للصدمات Shock Absorbers، والذى يسهل تعديل وتكيف الاقتصاد الكلى، خاصةً بعد التعرض للصدمات النقدية. وقد تبنى هذا الرأى كلٍ من صندوق النقد الدولى والبنك الدولى، واللذان قدما هذا الرأى كأهم توصية أساسية للسياسة الاقتصادية لاقتصاديات الدول النامية والناشئة. وذلك بخلاف ما قال به الاقتصاديون ما بعد الكينزيين والهيكليين، والذين شككوا منذ فترة طويلة فى مزايا استقرار سعر الصرف المرن للدول النامية والناشئة مع تحرير الحسابات المالية.

وفى مصر، فان هناك أكثر من ٥٥% من سكانها يعيشون في المناطق الريفية حيث الاعتماد الأساسي على الأنشطة الزراعية، وما يلحقُ بها من أنشطة إنتاج حيواني وداجني وسمكي، ومن خدمات نقل وتخزين وتسويق. و خلال الربع الثاني من ٢٠٢١ شكل الناتج الزراعي نحو ١١% من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية ، ١٥% من الصادرات السلعيّة غير البترولية. كما أن عدد المشتغلين بنشاط الزراعة بلغ نحو ٥.٢ مليون مشتغل، بما يمثل ١٩.٢% من إجمالي المشتغلين، حيث تعتبر أكبر نسبة مشاركة للمشتغلين في الأنشطة الاقتصادية، خلال الربع الثاني من ٢٠٢١.

وعلى الرغم من إعلان البنك المركزي المصري رسميا فى ٢ يونيو ٢٠٠٥ بأن الهدف الوسيط للسياسة النقدية فى مصر هو استهداف التضخم بدلا من استهداف المعروض النقدي، إلا أن استهداف التضخم لا تعتبر طريقة لتخفيض التضخم، ولكنها تمثل مرتكز Anchor، لمراقبة والتحكم فى استقرار الأسعار، لذا فإن المعروض النقدى لا يزال من الأهداف الوسيطة الرئيسية، وما زال أثرها على الأسعار والناتج هو ما تؤيده وتنادى به النظريات النقدية والبحوث التطبيقية التى لا حصر لها.

تعرض نظام سعر الصرف لتغيرات عديدة كذلك، خلال الفترة التى بدات فى ٢٩ يناير ٢٠٠٣، كأول محاولة لتعويم الجنيه، ونظرياً يجب أن يكون لها اثر على دور النقود وفاعلية السياسة النقدية وعلى ظاهرة تجاوز الأسعار الزراعية فى الاقتصاد المصرى. وبالتالى فإن اختبار دور المعروض النقدى وفرضية تجاوز الأسعار الزراعية وفرضية الاستيعاب لسعر الصرف فى الحالة المصرية يمثل موضوعاً هاما لصانعى السياسات فى مصر والباحثين على حدٍ سواء.

ثانياً: مشكلة الدراسة:

بناءً على ما تقدم فإن مشكلة الدراسة تتمثل فى الإجابة على التساؤلات التالية:

–ما هو واقع متغيرات الدراسة فى مصر؟

– ما هى الخلفية والأساس النظرى لعلاقة التوسع النقدى بتجاوز الأسعار الزراعية ؟

– أثر التوسع النقدى (صدمة نقدية) على زيادة وتجاوز الأسعار الزراعية فى الأجل القصير قى مصر؟

– هل سعر الصرف فى مصر يمثل مستوعب لتجاوز الأسعار الزراعية فى الأجل القصير عند حدوث صدمة نقدية فى مصر؟

ثالثاً: فرضيات الدراسة:

بناءً على الاعتبارات النظرية السابقة، والتساؤلات التى طرحتها مشكلة الدراسة، تهدف الدراسة إلى اختبار الفرضيات التالية:

(١): من المتوقع أن تؤدى زيادة عرض النقود لزيادة وتجاوز الأسعار الزراعية والأسعار الصناعية وسعر الصرف ولكن بنسب مختلفة حسب مروناتها.

(٢): من المتوقع أن تؤدى زيادة المعروض النقدى فى الأجل القصير لزيادة الأسعار الزراعية بدرجة أكبر من زيادة الأسعار الصناعية فى ظل سعر الصرف المرن.

(٣): من المتوقع أن يؤدى سعر الصرف المرن لاستيعاب زيادة وتجاوز الأسعار الزراعية فى الأجل القصير.

رابعاً: هدف وأهمية الدراسة:

تهدف الدراسة إلى اختبار فرضيات الدراسة والمتمثلة فى قياس أثر عرض النقود فى الأجل القصير (عدم حياد النقود)، على الأسعار الزراعية والصناعية وسعر الصرف. كذلك أثر عرض النقود على تجاوز الأسعار الزراعية. كما تهدف الدراسة لقياس أثر استيعاب سعر الصرف لامتصاص تجاوز الأسعار الزراعية بدرجة أكبر من الأسعار الصناعية وذلك فى الأجل القصير.

تكتسب هذه الدراسة أهمية خاصة تتمثل فى الأتى:

(أ): إذا تحققت فرضية التجاوز للأسعار الزراعية فى مصر، وأن الأسعار الزراعية فى الأجل القصير تتجاوز قيمها التوازنية فى الأجل الطويل، وأن هذه الأسعار تتكيف بشكل أسرع من الأسعار الصناعية مع التغيرات في عرض النقود، هنا يمكن للتجاوز المفرط فى الأسعار الزراعية أن يفسر جزئياً على الأقل تقلب الأسعار الزراعية المرتفعة نسبياً، والذى يؤدى بدوره إلى زيادة عدم التأكد، والذى يواجهه المزارعون ويؤثر على قراراتهم الاستثمارية، وعلى إنتاجيتهم ودخولهم.

(ب): أن التغيرات فى المعروض النقدى التى تهدف لتحفيز القطاع الزراعى، قد تؤدى لأثار غير مواتية للقطاع الزراعى والعكس صحيح، وبالتالى فعندما تتحقق الصدمة النقدية، فإن القطاع الزراعى سوف يتحمل عبء زيادة التكيف، بسبب الضعف المالى المزارعين. وسوف يتحمل المستهلكون عبء استيعاب تقلب وتجاور الأسعار، مما يؤثر على قدرتهم لإدارة تفقاتهم النقدية بشكل أمثل، وهو ما يمثل تحدى إضافي للأسر الفقيرة والمتوسطة.

(جـ): من المساهمات الرئيسية لهذه الدراسة هو اختبار فرضية الاستيعاب الخاصة بأسعار الصرف، لتخفيض تجاوز الأسعار الزراعية، أو بمعنى آخر إذا تسبب التوسع النقدى فى إحداث تقلبات شديدة على الأسعار الزراعية، فهل سيقوم سعر الصرف بدور ممتص Absorber للصدمات، وبالتالى تخفيف الأثر السلبى لزيادة النقود على الأسعار النسبية لقطاع الزراعة.

(د): على حد علمنا، ركزت معظم الدراسات السابقة حول تجاوز الأسعار الزراعية على الدول المتقدمة، على عكس الدول النامية والتى نالت اهتماماً أقل. وفى ذلك توضح دراسة (Saghaian et al., 2002a)، أن ظاهرة التجاوز مهمة أيضاً للدول النامية. والأهم من ذلك، أن السياسات النقدية للدول النامية لها تأثير أكبر وأطول أجلاً على اقتصاداتها من سياسات الدول المتقدمة (Hye & Ali, 2009)، كما وضحت عديد من الدراسات (Siddiqui & Hye, 2010; Yu 2014; Lie et al., 2017)، أنه من المحتمل أن يكون تأثير صدمات المعروض النقدى على أسعار المواد الغذائية فى الدول النامية، بطبيعته طويل الأجل.

(هـ): سوف تستخدم الدراسة اختبار Johansen Cointegration Test، فى إطار نموذج متجه الإنحدار الذاتى Vector Autoregressions (VARs)، متعدد المتغيرات، حيث يسمح هذا النموذج: أولاً: باختبار وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين المتغيرات المستخدمة، ثانياً: تقدير عدد علاقات التكامل وامكانية وضع قيود وافتراضات حول المعلمات، ثالثاً: تقدير معلمات التكيف، وكذا اختبار سببية جرانجر، بالتالى التاكيد على اختبار تحقق فرضيتى التجاوز والاستيعاب فى الأجل القصير.

خامساً: منهجية وخطة الدراسة:

تعتمد الدراسة على المنهج الاستنباطى Induction Approach، وأدواته لتحقيق أهداف الدراسة واختبار فرضياتها، حيث تركز على الأسلوب التحليلى والوصفى فى استعراض وتحليل الإطار النظرى للدراسة والنموذج المستخدم، كما تستعرض واقع متغيرات الدراسة فى مصر، بالإضافة لاستعراض أهم الدراسات السابقة والأدبيات التى تناولت موضوع الدراسة. كما تعتمد الدراسة على المنهج الإستقرائى Deduction Approach، وأدواته، لاختبار فرضيتى الدراسة، باستخدام نموذج التكامل المشترك Johansen Cointegration Test، فى إطار نموذج متجه الإنحدار الذاتى Vector Autoregressions (VARs) واختبار سببية جرانجر.

ولاختبار الفرضيات محل الدراسة، سوف يتم تقسيم الدراسة إلى:١) الدراسات السابقة: ٢) واقع متغيرات الدراسة فى مصر: ٣) الأساس النظرى للدراسة: ٤) نموذج القياس المستخدم:٥) البيانات وفترة الدراسة: ٦) نتائج القياس: ٧) الخلاصة والتوصيات.

٠١ الدراسات السابقة:

تناولت الدراسات التطبيقية أثر السياسة النقدية كعامل أساسى من عوامل تقلب أسعار السلع، وقد تناولت هذه الدراسات على وجه التحديد، ما إذا كانت أسعار السلع تستجيب للتغيرات النقدية فى الأجل الطويل، فى حين أن وجود انحرافات، والتى تنتج عن حياد السياسة النقدية فى الأجل القصير، يمكن التنبؤ بها (Frankel, 2006; Frankel & Hardouvelis, 1985b; Hess, Huang, & Niessen, 2008; Hua, 1998; Lunieski, 2009; Swaray, 2008)، وأثبتت الدراسات السابقة، أن التغيرات النقدية يمكن أن يكون لها تأثيرات حقيقية فى الأجل القصير على أسعار السلع الأساسية.

كما أظهرت نتائج دراسات أخرى أن ارتفاع المعروض النقدى من شأنه أن يزيد من أسعار السلع، من أهم تلك الدراسات (Chambers & Just, 1981; Dorfman & Lastrapes, 1996; Orden & Fackler, 1989)، فعلى سبيل المثال: افترضت دراسة (Frankek, 1986)، أن استجابة أسعار السلع الصناعية للصدمات النقدية أبطأ من استجابة أسعار السلع الزراعية، وأشارت بأن سرعة التكيف المنخفضة لأسعار السلع الصناعية للتغيرات النقدية، تزيد من تجاوز Overshooting، أسعار السلع الزراعية. وفى ذلك فقد وجدت دراسة (Siami-Namini & Hudson, 2016)، أن الانكماش النقدى للولايات المتحدة، له تأثير سلبى كبير على مؤشر أسعار السلع الإجمالية والمؤشرات الفرعية للسلع، بما في ذلك مؤشر أسعار الغذاء، ومؤشر أسعار المواد الخام الزراعية، سعر الذرة، أسعار النفط الخام، كما أن النتائج أثبتت فرضية التجاوز. وفى دراسة أخرى (Siami-Namini & Hudson, 2017)، وجدت أن أثر تقلب سعر صرف الدولار الأمريكى ينتقل إلى أسعار السلع الزراعية الدولية.

بعد ذلك، أصبحت فرضية التجاوز فى أسعار الصرف موضوعاً مهماً فى الاقتصاد الكلى والدراسات الاقتصادية الدولية والتى من أهمها: (Bordo, 1980; Starleaf et al., 1985; Devadoss & Meyers, 1987; Choe & Koo, 1993; Isaac, 1998). نظراً لأن ارتفاع (تجاوز) أسعار الصرف Exchange Rates Overshooting، ليس محور رئيسى لهذه الدراسة، إلا أنه تطور لابد من ذكره، وأهم الدراسات فى ذلك هى: Heinlein & Krolzig, 2012; Lee, (2016).

وقد صاغت دراسة (Dornbusch, 1976) نموذج التجاوز، أما دراسة (Schuh 1974) فقد تناولت العلاقة بين الاقتصاد الكلى والأسعار الزراعية. ومن خلال التطوير والتطبيق الواسع لنظرية التجاوز (المغالاة) التى جاء بها دورنبوش، بدأ الاقتصاديون، خاصةً الزراعيون فى التفكير فى بناء وصياغة نموذج للتجاوزOvershooting Framework، لتحليل حركة الأسعار الزراعية (نموذج نظرى).

وفى ذلك فقد طورت دراسة (Frankel, 1986)، نموذجاً للتجاوز، وذلك لدراسة العلاقة الديناميكية بين الأسعار الزراعية والصناعية فى ظل صدمة التوسع النقدى. وقامت دراسة (Stamoulis & Rausser, 1987)، بتوسيع النموذج النظرى ليشمل الاقتصاد المفتوح، وقد وجدا أن تحركات أسعار الصرف وأسعار المنتجات الزراعية كانت متزامنة.

كما قامت دراسة (Lai, et al., 1996) بتخفيف بعض افتراضات النموذج، وأكد أن الأسعار الصناعية يمكن أن تكون محدداً مهماً للسياسة النقدية. بينما قامت دراسة (Saghaian, et al., 2002b)، بتوسيع نموذج التجاوز ليشمل ثلاثة قطاعات، وحصل على نتائج تجريبية مماثلة لتلك الخاصة بدراسة فرانكل (١٩٨٦).

قامت دراسة (Lai et al., 2005) بتخفيف حدة افتراضات دراسة (Frankel, 1986)، واعتبر أن تجاوز الأسعار الزراعية سيختلف حسب درجة استبدال السندات، فعندما يكون عرض النقود كبيراً، وقابلية استبدال السندات عالية، تتكيف الأسعار الزراعية لتصل إلى مستوى مرتفع للغاية. وقد ركزت دراسة (Saghaian et al., 2006)، على المنتجات الزراعية بالتحديد، ووجدوا أن أسعار المواشى فى المراحل النهائية، تجاوزت أسعار الحبوب فى المنبع، لأن الأخيرة كانت أقل تداولاً دولياً. بينما قامت دراسة (Saghaian & Reed, 2014) ، بدراسة آثار شراء الاحتياطى الفيدرالى للأصول طويلة الأجل على تقلبات الأسعار الزراعية، ووجدا أن التأثيرات اختلفت حسب تنوع حالة العرض والطلب، وعملية الإنتاج وقابلية التخزين لكل سلعة.

هذا وقد أضافت دراسة (Lee, 2016) معيار تدفق الأصول الخارجية إلى الدولة للنموذج، ما أدى لتحسين نموذج التجاوز من خلال التأكيد على دور احتياطيات النقد الأجنبى، حيث أن وجود احتياطى محلى كبير من العملات الأجنبية، أدى لتجاوز أسعار الصرف بشكل فاق ما أشارت إليه دراسة (Dornbusch, 1976).

بعد ذلك ، باستخدام نموذج الانحدار الذاتى (VAR Model)، قامت دراسة (Alam & Gilbert., 2017)، بقياس أثر السياسة النقدية والظروف الاقتصادية العالمية، وأسعار صرف الدولار، على أسعار السلع الزراعية. كما استنتجت دراسة (Siami-Namini et al., 2019)، باستخدام متوسط متحرك ذاتى الانحدار، لمنهج الانحدار الذاتى المعمم الأسى مع شرط ثبات التباين، أن مؤشر أسعار السلع الزراعية ومؤشرات أسعار السلع الأساسية الأخرى قد تجاوزت Overshoot توازنها فى الأجل الطويل، استجابةً لصدمة فى السياسة النقدية. كما وجدت دراسة (Kim & Kim, 2021) حدوث "تجاوز متأخر للأسعار المزرعية الأمريكية استجابةً لصدمات السياسة النقدية.

من ناحيةٍ أخرى استنتجت دراسات نتائج عكس نتائج الدراسات السابقة، فعلى سبيل المثال، أكدت دراسة (Twteen, 1980) أن السياسة النقدية التوسعية أدت لتقلبات فى الأسعار الزراعية (المرنة)، بمعنوية أقل نسبياً من الأسعار غير الزراعية (الثابتة)، لأن المزارعين هم من يتحملون الأسعار ولديهم قدرة ضعيفة لتحويل تكاليف المدخلات المرتفعة إلى المستهلكين. كما لم تجد دراسة (Lap, 1990) أى علاقة تثبت أن السياسة النقدية تحدد تباين الأسعار الزراعية فى الأجل الطويل. كما أشارت دراسة (Awokuse, 2005) إلى أن السياسة النقدية لن تؤثر على الأسعار الزراعية فى الأجل الطويل. كما أكدت دراسة (Kwon & Koo, 2009)، أن الصدمات الكلية الرئيسية تعد سبباً فى تجاوز الأسعار الزراعية، وتمثلت فى تحركات غير متوقعة (صدمات) لأسعار الصرف وأسعار الفائدة.

٠٢ واقع متغيرات الدراسة فى مصر:

يحتل قطاع الزراعة دورًا مهماً فى الناتج المحلى الإجمالى فى مصر ، حيث يعد مصدر رزق لما يقرب من ٥٧٪ من سكان مصر ويعمل به ٢٦٪ من إجمالى القوى العاملة، تزيد مصر من المساعدات المالية والاستثمارات لضمان الأمن الغذائى وزيادة الإنتاج الزراعى، يظل برنامج دعم الخبز، الذى يغطى سبعين مليوناً من سكان مصر أهم أداة سياسية. ومع ذلك، وفقاً لمنظمة الأغذية والزراعة، فإن ٤,٥٪ من سكان مصر يعانون من سوء التغذية الشديد و ٢٧٪ يعانون أيضاً من انعدام الأمن الغذائى بمستويات معتدلة (World Food Programme (WFB), 2021, P.3). كما قدرت دراسة (Ramadan, 2017)، أن ما يقرب من ٢٧٪ من الأسر المصرية تواجه صعوبات كبيرة للحصول على المنتجات الغذائية الأساسية.

بدأ الاندماج في الأسواق العالمية في الزيادة تدريجياً فى الثمانينيات، ومع ارتفاع عدد السكان، زادت الواردات الغذائية أيضًا. وهذا يجعل مصر تعتمد بشكل كبير على واردات الغذاء اليوم، ويؤدى إلى التأثر بسهولة بالتغيرات في أسعار الغذاء العالمية، وقد خلقت أزمة الغذاء العالمية ٢٠٠٧-٢٠٠٨ مشكلة أمن غذائى لمصر، حيث حدثت زيادة بنسبة ١٣٠٪ فى أسعار الحبوب، ما أدى إلى مضاعفة تكاليف إنتاج الخبز، كما قيدت الحكومة الصادرات، وخفضت الرسوم الجمركية على بعض المواد الغذائية المنتجات فى مواجهة ارتفاع الأسعار العالمية ولكنها لم تمنع الأسعار المحلية من الارتفاع (Ahmed, 2014; Assem & Sebastian, 2021).

بين عامي ٢٠٠٩ و ٢٠١٠ ، ارتفع عدد الأشخاص الذين يستخدمون البطاقات التموينية فى مصر إلى ٦٣ مليوناً، لكن هذا أدى إلى زيادة مفرطة في النفقات بسبب الدعم المحلى للغذاء وأسعار الغذاء العالمية. وبالنظر إلى أن الناس في مصر ينفقون ما بين ٤٠٪ و ٥٠٪ من دخلهم على الحصول على الغذاء، فإن الزيادات فى أسعار المواد الغذائية، لها تأثير على انخفاض القوة الشرائية وبالتالى على الأمن الغذائى. لذا كان على الحكومة المصرية زيادة دعم الخبز، جدير بالذكر أن فى عام ٢٠٠٨، تجاوز الإنفاق الحكومى على الغذاء الانفاق على الصحة والتعليم، ومع ذلك ، فشلت جهود الحكومة فى المساعدة على خفض أسعار المواد الغذائية (Giulia, 2020).

وبعد أحداث ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١ بالرغم من أن مصر أدرجت ميزانيات عالية فى سياسة دعم المواد الغذائية، إلا أنها تأثرت بسهولة بالوضع غير المستقر في السوق وفشلت فى توفير الوصول إلى الغذاء. تم إدخال إصلاحات مختلفة مع البطاقات الذكية والابتكارات التكنولوجية منذ عام ٢٠١٤، وكانت تهدف للوصول بسرعة إلى البيانات المتعلقة بدعم المواد الغذائية المستهلكة. فى بيانات عام ٢٠١٦، لوحظ أن متوسط تنوع المنتجات قد زاد. ومع ذلك، فإن تزايد عدد سكان مصر زاد الفجوة بين الواردات والصادرات، وبالتالى زادت أسعار المواد الغذائية، وذلك للاعتماد الكبير على السوق العالمية والذى يجعل مصر شديدة التأثر بالمشاكل المتعلقة بتقلبات أسعار المنتجات الزراعية مثل الحبوب وبتقلبات أسعار الغذاء. (Kassim et al., 2018).

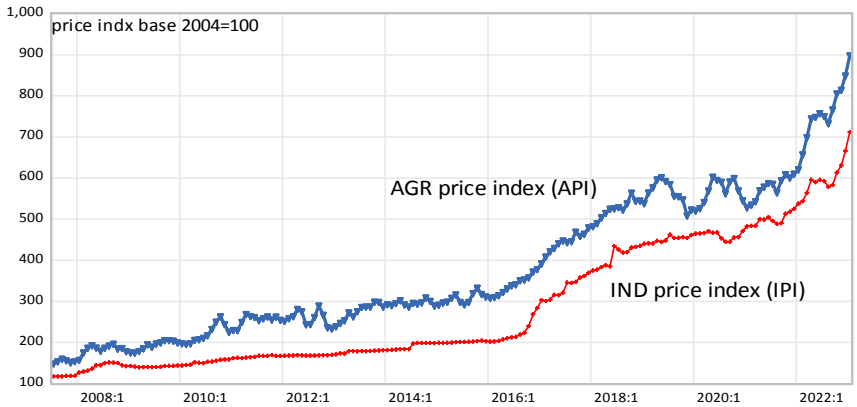
تضرر قطاع الزراعة والغذاء المعتمد على العمل بشدة بسبب فيروس COVID-19، حيث أدت عمليات إغلاق المطاعم والشركات، الحجر الصحى وحظر التجول، لخلق اضطرابات فى الإنتاج والنقل، كما أدت لتقلصات وتوقفات فى قطاعات الزراعة والغذاء المصرى (UNIDO, 2020; Ahmed & Olutayo, 2022).

أما بالنسبة لتداعيات الحرب الروسية الأوكرانية، فتعد مصر أكبر مستورد للقمح فى العالم، حيث استوردت حوالى ٢٣ مليون طن بقيمة ٥,٦ مليار دولار فى عام ٢٠٢٠، ويعد أكثر من ٨٠% من هذه الواردات تأتى من روسيا وأوكرانيا ((UNCTAD, 2022; Benton et al., 2022). ارتفعت كذلك

أسعار المستهلك بنسبة ٨,٨% فى فبراير ٢٠٢٢، بسبب ارتفاع تكاليف الأغذية والمشروبات بنسبة ١٧,٦%، كما يتوقع زيادة أسعار الحبوب والخبز والخضروات بسبب استمرار تلك الحرب (Magdy & Wahba, 2022). بالتالى فإن ارتفاع أسعار القمح بسبب ارتفاع تكلفة واردات القمح، ستزيد العبء المالى لدعم الخبز المتاح لأكثر من ٨٨% من السكان (Tanchum, 2022). وكذلك ارتفاع تكلفة زيت عباد الشمس وارتفاع سعره، حيث أن حوالى ٤٠% من واردات مصر من زيت عباد الشمس يتم الحصول عليها من روسيا وأوكرانيا (Chatham House, 2020).

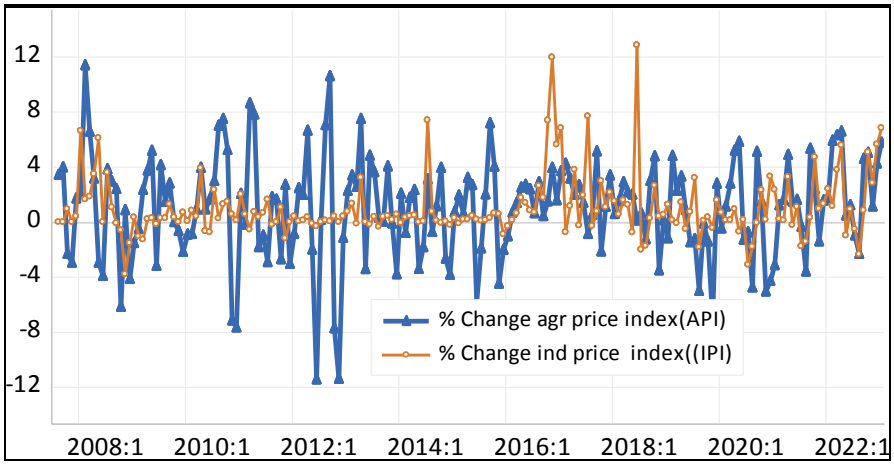
كما تشير دراسة (Eduard, 2022) أن أسعار المواد الغذائية وصلت إلى أعلى مستوياتها منذ عقد – لا يمكن مقارنتها إلا بالارتفاع فى عام ٢٠١٠، مما يهدد الأمن والسلم الغذائى والاجتماعى، لذا تقترح الدراسة أن تقوم مصر باستيراد القمح من دول مختلفة، والعمل على زيادة دعم المواد الغذائية للتخفيف من الارتفاعات السعرية المتكررة.

ويوضح الشكل رقم (١) أن هناك ارتفاعاً مستمراً فى الأسعار مقاسةً بمؤشرى أسعار المنتجين للسلع الزراعية، وأسعار السلع الصناعية (التحويلية)، وأن أسعار السلع الزراعية أكثر تقلباً من الأسعار الصناعية. لكن الشكل رقم (١) يظهر بشكل أكبر أن التغيرات فى الأسعار الزراعية أكبر وأكثر تقلباً.



شكل (١): التطور الشهرى للرقم القياسى لاسعار السلع الزراعية API وأسعار السلع الصناعية IPI
المصدر: البنك المركزى المصرى، النشرة الشهرية، أعداد متفرقة.

كما يظهر من الشكل (٢)، أن الأسعار الزراعية تتكيف بشكل أسرع مع التغيرات النقدية، من الأسعار الصناعية، وهو ما يدل على المرونة النسبية لقطاع الزراعة عن الصناعة فى مصر.



شكل (٢): التغيرات الشهرية لمؤشرى أسعار السلع الزراعية API والسلع الصناعية IPI

أما عن M1 فى مصر فتشير دراسة (احمد ابو اليزيد، أخرون، ٢٠١٩)، أنه ازداد من ٣١,٦٣ مليار جنيه عام ١٩٩٥ ليبلغ عام ٢٠١٦ حوالى ٥٧٢,٩٤ مليار جنيه. بينما بلغ نمو الناتج المحلى الإجمالى بالأسعار الثابتة ٧٢٨,٧٧ مليار جنيه عام ١٩٩٥، ليصل لحوالى ١٨٩٢,٤٧مليار جنيه، بمعدل زيادة بلغ ١٥٩,٨٦%، أى أن الناتج زاد بمقدار مرة ونصف، أما السيولة النقدية بدلالة M1، فقد تضاعفت ما يقرب من ١٧ مرة، مما يدل على وجود خلل واضح بين معدلات نمو الناتج ونمو السيولة بدلالة M1، وهو ما يسمى معيار الاستقرار النقدى وهو مايقيس معامل الضغط التضخمى بدلالة M1.

يعد فائض الطلب Excess Demand الزراعى، أهم مقاييس أسباب التضخم فى القطاع الزراعى، وهو مأخوذ من نظرية كمية النقود، والطلب الفعال عند كينز، ويساوى الفرق بين الإنفاق الزراعى بالأسعار الجارية والناتج الزراعى بالأسعار الثابتة، وبملاحظة تطور الفائض فى مصر فى الفترة من ١٩٩٥حتى ٢٠١٦، تشير إلى أن فائض الطلب بدأ فى الظهور منذ عام ٢٠١٢، بحد أدنى يقدر بحوالى ٧,٨٨ مليار جنيه، وبلغ حده الأقصى عام ٢٠١٥ حوالى ٤٥,٨ مليار جنيه، وبلغ عام ٢٠١٦ حوالى ٤٠,٩٦ مليار جنيه. جدير بالذكر أن هذا المتغير فى تزايد حتى الأن، وهو ما يعكس وجود ارتفاع فى الأسعار.

أما عن وضع سعر صرف الجنيه فى مصر: كما تشير (تقارير البنك المركزى المصرى السنوية، أعداد متفرقة)، أن الدولار الأميركى قد تخطى الجنيه المصرى لأول مرة فى تاريخه عام ١٩٩٠، حيث انخفض الجنيه بحوالى النصف تقريباً ليصبح ١,٥ جنيه لكل دولار، ثم جاءت بعد أكثر

من ٢٥ عاماً أول محاولة لتعويم الجنيه فى ٢٩ يناير ٢٠٠٣، وقد تحددت قيمته بحوالى ٥,٣٥ جنيه، بعد أن كان ٣,٧٠ جنيه، وذلك لخفض عجز الميزان التجارى وزيادة المعروض من الدولار والعملات الصعبة الأخرى. ثم جاء التعويم الثالث فى ٢٠١٦/١١/٣، وهو الأكبر، حيث خفض البنك المركزى قيمة الجنيه بحوالى ٤٨%، ليقفز من ٨ جنيه ليصل إلى ١٣ حنيهاً لكل دولار.

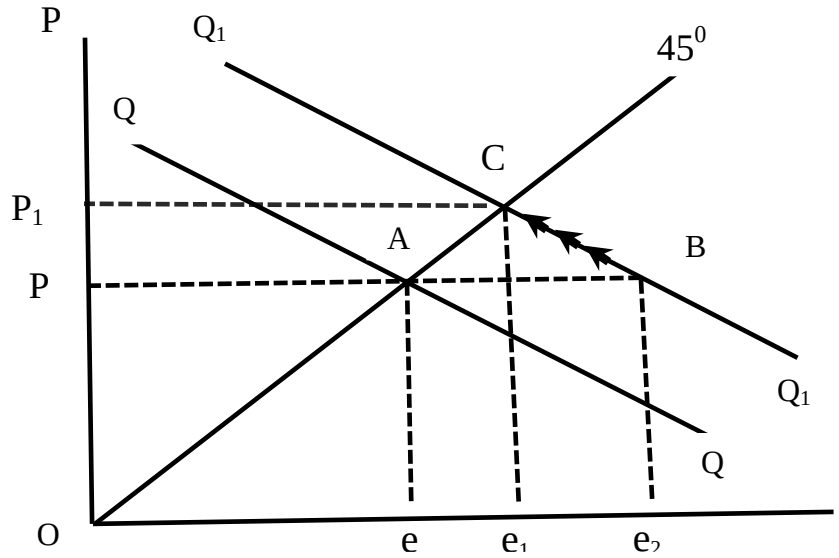
وأخيراً جاء التعويم الرابع يوم ٢٠٢٢/٣/٢٠، كما تم رفع سعر الفائدة بـ ١%، وتم تخفيض قيمة الجنيه بأكثر من ١٨% مقابل الدولار، وبلغ ١٨,٥ جنيه، بعد أن كان ١٥,٥جنيه/دولار. مما سبق يتضح مدى حرص صانعى القرار فى مصر على ضرورة أن يعمل سعر الصرف بشكل أكثر مرونة وأكثر تحرراً، وقد يرجع ذلك بسبب ضغوط صندوق النقد الدولى والمؤسسات النقدية الدولية والمستثمرين الدوليين، على أساس ضرورة تحقيق سعر الصرف الحقيقى أو على الأقل سعر الصرف العادل للجنيه، وذلك لضمان استقرار الاقتصاد الكلى، كذلك لأن هذا الوضع هو ما تدعو إليه الدراسات الاقتصادية للعديد من الأسباب.

٣ ٠ الأساس النظرى للدراسة:

تعد دراسة (Schuh, 1974)، من أول الدراسات الرائدة التى تناولت التأثيرات المحتملة للسياسة النقدية على الأسواق الزراعية، لأن سياسات تحقيق الاستقرار فى الأسواق الزراعية، يجب أن تأخذ فى الاعتبار مصادر التقلبات داخل قطاع الزراعة. وتتمثل القضية الرئيسية فى ما إذا كانت مستويات الأسعار الزراعية وغير الزراعية، تستجيب بشكل متناسب للتغيرات فى مستوى عرض النقود على الأجل الطويل، وما إذا كانت النقود محايدة فى الأجل القصير.

تم تقديم فرضية التجاوز لأول مرة من قبل دراسة Dornbusch (1976)، وكانت لسعر الصرف Overshooting of the Exchange Rate، كما يتضح من الشكل رقم (٣)، والتى تقرر بأن: سعر الصرف الحاضر spot ينحرف عن قيمته التوازنية فى الأجل الطويل، بمقدار يتناسب مع الإنحراف بين مستويات أسعار للسلع، وقيمها التوازنية فى الأجل الطويل. ولذلك افترض نموذج Dornbusch's Model حياد النقود Money Neutrality، وبالتالى تجاهل فرضية التجاوز لأسعار السلع، حيث بحث تحديداً فى ديناميكيات أسعار الصرف المرنة، واستجابة أسعار السلع غير المرنة (الجامدة) للتوسع النقدى، وحدد تأثير التجاوز لأسعار الصرف على أسعار السلع.

شكل رقم (٣)
التوسع النقدى وأثره على تجاوز أسعار الصرف



المصدر: (Dornbusch R., 1976, P. 1169)

فى الشكل السابق حيث الاقتصاد فى حالة توازن عند النقطة A ، ومستوى السعر فى الأجل الطويل يتحدد عند النقطة P ، والمستوى المصاحب له من توازن سعر الصرف فى الأجل الطويل عند النقطة e ، حيث يتحدد السعر بناءً على كمية النقود الأسمية والتى تتضمن الدخل الحقيقى وسعر الفائدة. ويشير منحنى QQ لتوازن سوق الأصول ويعبر عنها بالكمية الأسمية للنقود، بزيادة كمية النقود ينتقل المنحنى ليصبح Q_1Q_1 ، بالتالى يصبح التوازن طويل الأجل الجديد عند النقطة C،

ويحدث تحفيز فورى لسعر الصرف الجارى ليفوق ويتجاوز Overshooting السعر فى الأجل الطويل، وهو ما يتضح فى الشكل السابق من الانتقال من النقطة A إلى النقطة B. أما الانتقال من النقطة B إلى النقطة C للأجل الطويل، يلاحظ أنه عند النقطة B، يوجد فائض طلب للسلع، وينتج لسببين هما: انخفاض أسعار الفائدة المحلية وانخفاض قيمة سعر الصرف Depreciation، والذى يخفض من أسعار السلع المحلية، ثم تتولد الزيادة اللازمة فى الطلب الكلى، نتيجة زيادة النقود لتتحقق الزيادة المطلوبة فى الدخل ويعود التوازن مرة أخرى للنقطة C.

ثم اقترحت دراسة (Saghaian et al., 2002b) إطاراً لنموذج التجاوز Overshooting، يربط بين أثر التغير فى النقود M والتغير فى كلٍ من: أسعار السلع الزراعية ويرمز لها API أو

المتغير $\frac{\partial API}{\partial M}$ ، والتغير فى أسعار السلع الصناعية IPI أو المتغير $\frac{\partial IPI}{\partial M}$ ، والتغير فى سعر الصرف EX أو المتغير $\frac{\partial EX}{\partial M}$ على النحو التالى:

$$\frac{\partial API}{\partial M} = 1 + \frac{a_1}{a_2} - \frac{[\lambda\beta + (1 - a_1 - a_2)]}{a_2} \times \left[\frac{\partial EX}{\partial M} - 1\right] \qquad (1)$$

وترمز المعلمات: a_1 ، a_2، والمقدار $(1 - a_1 - a_2)$ لمساهمات كلٍ من الناتج الصناعى، الناتج الزراعى، والواردات، على الترتيب، فى مؤشر الرقم القياسى لأسعار المستهلكين محلياً. وتمثل λ مرونة الطلب على النقود لسعر الفائدة، أما المعلمة السالبة **β**– تمثل الجذر التخيلى (المميز) السالب.

وافترضت دراسة (Saghaian et al., 2002b) جمود الأسعار الصناعية تماماً (أى افتراض أن الأسعار الصناعية لا تتأثر بالتوسع النقدى). أو أن $\frac{\partial IPI}{DM} = 0$ ، أى أن نموذجه يتكون من سوقين فقط، وهما سوق الأصول وسوق السلع الزراعية.

ثم عدلت دراسة (Dai et al., 2021) الإطار السابق، بافتراض وجود اقتصاد مفتوح يتكون من ثلاثة قطاعات، وهى الزراعة والصناعة والأصول المالية، وافترضت مرونة كل من الأسعار الزراعية وأسعار الصرف وانها تستجيب آنياً للصدمات النقدية، فى حين يُفترض أن تكون الأسعار الصناعية أكثر ثباتًا وجموداً مقارنة بالأسعار الزراعية. وهذا يعنى أنه فى ظل تأثير التوسع النقدى، ستتغير الأسعار الصناعية بوتيرة أبطأ وبدرجة أقل من الأسعار الزراعية، بدلاً من إبقائها ثابتة كما فى الدراسات السابقة. ويتوافق هذا الافتراض مع الواقع، حيث يمكننا ملاحظة أن تحركات الأسعار الصناعية بالنسبة للأسعار الزراعية فى مصر، تختلف بطريقة مماثلة ولكنها تظهر تبايناً أقل (الشكل٢). ننن

وقدمت دراسة (Dai et al., 2021) المعادلة التالية:

$$\frac{\partial API}{\partial M} = 1 - \left[\frac{a_1}{a_2}\right] \times \left[\frac{\partial IPI}{\partial M} - 1\right] - \frac{[\lambda\beta + (1 - a_1 - a_2)]}{a_2} \times \left[\frac{\partial EX}{\partial M} - 1\right] \qquad (2)$$

ومن المعادلتين السابقتين يمكن التحقق من فرضية تجاوز الأسعار الزراعية كما يلى:

أولاً: إذا تم تجاهل فرضية تجاوز سعر **الصرف Overshooting of the Exchange Rate**، أى أن المقدار $\left[\frac{\partial EX}{\partial M} - 1\right]$ يساوى الصفر $\left[\frac{\partial EX}{\partial M} - 1\right] = 0$، وكانت الأسعار الصناعية جامدة، فإن: $\frac{\partial API}{DM} = 1 + \frac{a_1}{a_2}$ ، أى أن التغير فى الأسعار الزراعية نتيجة التغير فى النقود، سيكون

أكبر من الواحد، وبما يعنى تحقق فرضية التجاوز لأسعار السلع الزراعية Overshooting of Agriculture Price .

ثانياً: أن مدى هذا التجاوز، سوف يزيد إذا زادت قيمة المعلمة a_1، والتى تقيس مساهمة قطاع الصناعة فى الناتج، وإذا انخفضت قيمة المعلمة a_2 أى حجم المعدل $\frac{a_1}{a_2}$.

ثالثاً: إذا كان المقدار $0 < \left[\frac{\partial EX}{\partial M} - 1\right]$ أكبر من الواحد، وبما يحقق فرضية تجاوز سعر الصرف استجابة للتغيرات فى النقود أو الصدمات النقدية الإيجابية، فقد تتحقق فرضية تجاوز الأسعار الزراعية، ولكن بالتأكيد ليس بنفس القدر فى النتيجة الأولى. أيضاً، يعتمد مدى تجاوز سعر الصرف بشكل إيجابى على الوزن النسبي للأسعار الصناعية، وزيادة حساسية الطلب على النقود لسعر الفائدة λ، وعلى المعلمة $\boldsymbol{\beta}$- والتى تقيس درجة التخفيض من قوة التجاوز للأسعار الزراعية.

٤ ٠ نموذج القياس المستخدم:

يتمثل أحد أوجه القصور الرئيسية فى اختبار فرضية التجاوز، فى عدم وجود دراسات تطبيقية موثوقة لاختبارها، حيث كل الدراسات الرائدة سواء التى قدمها Dornbusch أو Frankel أو Lai, Hu, and Wang، فى هذا المجال كانت دراسات نظرية بحتة. حيث يوضح النموذج النظرى (الممثل بأى من المعادلتين السابقتين)، أن المتغيرات الثلاثة أو الأربعة فى الأسواق الثلاثة ترتبط مع بعضها بشكل دالى معقد، لا يسمح لأى نموذج قياسى بتحديد قيم المعلمات الفردية فى تلك المعادلات.

لكن ظهور نظرية التكامل المشترك Cointegration Theory، ونماذج تصحيح الخطأ Error Correction Models (ECM)، مكنت وسمحت ليس فقط بتقديرات تجاوز أسعار السلع الزراعية وسعر الصرف، ولكنها مكنت أيضاً من اختبار العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة.

وسوف تستخدم الدراسة اختبار Johansen Cointegration Test، فى اطار نموذج متجه الانحدار الذاتى Vector Autoregressions (VARs)، متعدد المتغيرات حيث يسمح هذا النموذج: **أولاً:** باختبار وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين المتغيرات المستخدمة ، **ثانيا:** تقدير عدد علاقات التكامل وامكانية وضع قيود وافتراضات حول المعلمات، **ثالثا:** تقدير معلمات التكيف، وبالتالى اختبار فرضية التجاوز. ويتطلب هذا النموذج أن تكون جميع السلاسل الزمنية متكاملة من الرتبة الأولى ***(1)*** وكلها من نفس الرتبة ثم تحديد عدد فترات الإبطاء بدقة.

وحيث لدينا بالدراسة علاقة تتكون من ٤ متغيرات داخلية أو k=4، فيكون المطلوب وفقاً لاختبار جوهانسن، تقدير ٤ معادلات لتصحيح الخطأ (لكل متغير داخلى-كفروق- معادلة). وإذا افترضنا أن

اختبار جوهانسن للتكامل المشترك أثبت وجود ٣ معادلات تكامل كحد أقصى أو r=3 ، فإن معادلات حد الخطأ الأربعة المطلوب تقدير معلماتها ستكون على النحو التالى:

أولاً: معادلة تصحيح الخطأ لمتغير الفروق الأولى للأسعار الزراعية:

$$\Delta API = \sum_{j=1}^{k}[\propto_{1j} \Delta API_{t-1} + \beta_{1j}\Delta IPI_{t-1} + \phi_{1j}\Delta EX_{t-1} + \gamma_{1j}\Delta M_{t-1}] + \lambda_{11}\varepsilon_{1t-1} + \lambda_{12}\varepsilon_{2t-1} + \lambda_{13}\varepsilon_{3t-1} + \in_{1t} \quad (3)$$

ثانياً: معادلة تصحيح الخطأ لمتغير الفروق الأولى للأسعار الصناعية:

$$\Delta IPI = \sum_{j=1}^{k}[\propto_{2j} \Delta API_{t-1} + \beta_{2j}\Delta IPI_{t-1} + \phi_{2j}\Delta EX_{t-1} + \gamma_{2j}\Delta M_{t-1}] + \lambda_{21}\varepsilon_{1t-1} + \lambda_{22}\varepsilon_{2t-1} + \lambda_{23}\varepsilon_{3t-1} + \in_{2t} \quad (4)$$

ثالثاً: معادلة تصحيح الخطأ لمتغير الفروق الأولى لمعدلات الصرف:

$$\Delta EX = \sum_{j=1}^{k}[\propto_{3j} \Delta API_{t-1} + \beta_{3j}\Delta IPI_{t-1} + \phi_{3j}\Delta EX_{t-1} + \gamma_{3j}\Delta M_{t-1}]\, \lambda_{31}\varepsilon_{1t-1} + \lambda_{32}\varepsilon_{2t-1} + \lambda_{33}\varepsilon_{3t-1} + \in_{32t} \quad (5)$$

رابعاً: معادلة تصحيح الخطأ لمتغير الفروق الأولى للمعروض النقدى:

$$\Delta M = \sum_{j=1}^{k}[\propto_{4j} \Delta API_{t-1} + \beta_{4j}\Delta IPI_{t-1} + \phi_{4j}\Delta EX_{t-1}\, \gamma_{4j}\Delta M_{t-1}] + \quad \lambda_{41}\varepsilon_{1t-1} + \lambda_{42}\varepsilon_{2t-1} + \lambda_{43}\varepsilon_{3t-1} + \in_{4t} \quad (6)$$

حيث أن :

١-مكونات حد الخطأ الثلاثة فى كل معادلة هي $\varepsilon_{1t-1} = API_{t-1} - \theta_1 M_{t-1}$ ، $\varepsilon_{2t-1} = IPI_{t-1} - \theta_2 M_{t-1}$، $\varepsilon_{3t-1} = EX_{t-1} - \theta_3 M_{t-1}$.

٢- المعلمات المطلوب تقديرها هى θ_1 و θ_2 و θ_3 وهى معلمات الأجل الطويل للعلاقة بين التغير فى النقود والأسعار الزراعية والصناعية وسعر الصرف على الترتيب. أيضاً مطلوب تقدير معلمات حد الخطأ أو المبتكرات Innovations، وهى $\lambda_{11}, \lambda_{13} \ldots\ldots \lambda_{42}, \lambda_{43}$.

٣-من المتوقع أن تكون $\theta_1 > 0$ وأن $\theta_2 > 0$، لأن التغيرات فى النقود تؤدى إلى زيادة الأسعار، ومن المتوقع أن $\theta_3 < 0$، لأن زيادة المعروض ترتبط بخفض سعر الفائدة، وتؤدى إلى تحركات بعيدًا عن الأصول المقومة بالدولار الأمريكى، وبالتالى انخفاض فى قيمة الدولار الأمريكى مقارنةً بالعملات الأخرى، وتكون النقود غير محايدة فى الأجل الطويل.

أما إذا كانت $\theta_1 = 1$، وأن $\theta_2 = 1$، فإن ذلك يعنى تحقق فرضية حياد النقود فى الأجل الطويل، وعندها يتحقق الشرط الأول لانطباق فرضية التجاوز.

٤- أما بخصوص معلمات تصحيح الخطأ The Speeds of Adjustment، والتى تقاس بالرمز λ، فمن المتوقع نظرياً أن تكون معلمة التكيف لأسعار السلعλ_{11}، أكبر من معلمة التكيف لأسعار الصناعةλ_{22}، وإذا كانت المعلمة سالبة ومعنوية، نقول بوجود تجاوز فى أسعار السلع الزراعية.

٥ ٠ البيانات وفترة الدراسة:

تستخدم هذه الدراسة بيانات شهرية عن مصر تغطى الفترة من يوليو٢٠٠٧ بداية نشر الأرقام القياسية لأسعار المنتجين فى مصر، وحتى مارس ٢٠٢٢. ومصدر هذه البيانات هو موقع البنك المركزى المصرى، النشرة الإحصائية الشهرية. وقد تم تحويل البيانات الأصلية إلى قيم لوغاريتمية على النحو التالى:

-$LnAPI_t$: يمثل لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المنتجين للسلع الزراعية والأسماك والغابات.

-$LnIPI_t$: يمثل لوغاريتم الرقم القياسى لأسعار المنتجين للسلع الصناعية التحويلية.

وتم توحيد سنة الأساس للمؤشرين لتكون ٢٠٠٤-٢٠٠٥.

-$LnEX_t$: يمثل لوغاريتم سعر الصرف مقاسا بعدد الجنيهات المصرية المقابلة مع الدولار الأمريكى الواحد.

LnM_t: يمثل لوغاريتم المعروض النقد M1، مقاساً بالنقود المتداولة والودائع الجارية بالعملة المحلية.

٦ ٠ نتائج القياس:

يتم اختبار النموذج على أساس عدد من الخطوات التى يتم اتباعها، وتتضمن الاختبارات التمهيدية، والتى يتم قياسها قبل اختبار معادلات التكامل المشترك السابقة من معادلة رقم ٣، ٤ ، ٥، ٦. حيث يتم اختبار جذر الوحدة للتأكد من أن جميع المتغيرات متكاملة عند الرتبة الأولى أى I(1). ثم يتم اختبار عدد فترات الإبطاء. ثم يتم قياس نموذج الدراسة، حيث يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ فى ظل ٣ معادلات تكامل، ويتم تقدير معلمات الأجل الطويل أولاً، ثم تقدير معلمات التكيف فى نموذج تصحيح الخطأ. وبالمثل يتم تكرار هذان الاختباران مرة فى ظل نموذج ٢ معادلات تكامل مشترك ، ومرة فى ظل نموذج ١ معادلات تكامل مشترك. وأخيراً يتم قياس اختبار جرانجر للسببية لتأكيد النتائج السابقة.

٦ ٠ ١ ٠ نتائج اختبارات جذر الوحدة

باستخدام اختبارى Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP)، تظهر النتائج بالجدول (١)، أن جميع المتغيرات الأربعة - كمستويات - تشتمل على جذر الوحدة Unit Root. وعندما تم الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى للمتغيرات، اتضح أن جميع البيانات ساكنة.

ومعنى ذلك أن المتغيرات الأربعة كلها متكاملة من نفس الرتبة وهى الرتبة الأولى (1)I، وهو الشرط الأساسى لاستخدام اختبار جوهانس.

جدول (١): نتائج اختبارات جذر الوحدة

	PP unit root test				ADF unit root test			
At	Levels				Levels			
with	Constant		Constant & Trend		Constant		Constant & Trend	
variable	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.
LnAGI	0.210	0.973	-2.657	0.256	0.195	0.972	-2.457	0.349
LnIPI	0.998	0.997	-1.202	0.907	1.160	0.998	-0.993	0.941
LnEX	0.480	0.986	-1.931	0.634	0.366	0.981	-2.062	0.563
LnM1	0.018	0.958	-3.101	0.109	0.018	0.958	-2.907	0.163
At	First Difference				First Difference			
With	Constant		Constant & Trend		Constant		Constant & Trend	
variable	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.
LnAGI	-12.04	0.00	-12.86	0.00	-10.78	0.00	-10.77	0.00
LnIPI	-10.61	0.00	-10.73	0.00	-10.28	0.00	-10.42	0.00
LnEX	-10.39	0.00	-10.48	0.00	-10.39	0.00	-10.47	0.00
LnM1	-14.05	0.00	-14.01	0.00	-14.05	0.00	-14.01	0.00

٦ ٠ ٢ ٠ اختيار عدد فترات الإبطاء:

من المعروف أن نتائج اختبارات جوهانس للتكامل المشترك، حساسة لترتيب المتغيرات وعدد فترات الإبطاء. ويتضح من الجدول(٢) أن عدد الفترات المثلى طبقاً لترتيب المتغيرات هو Lags=2، طبقاً لاختبارات LR و FPE و AIC، مقابل فترة واحدة Lag=1 طبقاً لاختبارى SC و HQ.

جدول (٢): معايير اختيار فترة الإبطاء

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	5.98e-07	-2.9785	-2.905	-2.9488
1	2500.771	2.26e-13	-17.767	-17.401*	-17.618*
2	41.004*	2.12e-13*	-17.832*	-17.1739	-17.565
3	16.709	2.30e-13	-17.751	-16.800	-17.365
4	25.023	2.36e-13	-17.727	-16.4828	-17.222
5	14.469	2.59e-13	-17.636	-16.099	-17.013

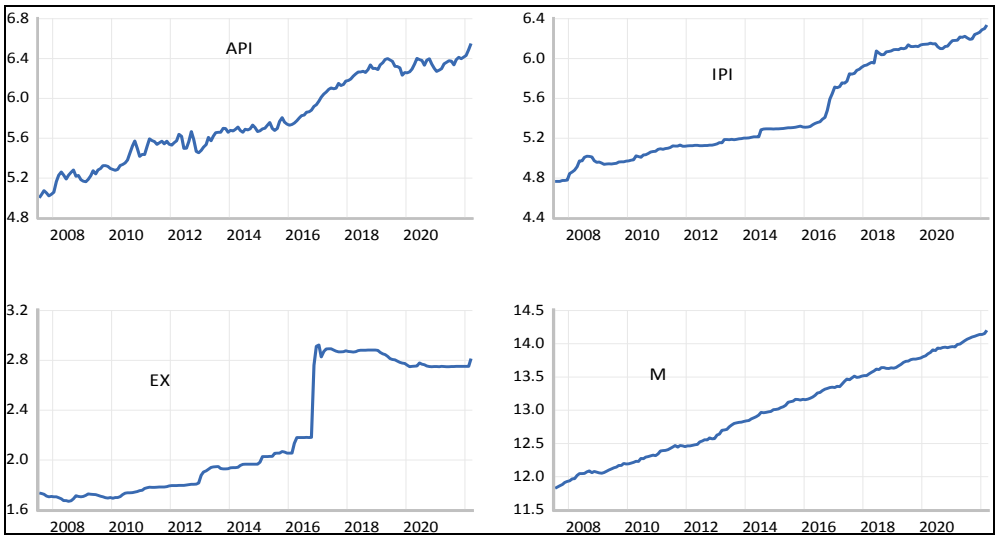
LR: sequential modified LR test statistic (each test ,at 5% level) FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan–Quinn information criterion.

وبالمقارنة بالدراسات السابقة مثل دراسة (Saghaian et al., 2002b)، والتى استخدمت ٦٠٠ مشاهدة، ولكنها اختارت٤ فترات إبطاء، ونظراً لأن البيانات الشهرية المتاحة عن مصر عددها محدود نسبياً، بواقع ١٧٧ مشاهدة، فسوف يتم التقدير فى ظل فترة إبطاء واحدة lag=1، للحفاظ على درجات الحرية.

٦ ٠ ٣ ٠ اختيار عدد معادلات التكامل:

قدم جوهانسن ٥ نماذج لاختبارات التكامل الممشترك، كل نموذج يقوم على افتراضات تتعلق بوجود أو عدم وجود الاتجاه Trend، والثابت (المقطع Intercept)، سواء فى معادلة التكامل Cointegrating Equation، أو معادلة متجه الإنحدار الذاتى VAR Equation، وما إذا كانت السلاسل تشمل اتجاه خطى محدد أو اتجاه عشوائى أو اتجاه تربيعى.

وتوضح الأشكل البيانية السابقة أن سلاسل الأسعار الزراعية والأسعار الصناعية وسعر الصرف، لا تشتمل على اتجاه عام محدد، ووسطها غير معروف، ولكن سلسلة عرض النقود، تشتمل على اتجاه خطى محدد ووسطها غير ثابت. بالتالى لا يمكن التقدير باستخدام نموذج واحد، والأفضل نظرياً وتطبيقياً التقدير فى ظل ٣ نماذج على الأقل.



المصدر: النشرات الشهرية للبنك المركزى المصرى، أعداد متفرقة.

شكل رقم (٤): يوضح تطور اللوغاريتم الطبيعى للبيانات الشهرية للأسعار الزراعية API، الأسعار الصناعية IPI، سعر الصرف EX وعرض النقود M، للفترة من ٢٠٠٧/٧حتى ٢٠٢٢/٣.

ويوضح الجدول(٣) ملخص بنتائج اختبارات التكامل فى نماذج جوهانسن الأربعة، حيث أن النموذج الخامس لا ينطبق على أى متغير من متغيرات الدراسة، حيث لا توجد سلسلة تشمل على اتجاه محدد تربيعي Quadratic.

جدول(٣):

ملخص بنتائج اختبارات التكامل المشترك فى نماذج جوهانس الأربعة بين متغيرات الدراسة

الافتراض:	المكون	النموذج(١)	النموذج(٢)	النموذج(٣)	النموذج(٤)
فى البيانات	الاتجاه	عشوائي	عشوائي	خطي	خطي
معادلة التكامل C.E	الثابت	لا يوجد	يوجد	يوجد	يوجد
	الاتجاة	لا يوجد	لا يوجد	لا يوجد	يوجد
معادلة VAR	الثابت	لا يوجد	لا يوجد	يوجد	يوجد
	الاتجاة	لا يوجد	لا يوجد	لا يوجد	يوجد
عدد معادلات التكامل		at 0.05 Critical Value			
فى ظل اختبار Trace test		٢	٣	١	١
فى ظل اختبار Max-Eig test		٢	٣	١**	١

C.E: Cointegrating Equation, VAR: Vector Autoregression, Max-Eig: Maximum Eigenvalue. ** at 10% Critical Value

ومن هذا الجدول يمكن التوصل إلى النتائج التالية:

١- أن عدد معادلات التكامل المشترك قد تكون واحدة أو اثنين أو ثلاثة فى الاختبارات الأربعة، فى ظل فترة إبطاء واحدة وطبقاً لنتائج اختبار الأثر Teace، واختبار القيم الذاتية العظمى Maximum Eigenvalue.

٢- حيث تتراوح عدد علاقات التكامل المشترك بين علاقة واحدة r=1، إلى ٣ علاقات r=3، فإن ذلك يعنى وجود علاقات توازنية طويلة الأجل، وقوية بين المتغيرات الأربعة، وبالتالى يتحقق الشرط الأول لإمكانية رفض فرضية حياد النقود فى الأجل الطويل.

جدول(٤): نتائج اختبارات التكامل المشترك فى ظل النموذج الثانى

(Trace) Test				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.
$r = 0$	**0.332781**	**122.3523**	**54.07904**	**0.0000**
$r \leq 1$	**0.127349**	**47.49462**	**35.19275**	**0.0015**
$r \leq 2$	**0.086915**	**22.29399**	**20.26184**	**0.0259**
$r \leq 3$	**0.029148**	**5.472596**	**9.164546**	**0.2355**
Trace test indicates 3 Cointegrating Eqn(s) at the 0.05 level				
(Maximum Eigenvalue) Test				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.
$r = 0$	**0.332781**	**74.85771**	**28.58808**	**0.0000**
$r = 1$	**0.127349**	**25.20063**	**22.29962**	**0.0191**
$r = 2$	**0.086915**	**16.82140**	**15.89210**	**0.0357**
$r = 3$	**0.029148**	**5.472596**	**9.164546**	**0.2355**
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				

٣- ضرورة القياس والتقدير لثلاث نماذج تصحيح الخطأ أى فى ظل r=1 و r=2 و r=3.

ويوضح الجدول(٤) نتائج اختبار عدد معادلات التكامل المشترك، فى ظل افتراضات النموذج الثانى الذى قدمه جوهانسن.

وطبقا لنتائج اختبار الأثر Trace واختبار القيم الذاتية العظمى Maximum Eigenvalue، يمكن رفض الفروض الصفرية القائلة، بأن عدد معادلات التكامل المشترك تساوى الصفر أو ١ أو ٢ وقبول الفرض البديل، بأن عدد المعادلات يساوى ٣ أو r=3.

وعلى ذلك يمكن القول طبقاً لهذه النتيجة، بوجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين المتغيرات الأربعة API و IPI و EX و M1.

وبالتالى يمكن رفض الشرط الأول لتحقق فرضية حياد النقود فى الأجل الطويل وبقوة، والقبول بأن للنقود أثر حقيقى على المتغيرات محل الدراسة فى مصر.

٦ ٠ ٤ ٠ نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ فى ظل ٣ معادلات تكامل r=3:

أولاً: تقدير معلمات الأجل الطويل:

يوضح جدول(٥) وجدول (٦) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للمعادلات الأربعة، فى ظل افتراض وجود ٣ معادلات تكامل مشترك طبقاً لافتراض النموذج (٢) بجدول (٣) ، ومنهما يتضح أن:

جدول(٥):

مقدرات المعلمات الأجل الطويل فى نموذج تصحيح الخطأ فى حالة r=3

Cointegrating Eq:	ε_{1t-1}	ε_{2t-1}	ε_{3t-1}
$LnAPI_{(t-1)}$	1	0	0
$LnIPI_{(t-1)}$	0	1	0
$LnEX_{(t-1)}$	0	0	1
$LnM_{(t-1)}$	−0.619***	−0.736***	−0.641***
t−statistics	[−10.799]	[−5.179]	[−5.92]
Constant	1.803**	2.925*	5.460***
t−statistics	[2.420]	[1.586]	[3.882]

Note: *** 1% significance level, **5% significance level

١−تشير النتائج بجدول (٥) إلى أن معلمات الأجل الطويل لمتغير عرض النقود $LnM_{(t-1)}$ فى معادلات تصحيح الخطأ الثلاثة، جاءت معنوية وموجبة. وطبقاً لقيم المعلمات فإن: زيادة معدلها ١% فى عرض النقود LnM، تؤدى إلى زيادة معدلها ٠,٦٢% فى أسعار السلع الزراعية $LnAPI_{(t-1)}$، وبافتراض ثبات العوامل الأخرى (العمود الأول). بينما زيادة معدلها ١% فى عرض النقود LnM، تؤدى إلى زيادة معدلها ٠,٧٤% فى أسعار السلع الصناعية، وبافتراض ثبات العوامل الأخرى (العمود الثانى).

إشارة متغير النقود المبطأة $M_{(t-1)}$ السالبة تتحول إلى إشارة موجبة، إذا تم نقلها إلى الطرف الأيمن، وكانت متغيرات الأسعار وسعر الصرف فى الطرف الأيسر من معادلة التقدير

وبمقارنة معنوية أثر التوسع النقدى على الأسعار الزراعية t−statistics=10,8، بمعنوية أثر التوسع النقدى على الأسعار الصناعية t−statistics=5,2، يتضح مدى التوافق النظرى مع فرضية

التجاوز Overshooting Hypothesis، نظراً لأن معنوية تأثير التوسع النقدى على الأسعار الزراعية المرنة، أكبر بكثير من تأثيره على الأسعار الصناعية الجامدة.

٢-حيث تتوقع فرضية حياد النقود فى الأجل الطويل، أن الزيادة فى عرض النقود تؤدى إلى زيادة متناسبة (١:١) فى مستويات الأسعار الزراعية والصناعية، ولكن من الجدول(٥) فإن معلمات متغير النقود المقدرة $LnM_{(t-1)}$ بالمعادلات الثلاثة، تقل عن الواحد الصحيح، وبذلك يتحقق الشرط الثانى لإمكانية رفض فرضية حيادية النقود فى الأجل الطويل، وهذه النتيجة تشير إلى أنه يمكن أن يكون للتغيرات النقدية تأثير حقيقى طويل الأجل على الأسعار الزراعية والصناعية.

وتتفق النتيجتان السابقتان مع ما توصلت اليه دراسات (Asfaha & Jooste, 2007; Saghaian *et al.*, 2002)، ودراسة *(Siami-Namini et al., 2019)*، عن الولايات المتحدة، ولكنهما تخالفان نتائج دراسات (Frankel; Robertson and Orden; Taylor , Spriggs; Lai, Hu, and Wang).

٣-إن معدل الزيادة فى أسعار المنتجات الزراعية، استجابة للزيادة فى عرض النقود فى الأجل الطويل، أقل من معدل الزيادة فى الأسعار الصناعية. وهذه النتيجة تشير إلى أن التضخم الناتج عن السياسة النقدية التوسعية، يتسبب في وضع القطاع الزراعى فيما يعرف بحالة ضغوط التكلفة – السعر Cost-Price Squeeze، بشكل أكبر من السلع الصناعية. وهذه الحالة التى تعرف أيضاً بتضخم دفع النفقة Push-Cost Inflation، حيث ترتبط زيادة أسعار السلع الزراعية بزيادة الطلب على المدخلات وارتفاع أسعارها.

٤-وأخيراً فإن زيادة معدلها ١% فى عرض النقود LnM، تؤدى لزيادة معدلها ٠,٦٤% فى سعر الصرف الأجنبى، أدى إلى تخفيض قيمة الجنيه (العمود الثالث وبافتراض ثبات العوامل الأخرى).

ثانياً: نتائج تقدير سرعة التكيف فى الأجل القصير واختبار ظاهرة تجاوز الأسعار الزراعية:

١-من جدول (٦)، بلغت قيمة معلمة تكيف (سرعة تعديل speeds of adjustment) الأسعار الزراعية (λ_{11})، **وهى القيمة الأولى بالعمود الأول**، ومعلمة تكيف الأسعار الصناعية (λ_{22})، **وهى القيمة الثانية بالعمود الثانى**، ومعلمة تكيف سعر الصرف (λ_{33})، **وهى القيمة الثالثة بالعمود الثالث**، نحو التوازن فى الأجل الطويل -٠,٢١١ ، -٠,٠١٣ ، -٠,٠٥٦، على الترتيب. وكلها قيم سالبة كما هو متوقع، ولكن جاءت معلمة التكيف لأسعار السلع الصناعية غير معنوية.

٢-وحيث أن معلمة التكيف للأسعار الزراعية جاءت معنوية وبقيمة -٠,٢١ ، فى حين جاءت معلمة التكيف للسلع الصناعية ضعيفة -٠,٠١٣ وغير معنوية، وبالتالى يمكن قبول فرضية أو ظاهرة التجاوز

لأسعار السلع الزراعية Overshooting، مقابل الجمود النسبى للأسعار الصناعية. ويعنى ذلك أيضاً أن الأسعار الزراعية ستنخفض لإعادة التوازن فى حالة التجاوز فى المدى القصير، بنسبة ٢١% شهرياً للوصول إلى التوازن فى الأجل الطويل.

جدول(٦): نتائج تقدير معلمات التكيف فى نموذج تصحيح الخطأ فى حالة r=3

	معلمات تصحيح الخطأ **The speeds of adjustment**			
Error Correction:	ΔAPI	ΔIPI	ΔEX	ΔM
CointEq1(ε_{1t-1}) **t-statistics**	**-.211***** **[-5.092]**	**-0.013** **[-0.544]**	**-0.019** **[-0.340]**	**-0.018** **[-0.975]**
CointEq2(ε_{2t-1}) **t-statistics**	**0.061** **[3.322]**	**-0.013** **[-1.206]**	**0.038** **[1.542]**	**-0.008** **[-0.945]**
CointEq3 (ε_{13-1}) **t-statistics**	**0.029** **[1.642]**	**0.024** **[2.292]**	**-0.056**** **[-2.323]**	**0.005** **[0.608]**
	نتائج الاختبارات التشخيصية للنموذج			
Adj. R^2	**0.156**	**0.097**	**0.089**	**-0.011**
D-W	**1.898**	**2.017**	**1.980**	**1.989**
LM (P-value)	**15.025 (0.5285)**			
J-B (P-value)	**2.0795 (0.3535)**			

Note: * 1% significance level, **5% significance level. D−W is a Durbin – Watson test. LM: Lagrange Multiplier test of residual serial correlation. J−B: a test for normality for residuals. (P−value): The probability of making error by rejecting the null hypothesis.**

٣–تشير النتائج بجدول (٦)، إلى أن القيمة المطلقة لمعلمة سرعة تعديل الأسعار الزراعية ($\boldsymbol{\lambda_{11}}$)، أكبر من معلمة سعر الصرف ($\boldsymbol{\lambda_{33}}$)، والثانية أكبر من معلمة الأسعار الصناعية ($\boldsymbol{\lambda_{22}}$)، أو $\boldsymbol{\lambda_{11}} > \boldsymbol{\lambda_{22}} > \boldsymbol{\lambda_{33}}$، وهذا دليلًا أيضاً على تحقق فرضية تجاوز Overshooting الأسعار الزراعية فى الأجل القصير. أى أن الأسعار الزراعية تتكيف بشكل أسرع من الأسعار الصناعية مع التغيرات النقدية، مما يؤثر على الأسعار الزراعية الحقيقية فى الأجل القصير.

٦ ٠ ٥ ٠ نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ فى ظل ٢ معادلات تكامل مشترك r=2:

أولا: تقدير معلمات الاجل الطويل:

يوضح جدول(٧) وجدول (٨) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للمعادلات الأربعة، فى ظل افتراض وجود معادلتين للتكامل المشترك r=2 طبقاً لافتراض النموذج (١) بجدول (٣)، ومنهما يتضح:

(١) أن معلمتى الأجل الطويل لمتغير النقود ومغير سعر الصرف، جاءت معنوية وموجبة فى معادلتى التكامل المشترك ε_{1t-1}و ε_{2t-1} . وطبقاً لقيم المعلمات فإن: زيادة معدلها ١% فى عرض النقود، تؤدى إلى زيادة معدلها ٠,٤٠٧% فى أسعار السلع الزراعية (العمود الأول)، وإلى زيادة ٠,٣٩٩% فى أسعار السلع الصناعية (العمود الثانى) فى الأجل الطويل. ومعنى ذلك إمكانية رفض فرضية حياد النقود. وواضح أن قيم معلمات النقود، قد انخفضت فى حالة وجود متغير سعر الصرف، والذى جاءت معلمتيه موجبتان ومعنويتان.

جدول(٧): مقدرات معلمات الأجل الطويل فى نموذج تصحيح الخطأ فى حالة r=2

Cointegrating Eq:	ε_{1t-1}	ε_{2t-1}
$LnAPI_{(t-1)}$	1.000	0.000
$LnIPI_{(t-1)}$	0.000	.0001
$LnEX_{(t-1)}$	−0.333***	−0.516***
t−stat	[−6.19]	[−2.825]
$LnM_{(t-1)}$	−0.407***	−0.399***
t−stat	[−43.30]	[−12.51]

***النتائج معنوية عند مستوى ١%. يلاحظ أن إشارتى متغير النقود المبطأة $M_{(t-1)}$، وسعر الصرف المبطأ $LnEX_{(t-1)}$ السالبتين، تتحولان إلى إشارة موجبة، إذا تم نقلهما إلى الطرف الأيمن كمتغيرين مستقلين، واعتبار متغير الأسعار الزراعية متغير تابع فى العمود الأول، واعتبار سعر الصرف متغير تابع بالعمود الثانى.

(٢) أن زيادة معدلها ١% فى سعر الصرف **$LnEX_{(t-1)}$**، تؤدى إلى زيادة معدلها ٠,٣٣٣% فى أسعار السلع الزراعية، وإلى زيادة معدلها ٠,٥١٦% فى أسعار السلع الصناعية فى الأجل الطويل.

(٣) بمقارنة النتائج بالجدول (٥) بنظيرتها بالجدول(٧)، يتضح انخفاض القيمة المطلقة لمعلمة النقود فى معادلة تصحيح الخطأVEC للأسعار الزراعية ε_{1t-1} ، من٠,٦١٩ فى حالة عدم وجود سعر الصرف، كما بالجدول (٧)، إلى ٠,٤٠٧ فى حالة وجود سعر الصرف كما بالجدول (٥) (أى ما يقارب ٣٤%)، وكذا انخفاض القيمة المطلقة لمعلمة النقود فى معادلة VEC للأسعار الصناعية ε_{2t-1} ، من ٠,٧٣٦ فى حالة عدم وجود سعر الصرف، إلى ٠,٣٩٩ فى حالة وجود تغيرات فى سعر الصرف (أى ما يقارب٥٣%).

وبالتالى يمكن القبول لفرضية الاستيعاب لسعر الصرف، حيث أن سعر الصرف فى مصر قام بالاستيعاب الجزئى لأثر صدمات النقود على تجاوز أسعار السلع الزراعية، والاسعار الصناعية، فى مصر خلال فترة الدراسة.

ثانياً: نتائج تقدير سرعة التكيف فى الأجل القصير واختبار ظاهرة تجاوز الأسعار الزراعية:

(١) من جدول (٨)، بلغت معلمة تكيف (سرعة تعديل) الأسعار الزراعية (λ_{11})، ومعلمة تكيف الأسعار الصناعية (λ_{22})، نحو التوازن فى الأجل الطويل -٠,٢٠٠ ، -٠,٠٠١ ، على الترتيب. وكلها قيم سالبة كما هو متوقع، ولكن جاءت معلمة التكيف للأسعار الزراعية معنوية بمستوى يزيد عن ١% ، بينما جاءت معلمة التكيف للأسعار الصناعية غير معنوية.

جدول(٨)

نتائج تقدير معلمات التكيف فى نموذج تصحيح الخطأ r=2

	معلمات تصحيح الخطأ **The speeds of adjustment**			
Error Correction:	ΔAPI	ΔIPI	ΔEX	ΔM
CointEq1(ε_{1t-1})	**-0.200*****	**-0.028**	**0.021**	**-0.013**
t-statistics	**[-5.11180]**	**[-1.19957]**	**[0.39181]**	**[-0.72600]**
CointEq2(ε_{2t-1})	**0.047**	**0.001**	**-0.007**	**-0.013**
t-statistics	**[4.27297]**	**[0.19397]**	**[-0.45132]**	**[-2.62875]**
	نتائج الاختبارات التشخيصية للنموذج			
Adj. R^2	**0.156**	**0.097**	**0.089**	**-0.011**
D-W	**1.898**	**2.017**	**1.980**	**1.989**
LM (P-value)+	**16.027 (0.4511)**			
J-B (P-value)++	**1.7428 (0.4184)**			

Note: *** 1% significance level, **5% significance level, *10% significance level. + : Null Hypothesis: No residual autocorrelations at lag=1. ++:Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal. P-value indicates the probability of making error by rejecting the null hypothesis.

ويعنى هذا أيضاً أن أسعار السلع الزراعية أكثر مرونة وقابلية للتعديل والتكيف للوصول إلى التوازن فى الأجل الطويل، على خلاف الأسعار للسلع الصناعية. وطبقاً للدراسات السابقة، فإن انخفاض سرعة التكيف لأسعار السلع الصناعية لتغير عرض النقود، يقوى فرضية التجاوز لأسعار السلع الزراعية.

٦ ٠ ٦ ٠ نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ فى ظل ٢ معادلات تكامل مشترك r=2:

أولاً: تقدير معلمات الأجل الطويل:

يوضح جدول(9) وجدول (10)، نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ، للمعادلات الأربعة فى ظل افتراض وجود معادلة واحدة للتكامل المشترك r=1، طبقاً لافتراضات النموذج (3) بجدول (٣)، ومنهما يتضح أن:

جدول(٩)

مقدرات المعلمات الأجل الطويل في نموذج تصحيح الخطأ في حالة r=1

Cointegrating Eq:	ε_{1t-1}
$LnAPI_{(t-1)}$	1
$LnIPI_{(t-1)}$	−0.193
t−statistics	[−1.364]
$LnEX_{(t-1)}$	−0.271
t−statistics	[−2.575]
$LnM_{(t-1)}$	−0.304
t−statistics	[−4.313]
Constant	−0.190

إشارات متغير النقود المبطأة $M_{(t-1)}$ ومتغير سعر الصرف المبطأ $LnEX_{(t-1)}$ والاسعار الصناعية المبطأة $LnIPI_{(t-1)}$ السالبة، ستتحول إلى إشارات موجبة إذا تم نقلها إلى الطرف الأيمن كمتغيرات مستقلة، واعتبار متغير الأسعار الزراعية متغير تابع فى الطرف الايسر من معادلة التقدير.

معلمتى الأجل الطويل لمتغير النقود وسعر الصرف، جاءت معنوية وموجبة، وطبقاً لقيم المعلمات، فإن: زيادة معدلها ١% فى عرض النقود، تؤدى إلى زيادة معدلها ٠,٣٠٤%، بينما زيادة معدلها ١% فى سعر الصرف تؤدى إلى زيادة معدلها ٠,٢٧١%، فى أسعار السلع الزراعية فى الأجل الطويل، بينما جاء أثر الأسعار الصناعية غير معنوى على أسعار السلع الزراعية.

ثانياً: نتائج تقدير سرعة التكيف فى الأجل القصير واختبار ظاهرة تجاوز الأسعار الزراعية:

من جدول (١٠)، جاءت معلمة تكيف (سرعة تعديل) الأسعار الزراعية (λ_{11})، نحو التوازن فى الأجل الطويل معنوية، وبقيمة سالبة −٠,١٨٦ ، وكما هو متوقع.

جدول(١٠): نتائج تقدير معلمات التكيف فى نموذج تصحيح الخطأ

	معلمات تصحيح الخطأ The speeds of adjustment			
Error Correction:	ΔAPI	ΔIPI	ΔEX	ΔM
CointEq1(ε_{1t-1}) **t-statistics**	**−0.186*** [−5.00]**	**−0.034* [−1.567]**	**0.031 [0.608]**	**−0.017 [−0.992]**
	نتائج الاختبارات التشخيصية للنموذج			
Adj. R^2	**0.151**	**0.083**	**0.63**	**−0.008**
D-W	**1.873**	**2.044**	**1.957**	**1.983**
LM (P-value)+	**17.383 (0.361)**			
J-B (P-value)++	**1.814 (0.4037)**			

Note: * 1% significance level, *10% significance level. +: Null Hypothesis: No residual autocorrelations at lag=1 . ++ :Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal. P-value: indicates probability of making error by rejecting the null hypothesis.**

ويوضح جدول (١١)، ملخص بأثر النقود على أسعار السلع الزراعية فى ظل النماذج الثلاثة، ويتضح من النتائج، أن معلمة الأجل الطويل وسرعة التكيف للأسعار الزراعية، معنوية وبالإشارات المتوقعة، ولكنها تنخفض عند ادخال متغير سعر الصرف، مما يعنى تعزيز تحقق فرضية التجاوز فى أسعار السلع الزراعية وتحقق فرضية الاستيعاب.

جدول(١١)

ملخص أثر النقود على أسعار السلع الزراعية فى النماذج الثلاثة

فى حالة	عدد EC	معلمة الاجل الطويل	معلمة التكيف
عدم وجود الأسعار الصناعية وسعر الصرف	**r=3**	0.619	**−0.211**
وجود سعر الصرف فقط	**r=2**	**0.407**	**−0.200**
وجود الأسعار الصناعية وسعر الصرف	**r=1**	**0.304**	**−0.186**

ولكن انخفاض معلمة التكيف عند ادخال متغير **الأسعار الصناعية ومتغير سعر الصرف**، يعنى محدودية تأثير حجم قطاع التصنيع (ذو الأسعار غير المرنة نسبياً) على تجاوز الأسعار الزراعية فى مصر.

٦ ٠ ٧ ٠ نتائج اختبار سببية جرانجر

تشير نتائج تقدير معلمات الأجل الطويل، أن هناك علاقة معنوية بين المتغيرات، ولكن اثبات العلاقة لا يعني بالضرورة أن تكون العلاقة سببية، ولكنها علاقة ارتباط بسيط بين التغيرات فى المعروض النقدى والتغيرات فى أسعار السلع الزراعية والسلع الصناعية وسعر الصرف. ولذا سوف يتم استخدام اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test، لفحص العلاقة السببية بين السلاسل الزمنية الأربعة.

جدول(١٢) : **نتائج اختبار سببية جرانجر بين متغيرات الدراسة Pairwise Granger Causality Tests, Lags: 1**

Null Hypothesis	Probability
LnIPI does not Granger Cause LnAPI	0.0055
LnAPI does not Granger Cause LnIPI	0.2594
LnEX does not Granger Cause LnAPI	0.0037
LnAPI does not Granger Cause LnEX	0.3733
LnM does not Granger Cause LnAPI	0.0029
LnAPI does not Granger Cause LnM	0.4059
LnEX does not Granger Cause LnIPI	0.0004
LnIPI does not Granger Cause LnEX	0.8461
LnM does not Granger Cause LnIPI	0.0540
LnIPI does not Granger Cause LnM	0.5590
LnM does not Granger Cause LnEX	0.0529
LnEX does not Granger Cause LnM	0.9233

ويوضح الجدول(١٢) نتائج اختبار سببية جرانجر، حيث أن الفرض الصفرى هو عدم وجود علاقة سببية، ويتم رفضه عندما Probability =< 0.05، ومنه تتضح النتائج الستة التالية:

١. وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه من الأسعار الصناعية إلى الأسعار الزراعية.

٢. وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه من سعر الصرف إلى الأسعار الزراعية.

٣. وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه من النقود إلى الأسعار الزراعية.

٤. وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه من سعر الصرف إلى الأسعار الصناعية.

٥. وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه من النقود إلى الأسعار الصناعية .

٦. وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه من النقود إلى سعر الصرف .

وتعزز نتائج اختبار السببية عدم حياد النقود على الأسعار الزراعية، وتؤكد تحقق فرضية تجاوز الأسعار الزراعية، حيث تتأثر الأسعار الزراعية بمتغير النقود وسعر الصرف والأسعار الصناعية، كما تؤكد تحقق فرضية استيعاب سعر الصرف وأنه يؤثر على الأسعار الزراعية وليس العكس.

٧ ٠ النتائج والتوصيات:

تلعب الزراعة دوراً محورياً فى الاقتصاد المصرى، لكبر مساهمتها فى الناتج المحلى الإجمالى، كما تكمن الأهمية الاستراتيجية للزراعة فى تكاملها الأمامى والخلفى مع بقية الاقتصاد، وضمان الأمن الغذائى والحفاظ عليه، وعائدات النقد الأجنبى، وودورها فى زيادة معدلات التوظيف. لذا فإن التغير النسبى للأسعار الزراعية، يحدد دخل المزارعين وقراراتهم الاستثمارية والإنتاجية فى هذا القطاع، وبالتالى فإن فهم العوامل التى تؤثر على الأسعار الزراعية، أمر أساسى للنمو المستدام فى هذا القطاع وبقية الاقتصاد.

وتهدف هذه الدراسة، إلى اختبار أثر التغيرات فى المعروض النقدى على تجاوز الأسعار الزراعية، فى ظل نظام سعر الصرف المرن، بالتطبيق على الاقتصاد المصرى، وباستخدام بيانات شهرية لمؤشر الرقم القياسي لأسعار المنتجين للسلع الزراعية API، والرقم القياسى لاسعار المنتجين للسلع الصناعية IPI، وسعر الصرف الأجنبى EX، والمعروض النقدىM1، خلال الفترة من يونيو ٢٠٠٧ وحتى مارس ٢٠٢٢.

وحيث أن اختبارات وجود جذر الوحدة في السلاسل الأربعة، أثبتت أن كل السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الرتبة وهى الرتبة الأولى (I)I، تم استخدام اختبار Johansen Cointegration Testضمن إطار نموذج متجه الإنحدار الذاتى **Vector Autoregressions (VARs)**، ونماذج تصحيح الخطأ **Error Correction Models (ECM)**، كما تم استخدام اختبار سببية جرانجر Granger Causality Tests، والذى سمح ليس فقط بتقديرات تجاوز أسعار السلع الزراعية واستيعاب سعر الصرف، ولكنها أكدت أيضاً على اختبار العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة.

وأثبتت النتائج ما يلى:

١- باستخدام Johansen Cointegration Test اتضح وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، بين التغيرات فى النقود وبين الأسعار الزراعية والأسعار الصناعية وسعر الصرف، بالتالى رفض فرضية حياد النقود فى الأجل الطويل.

٢- باستخدام **Error Correction Models (ECM)**، تم التحقق من وجود فرضية تجاوز الأسعار الزراعية فى الأجل القصير، حيث أن معلمات التكيف لهذا لمتغير الأسعار الزراعية جاءت كلها سالبة ومعنوية فى ظل مختلف الافتراضات التى قدمتها اختبارات جوهانسن، كما أن قيمها المطلقة كانت الأعلى مقارنة بمثيلاتها لمتغير الأسعار الصناعية وسعر الصرف .

وتفسر ظاهرة تجاوز الأسعار الزراعية، التقلبات السريعة فى الأسعار الزراعية فى الأجل القصير. وبالتالي، فعندما تحدث صدمة مالية، سيتعين على قطاع الزراعة أن يتحمل عبء التكيف، مما يقلل من الجدوى المالية للمزارعين فى مصر، كما يتعين على المستهلكين أيضاً استيعاب تقلب الأسعار على المدى القصير، وتجاوزها، مما يؤثر بدوره على قدرتهم على إدارة تدفقهم النقدى على النحو الأمثل، وهو ما يمثل تحدياً كبيراً للأسر الفقيرة والمتوسطة.

٣- تم التحقق من فرضية استيعاب سعر الصرف، حيث أن ادخال سعر الصرف قد قلل من أثر الصدمات النقدية على متغير أسعار السلع الزراعية.

٤- جاء تأثير التوسع النقدى على الأسعار الزراعية المرنة، أقل من تأثيره على الأسعار الصناعية الغير مرنة، مما يعنى تعرض القطاع الزراعى لتضخم دفع النفقة.

٥- تؤكد اختبارات جرانجر للسببية، أن التوسع النقدى هو سبب مؤكد لتحركات الأسعار الزراعية والصناعية، مما يوفر دليلاً تجريبياً قوياً لفرضية التجاوز، كما يؤكد على تحقق فرضية استيعاب سعر الصرف، على أساس أن العلاقة بين سعر الصرف والأسعار الزراعية علاقة أحادية الاتجاه من جانب سعر الصرف فقط.

توصيات الدراسة:

حيث تحققت الدراسة من اثر التغيرات في المعروض النقدي على تجاوز الأسعار الزراعية وأن العلاقة سببية، وأن النقود تحدث أثراً أكبر على متغير الأسعار الزراعية، وأن هذا الأثر يختلف فى قوته وأثاره الجانبية غير المباشرة، والتى تكون غير مرغوبة، وتختلف عن أثر النقود على المتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى. **<u>وعلى ضوء نتائج الدراسة تقترح الدراسة التوصيات التالية:</u>**

١- يجب أن يعمل صانعو السياسات الزراعية والسلطات النقدية عن كثب جنباً إلى جنب، على تصميم وتنفيذ سياسة نقدية تركز على الأجل القصير، لأن السياسات النقدية التى تهدف إلى

تحقيق الاستقرار فى الاقتصاد، قد يكون لها تأثيرات أقل استحسانًا على المزارعين والمستهلكين، خاصةً فى الأجل القصير.

٢- يجب على صانعى القرار، سواء على المستوى الكلى Macro أو القطاع الزراعى، الانتباه إلى الآثار غير المباشرة للسياسة النقدية وسعر الصرف على الأسعار الزراعية، لأن التقلبات فى أسعار السلع الزراعية، تؤثر على مستوى معيشة المستهلك وعلى الإنفاق الاستهلاكى.

٣- يجب تسليط الضوء على دور متغيرات السوق الدولية وادخال الاحتياطيات الأجنبية، وأسعار الفائدة والتجارة الدولية السلعية وغيره فى تفسير تقلبات الأسعار الزراعية المحلية، حيث من المحتمل أن يوفر التحليل الشامل، الذى يتضمن هذه المتغيرات الإضافية، بالإضافة لسياسات الاقتصاد الكلى، صورة أكثر اكتمالاً للعوامل الدافعة وراء فقاعات أسعار السلع الأساسية.

٤- قد تعد النتائج التجريبية فى غاية الأهمية، لكلٍ من الباحثين وصانعي السياسة (لا سيما صانعوا السياسة في الدول النامية)، والذين يحاولون تجنب التقلبات الحادة فى أسعار السلع الزراعية فى مصر.

٥- يجب عمل دراسات وبحوث مستقبلية، تركز على فهم مصادر تقلب سعر الصرف، عند قياس دور سعر الصرف فى العمل على تعديل الاقتصاد الكلى، وتقييم ما إذا كان سعر الصرف يعمل كممتص للصدمات، أو مصدر للصدمات Shock Generator، لا شك أن هذه واحدة من القضايا الأساسية من أجل اختيار نظام سعر الصرف المناسب لمصر.

قائمة المراجع:

أولاً: قائمة المراجع باللغة العربية: المراجع مكتوبة بطريقة APA

-البنك المركزى المصرى، **النشرة الشهرية**، أعداد متفرقة.

-البنك المركزى المصرى، **التقارير السنوية**، أعداد متفرقة.

-أحمد أبو الزيد الرسول، صابرين صبره عبد الراضى، ياسمين صلاح، عون خير الله. (٢٠١٩). أثر التضخم على النمو الاقتصادى بالقطاع الزراعى المصرى، **مجلة العلوم الزراعية والبيئية**، جامعة دمنهور، ٣(١٨)، ٤٤-٦٥.

ثانياً: قائمة المراجع باللغة الإنجليزية:

-Ahmed Farouk Ghoneim. (2014). The Political Economy of Food Price Policy in Egypt, **Food Price Policy in an Era of Market Instability**, pp. 253-274.

-Ahmed Wally & Olutayo O. Akingbe. (2022). The Resilience of the Egypt Economy in the Face of COVID-19 Shocks and High Commodity Prices, **USDA**, **Foreign Agricultural Service**, **March**.

-Alam M.R., Gilbert S., Asfaha T.A., & Jooste A. (2007). The effect of monetary changes on relative agricultural prices. **Agrekon**, 46: 460–474.

-Alam S., Ahmed Q.M., & Shahbaz M. (2017). Exchange rate volatility and Pakistan's exports to major markets: A sectoral analysis, **Global Business Review**, 18: 1507–1519.

-Andrade, R. P. & D., Prates. (2013). Exchange rate dynamics in a peripheral monetary economy, **Journal of Post Keynesian Economics**, 35(3), 399–416.

-Assem Abu Hatab & Sebastian Hess. (2021). Feed the mouth, the eye ashamed': have food prices triggered social unrest in Egypt?

-Avdjiev, S., V., Bruno, C., Koch & H. S., Shin. (2019), The dollar exchange rate as a global risk factor: evidence from investment, **IMF Economic Review**, 67(1), 151-173.

-Awokuse T.O. (2005). Impact of macroeconomic policies on agricultural prices. **Agricultural and Resource Economics Review**, 34: 226-237.

-Bakucs L.Z., Bojnec S., Ferto I. (2012). Monetary impacts and overshooting of agricultural prices: Evidence from Slovenia. **Transfo-rmations in Business & Economics**, 11: 72-83.

-Bakucs LZ & Ferto I. (2005). Monetary Impacts and Overshooting Of Agricultural Prices in an Open Economy. **Paper prepared for the XIth International Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE)**, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

-Banerjee, R., B., Hofmann & A., Mehrotra. (2020). Corporate investment and the exchange rate: the fnancial channel, **BIS Working Papers 839**.

-Belongia M.T., & King R.A. (1983). A Monetary analysis of food price determination. **American Journal of Agricultural Economics**, 65: 131-135.

-Benes, J., A., Berg, R. A., Portillo & D., Vavra (2015). Modeling sterilized interventions and balance sheet effects of monetary policy in a new-Keynesian framework', **Open Economies Review**, 26(1), 81-108.

-Benton, T. G., Froggatt, A., Wellesley, L., Grafham, O., King, R., Morisetti, N., & Schröder, P. (2022). The Ukraine war and threats to food and energy security. ***Chatham House-International Affairs Think Tank***, April.

-Bordo M.D. (1980). The effects of monetary change on relative commodity prices and the role of long-term contracts. **Journal of Political Economy**, 88: 1088-1109.

-Bortz, P. G. & A., Kaltenbrunner. (2017). The international dimension of fnancialization in developing and emerging economies. **Development and**

Change, 49(2), 375–393.

-Chambers, R.G., & Just, R.E. (1981). Effects of exchange rate changes on U.S. Agriculture, **Am. J. Agric. Econ.** 63, 235–247.

-Chatham House. (2020). '**Resource Trade Earth Dashboard**'.

-Choe Y.C., & Koo W.W. (1993). Monetary impacts on prices in the short and long run: Further results for the United States. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, 18: 211–224.

-Dai J., Deng L., Yang L. (2021). Testing the absorber hypothesis of exchange rates for the overshooting of agricultural prices in China. **Agric. Econ**, Czech, 67: 327–336.

-de Paula, L. F., B., Fritz & D. M., Prates. (2017), Keynes at the periphery: currency hierarchy and challenges for economic policy in emerging economies. **Journal of Post Keynesian Economics**. 40(2), 183–202.

-Devadoss S., & Meyers W.H. (1987). Relative prices and money: Further results for the United States. **American Journal of Agricultural Economics**. 69: 838–842.

-Dorfman, J. H., & Lastrapes, W. D. (1996). The dynamic responses of crop and livestock prices to money-supply shocks: A Bayesian analysis using long-run identifying restrictions. **American Journal of Agricultural Economics**, 78, 530–541

-Dornbusch R. (1976). Expectations and exchange rates dynamics. **Journal of Political Economy**, 84: 1161–1176.

-Eduard Soler Lecha, (2022). Communicating Vessels: How Does the War in Ukraine Affect the Middle East and North Africa? **Barcelona Center for International Affairs**.

-Eichengreen, B. (1994). International Monetary Arrangements for the 21st Century. **Brookings Institution**: Washington, D.C. U.S.

-Ferrari-Filho, F. & L. F., De Paula. (2008). Exchange rate regime

proposal for emerging countries: a Keynesian perspective, **Journal of Post Keynesian Economics**. 31(2), 227–248.

–Fischer, S. (2001). Exchange rate regimes: is the bipolar view correct?', **Journal of Economic Perspectives**, 15(2), 3–24.

–Frankel J.A. (1986). Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model. **American Journal of Agricultural Economics**, 68: 344–348.

–Frankel, J. A., & Hardouvelis, G. (1985b). Commodity prices, money surprises and fed credibility. **Journal of Money, Credit and Banking**, 17(4), 425–438

–Gabor, D. (2010). The international monetary fund and its new economics, **Development and Change**, 41(5), 805–830.

–Ghosh, A. R., J. D., Ostry & M., Chamon. (2016), Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies, **Journal of International Money and Finance**, 60, 172–196.

–Giulia Soffiantini. (2020). Food Insecurity and Political Instability during the Arab Spring, **Global Food Security 26.**

–Guzman, M., J. A., Ocampo & J. E., Stiglitz (2018). Real exchange rate policies for economic development, **World Development**, 110, 51–62.

–Harvey, J. T. (2010), Modeling fnancial crises: a schematic approach, **Journal of Post Keynesian Economics**, 33(1), 61–82.

–Heinlein R., & Krolzig H.M. (2012). Effects of monetary policy on the US Dollar/UK Pound exchange rate. Is there a 'Delayed overshooting puzzle'? **Review of International Economics**, 20: 443–467.

–Hess, D., Huang, D., & Niessen, A. (2008). How do commodity futures respond to macroeconomic news? **Financial Market Portfolio Management**, 22, 127–146.

–Hua, P. (1998). On primary commodity prices: The impact of macroeconomic/ monetary shocks. **Journal of Policy Modeling**, 20, 767–

790

-Hye Q.M., & Ali A. (2009). Money Supply, Food Prices and Manufactured Product Prices: A Causality Analysis for Pakistan Economy. Dhaka, American International University – Bangladesh (AIUB), **AIUB Business and Economics Working Paper Series**, No. 2009-03: 1-19.

-Isaac A.G. (1998). Risk premia and overshooting. **Economics Letters**, 61: 359–364.

-Kassim, Y., Mahmoud, M., Kurdi, S., & Breisinger, C. (2018). An agricultural policy review of Egypt: First steps towards a new strategy, Washington, DC and Cairo, Egypt: **International Food Policy Research Institute (IFPRI)**.

-Kearns, J. & N., Patel (2016). Does the financial channel of exchange rates offset the trade channel?, **BIS Quarterly Review**, 95–118.

-Kim J., & Kim S. (2021). Monetary policy shocks and delayed overshooting in farm prices and exchange rates. **International Review of Economics and Finance**, 71: 620–628.

-Kohler, K. (2019). Exchange rate dynamics, balance sheet effects, and capital fows. A Minskyan model of emerging market boom-bust cycles, **Structural Change and Economic Dynamics**, 51, 270–283.

-Kwon D.H., & Koo W.W. (2009). Interdependence of macro and agricultural economics: How sensitive is the relationship? **American Journal of Agricultural Economics**, 91: 1194–1200.

-Kwon, D. H., & Koo, W. W. (2009). Interdependence of macro and agricultural economics: How sensitive is the relationship? **American journal of agricultural economics**, *91*(5), 1194-1200.

-Lai C.C., Hu S.W., & Fan C.P. (2005). The overshooting hypothesis of agricultural prices: The role of asset substitutability. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, 30: 128–150.

-Lai C.C., Hu S.W., & Wang V. (1996). Commodity price dynamics and

anticipated shocks. **American Journal of Agricultural Economics**, 78: 982–990.

–Lapp J.S. (1990). Relative agricultural prices and monetary policy. **American Journal of Agricultural Economics**, 72: 622–630

–Lee J.E. (2016). Exchange rate dynamics with foreign reserves: Revisiting the Dornbusch overshooting model. **Review of Development Economics**, 20: 406–414.

–Li J., Chavas J.P., Etienne X.L., & LiC.G. (2017). Commodity price bubbles and macroeconomics: Evidence from the Chinese agricultural markets. **Agricultural Economics**, 48: 755–768.

–Lunieski, C. (2009). Commodity price volatility and monetary policy uncertainty: A GARCH estimation. **Issues in Political Economy**, 19, 108–124.

–Magdy, M. & Wahba, A. (2022). Egypt inflation at highest since mid–2019 as food costs soar, Bloomberg, 10 March 2022, https://www.bloomberg.com/news/articles/2022–03–10/egypt–inflation–hits–highest–since–mid2019–as–food–prices–soar.

–Ocampo, J. A. (2016). Balance–of–payments dominance: implications for macroeconomic policy, M. Damill, M. Rapetti and G. Rozenwurcel (eds), **Macroeconomics and Development: Roberto Frenkel and the Economies of Latin America**. Columbia University Press: New York, pp. 211–228.

–Orden, D. (1986b). Money and Agriculture: The Dynamics of Money–Financial MarketAgricultural Trade Linkages. **Agricultural Economics Research**, 38, (3) 14–28.

–Orden, D., & Fackler, P. L. (1989). Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. **American Journal of Agricultural Economics**, 71, 495–502.

–Ramadan, R. (2017). Determinants of food security in Egypt. **Review of**

Economics and Political Science, *2*(3), 3-27.

-Rodrik, D. (2006). Goodbye Washington consensus, hello Washington confusion? A review of the World Bank's economic growth in the 1990s: learning from a decade of reform, **Journal of Economic Literature**, 44(4), 973-987.

-Saghaian S.H., & Reed M.R. (2014). The impact of the recent federal reserve large-scale asset purchases on the agricultural commodity prices: A Historical decomposition. **International Journal of Food & Agricultural Economics**, 2: 1-16.

-Saghaian S.H., Hasan M., & Reed M.R. (2006), Monetary policy impacts on U.S. livestock-oriented agricultural prices. In: Tavidze A. (ed.): **Progress in Economic Research**. Hauppauge, NY, US, Nova Science Publishers, Inc.: 45-62

-Saghaian S.H., Hasan M.F., & Reed M.R. (2002a). Overshooting of agricultural prices in four Asian economies. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, 34: 95-109.

-Saghaian, S. H., Reed, M. R., & Marchant, M. A. (2002b). Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy. ***American Journal of Agricultural Economics***, *84*(1), 90-103.

-Siami-Namini S., Hudson D., Trindade A.A., & Lyford C. (2019). Commodity price volatility and U.S. monetary policy: Commodity price overshooting revisited. **Agribusiness**, 2: 200-218.

-Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2016). U.S. monetary policy and commodities price fluctuations. **Presentation at the 86th Annual Meeting of the Southern Economic Association**. Washington DC.

-Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2017). Volatility spillover between oil prices, U.S. dollar exchange rates and international agricultural commodities prices. **Presentation at the 2017 Annual Meeting of the Southern Agricultural Economics Association**. Mobile, Alabama.

-Siddiqui M.M., & Hye Q.M.A. (2010). Money supply, exchange rate, industrial and agricultural product prices: Evidence from Pakistan. **African Journal of Agricultural Research**, 5: 2997-3002.

-Stamoulis K.G., & Rausser G.C. (1987). Overshooting of Agricultural Prices. **Working Paper Series qt83060269**. Berkeley, CA, US, University of California, Berkeley, Department of Agricultural & Resource Economics: 1-40

-Starleaf D.R., Meyers W.H., & Womack A.W. (1985). The impact of inflation on the real income of U.S. farmers. **American Journal of Agricultural Economics**, 67: 384-389.

-Stiglitz, J. E., J. A., Ocampo, S., Spiegel, R., Ffrench-Davis & D., Nayyar (2006). Stability with Growth: Macroeconomics, Liberalization and Development, **Initiative for Policy Dialogue Series**. Oxford University Press: Oxford.

-Svensson, L. E. O. (2005). Monetary policy with judgment: Forecast targeting. **NBER Working Paper 11167**.

-Svensson, L.E.O. (2008). The effect of monetary policy on real commodity prices: Comment. In: Campbell, J.Y. (Ed.), Asset Prices and Monetary Policy. NBER, University of Chicago, Chicago, **NBER Working Paper No. 12713**.

-Swaray, R. B. (2008). Macroeconomic determinants of non-fuel commodity prices movements. Journal of Applied Business Research, 24(1), 11-16.

-Tanchum, M. (2022). The Russia-Ukraine war has turned Egypt's food crisis into an existential threat to the economy', **Middle East Institute**, 3 March 2022.

-UNIDO (The UN Industrial Development Organization). (2020). **"Agri-food and COVID-19 in Egypt: Adaptation, Recovery and Transportation"**, 2020

-UN Conference on Trade and Development. (2022). The impact on trade and development of the war in Ukraine, https://unctad.org/system/files/official-document/osginf2022d1_en.pdf.

-Yu X. (2014). Monetary easing policy and long-run food prices: Evidence from China. **Economic Modelling**, 40: 175-183.