

اثر تقلبات أسعار النفط في الأسواق العالمية على أسعار الغذاء في مصر باستخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة لاختطياً عاصم أبو حطب و رياض إسماعيل رياض قسم الاقتصاد والتنمية الريفية – كلية العلم الزراعية البيئية – جامعة العريش

المستخلص

استهدفت هذه الدراسة القياس الكمي لأثر تقلبات أسعار النفط العالمية على مستوى أسعار الغذاء في مصر في الأجلين الطويل والقصير. وتحقيقاً لهذا الهدف، تم استخدام بيانات ربع سنوية تغطي الفترة 1990-2014 والإعتماد على أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة لاختطياً، وذلك لإختبار وجود ومعنوية واتجاه العلاقة بين إرتفاع أو إنخفاض أسعار النفط في السوق العالمي ومستوى أسعار الغذاء في السوق المحلي،. وفيما يتعلق بالمدى القصير، أوضحت نتائج التقدير القياسي للنموذج وجود علاقة طردية ومعنوية إحصائياً بين إرتفاع أسعار النفط في السوق العالمي ومستوى أسعار الغذاء في السوق المصري. ومن ثم، فإنه في حال حدثت صدمة في سوق النفط العالمي ونتج عنها إرتفاع بنسبة 10% في أسعار النفط، فسترتفع أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 8%، وسيبدأ تأثير هذه الصدمة في الظهور خلال فترة واحدة (ثلاثة أشهر، حيث أن بيانات الدراسة ربع سنوية). وفي المقابل، بينت نتائج تقدير النموذج للمدى القصير أن إنخفاض سعر النفط العالمي لا يتسبب في إنخفاض مستوى أسعار الغذاء في السوق المصري، كما أنه بصرف النظر عن معنوية التأثير، فإن مستوى أسعار الغذاء في مصر يحتاج على الأقل 6 أشهر (فترتين) لتبدأ ملامح إستجابته في الظهور؛ مما يعكس بطء انتقال تأثير إنخفاض أسعار النفط العالمي إلى سوق الغذاء المصري. وقد أرجعت الدراسة غياب التأثير المعنوي لإنخفاض أسعار النفط على مستوى أسعار الغذاء في المدى القصير إلى تأثير القوى السوقية والتي تتمكن من خلالها المنشآت العاملة في سوق الغذاء من التأثير في الأسعار من خلال الطلب أو تدفق السلعة ونوعيتها أو الوظائف التسويقية، بحيث يحدث إنسداد في القنوات التي يمكن من خلالها إنتقال الأثر الإيجابي لإنخفاض أسعار النفط العالمي إلى أسعار الغذاء في مصر، ومن ثم تتحول هذه الإنخفاضات إلى هوامش ربحية للتجار والمنشآت العاملة في السوق ولا تصل إلى المستهلك النهائي في شكل إنخفاض المستوى العام لأسعار الغذاء. وفيما يتعلق بنتائج تقدير النموذج في المدى الطويل، فقد أظهرت النتائج وجود تأثير معنوي لتغيرات أسعار النفط العالمية (إرتفاعاً و إنخفاضاً) على أسعار الغذاء في السوق المحلي المصري، وتحديداً، فإنه في حال إرتفاع أسعار النفط العالمية بنسبة 10% فسترتفع أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 1.7% على المدى الطويل، وعلى النقيض فستتخف أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 2.4% في المدى الطويل في حال إنخفضت أسعار النفط في السوق العالمي بنسبة 10%. وفي ضوء هذه النتائج، قدمت الدراسة مجموعة من التوصيات لزيادة فاعلية السوق المحلية في الإستجابة لتقلبات أسعار الغذاء والمتوقع اتجاهها للصعود مستقبلاً بحيث تتمكن السوق من تقادي التأثيرات السلبية لتضخم أسعار الغذاء الى الطبقات الفقيرة وما قد يترتب على ذلك من تأثيرات على الاستقرار والسلم الإجتماعي.

مقدمة

تسعى السياسات الاقتصادية والزراعية باستمرار للحفاظ على مستويات مستقرة للغذاء، لا سيما في الدول النامية والتي قد يصل فيها متوسط الإنفاق على الغذاء من 50% إلى 60% من إجمالي دخول الطبقات الفقيرة، وبالتالي تشكل أسعار الغذاء محدداً أساسياً للقوة الشرائية للأفراد (Arezki & Bruckner, 2011). كما أن تقلبات أسعار الغذاء تجعل شرائح مجتمعية عديدة أكثر عرضة لمخاطر الفقر وإنعدام الأمن الغذائي، حيث يرتبط أحد المحاور الأربعة لتحقيق الأمن الغذائي والمتعلق "بالحصول على الغذاء" (Food accessibility) بالمستويات السائدة لأسعار الغذاء والتي تمكن أو تحد من قدرة الأفراد على الحصول على إحتياجاتهم الغذائية. علاوة على ذلك، فيوضح Abu Hatab (2016) بأن هناك علاقة إرتباطية مباشرة بين أسعار الغذاء والاستقرار السياسي والإجتماعي في الدول النامية، فتاريخياً، تزامنت العديد من التمردات الإجتماعية والثورات

مع فترات ارتفاع وتقلبات أسعار الغذاء كالثورة الفرنسية والروسية، ومؤخراً تزامنت موجات التمرد الإجتماعي التي شهدتها العديد من دول شمال أفريقيا في عام 2011 مع الموجة الثانية للأزمة الغذائية العالمية التي بدأت في عام 2008 (Bellemare, 2015; Abu Hatab, 2016).

ومنذ مطلع الألفية، تزايد الإهتمام بدراسة أسعار الغذاء ومحدداتها وتأثيراتها لا سيما مع الارتفاعات المطردة التي شهدتها أسعار الغذاء عالمياً كنتيجة لتفاعل عوامل طبيعية ومناخية وسياسية واقتصادية مع بعضها البعض (شايب، بارك، 2014). فعلى سبيل المثال، ساهمت موجات الجفاف الشديدة والفيضانات التي شهدتها العديد من الدول المنتجة للسلع الزراعية الأساسية كالصين وروسيا ودول شرق أوروبا والبرازيل خلال السنوات الاخيرة في تقليل المعروض العالمي من الغذاء ومن ثم في ارتفاع الأسعار العالمية للغذاء. وعلى صعيد آخر، فقد مر العالم بأزمة مالية شديدة خلال الفترة من 2008-2010 تزامن معها أزمة غذائية قاسية ارتفعت في ظلها أسعار الغذاء في السوق العالمي. علاوة على ذلك، فقد شهدت أسعار النفط العالمية فترات عدم استقرار متوالية خلال الفترة من 2000-2014، ساهمت هي الأخرى في إحداث موجات تضخمية في أسعار الغذاء (Helbling & Roache, 2011). وهناك عوامل أخرى كان لها دور مؤثر في ارتفاع أسعار الغذاء التي يشهدها السوق العالمي للمنتجات الغذائية كالسياسات الحمائية التي اعتمدها دول مصدرة للغذاء وفرضت من خلالها قيوداً على صادراتها الغذائية كرد فعل لصددمات العرض التي تعرض لها السوق العالمي تحت تأثير العوامل السابقة، إلى جانب توسع عدد من الدول المنتجة والمصدرة للغذاء في استخدام الوقود الحيوي، فضلاً عن تغير النمط الاستهلاكي في كثير من البلدان الناشئة الصاعدة نتيجة ارتفاع مستوى المعيشة وزيادة مستويات الدخل مما زاد الطلب في هذه البلاد على السلع الزراعية والغذائية (منى، 2010).

وتعتبر أسعار النفط العالمية أحد أهم العوامل التي تؤثر في تحديد مستويات أسعار الغذاء في الأسواق العالمية والمحلية. فباستثناء العاملين الأخيرين، شهدت أسعار النفط العالمية إتحافاً عاماً نحو الارتفاع خلال العقود الأخيرة؛ متأثرة بتنامي الطلب العالمي على النفط ومشتقاته من قبل الدول الصناعية والزراعية المتقدمة والناشئة على السواء. ونظراً لاعتماد العديد من أنشطة الإنتاج الزراعي على مدخلات كثيفة الاستخدام للطاقة كالأسمدة والكيماويات إلى جانب تكلفة النقل؛ فقد أدى ذلك إلى ارتفاع أسعار مستلزمات الإنتاج الزراعي بنحو ١٥٠ %، وارتفاع تكاليف النقل التجاري، مما انعكس على ارتفاع أسعار السلع الزراعية والمنتجات الغذائية في الأسواق العالمية ومن ثم المحلية إلى مستويات قياسية.

مشكلة وأهمية الدراسة

يشير (Abu Hatab, 2016a) أن هناك مجموعة من العوامل التي تتضافر لتجعل مصر أحد أكثر الدول تضرراً من ارتفاع وتقلبات أسعار الغذاء العالمية. ويأتي على رأس هذه العوامل زيادة الاعتماد على الأسواق الخارجية في تأمين احتياجاتها الغذائية، حيث تستورد مصر في المتوسط ما يزيد عن 40% من إجمالي احتياجاتها الغذائية من الخارج. كذلك، فتعاني مصر من مشكلة زيادة سكانية مزمنة تزيد من الضغط على الموارد الأرضية والإنتاجية الزراعية المحدودة، فعلى سبيل المثال، في الوقت الذي تضاعف فيه عدد السكان ثلاثة مرات خلال الفترة 1954-2015، ليصل إلى حوالي 90 مليون نسمة في عام 2015، ظلت حصة مصر من مياه النيل –المصدر الرئيس للمياه المستخدمة في الزراعة- ثابتة تقريباً عند حدود 55 مليار متر مكعب. كذلك، فإن انتشار الفقر يعد عاملاً آخر لزيادة

التداعيات السلبية لارتفاع أسعار الغذاء في مصر، حيث ارتفعت نسبة من هم دون خط الفقر من 16.7% في عام 1995/96 إلى حوالي 25.2% في السنوات الأخيرة. هذا إلى جانب وجود ما لا يقل عن 24% من السكان حول خط الفقر مما يجعلهم شديدي الحساسية لأيّة تغيرات وتقلبات سعرية للغذاء. علاوة على ذلك، فيشكل الإنفاق على الغذاء -وفقاً لبيانات الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء لعام 2013/2014 - ما نسبته حوالي 47% من ميزانية الأسر المصرية، مما يجعل للمستويات السائدة لأسعار الغذاء أثراً مباشراً وغير مباشرة على ميزانية الأسر المصرية، حيث يؤدي ارتفاع أسعار الغذاء إلى إعادة هيكلة ميزانية الأسر وتقليل الإنفاق الاستهلاكي على سلع وخدمات أخرى. وفي ضوء هذه الخصائص الاقتصادية والاجتماعية، تتعاظم أهمية استقرار أسعار الغذاء في مصر لما لها من تأثيرات لا تتعلق فقط بالأمن الغذائي بل تمتد لتؤثر على الاستقرار السياسي والاجتماعي. وعلى الرغم من وجود العديد من الدراسات التي اهتمت بتحليل أثر الأسعار العالمية للنفط على أسعار الغذاء على المستوى المحلي للدول، إلا أنه بتقييم سريع لنتائج هذه الدراسات نتبين لنا الحقائق التالية:

أولاً، هناك جدل واسع وتضارب في نتائج الدراسات المتاحة حول أثر أسعار النفط على أسعار الغذاء، ففي حين أكدت بعض هذه الدراسات مثل Baffes (2007)، Chen وآخرون (2010)، Baffes & Dennis (2013)، و Ibrahim (2015) وجود علاقة طردية بين أسعار النفط وأسعار الغذاء، نجد أن هناك دراسات أخرى مثل Zhang and Reed (2008)، Lambert and Miljkovic (2010) و Nazlioglu and Soytaş (2011) و Reboredo (2012) قد خلصت لعدم وجود علاقة معنوية أو وجود أثر هامشي لأسعار النفط العالمية على أسعار السلع الزراعية والغذائية. وفي ظل هذا التضارب، يستحيل تعميم النتائج وبالتالي تتزايد أهمية الدراسة الحالية لقياس مدى فاعلية تأثير أسعار النفط العالمية على أسعار الغذاء في السوق المحلي المصري.

ثانياً، بالإضافة إلى قلة عدد الدراسات المتعلقة بتقييم أثر أسعار النفط العالمية على أسعار الغذاء في السوق المحلي في مصر مقارنة بالدول النامية الأخرى؛ نجد أن أغلب هذه الدراسات نظرية ووصفية وتفتقر للأدلة التجريبية اللازمة لتدعيم الحجج التي تقدمها. وفي ظل توجه الدولة حالياً لتحرير أسعار الطاقة في مصر كجزء من استراتيجيتها لتمويل عجز الموازنة واستعادة معدلات النمو الاقتصادي التي تمكنها من تحقيق أهداف السياسات التنموية، وفي ظل الأدلة التي خلصت لها بعض الدراسات السابقة حول الدور الذي تلعبه أسعار النفط العالمية في تحديد أسعار الغذاء في الأسواق المحلية، تكتسب الدراسة الحالية أهميتها من خلال ملء الفراغ المعرفي بالاستناد إلى دليل تجريبي لتقييم أثر تقلبات أسعار النفط في السوق العالمي على أسعار الغذاء في الأسواق المحلية في مصر وذلك لفهم طبيعة هذه العلاقة وتأثيراتها، واستخلاص بعض التوصيات التي يمكن من خلالها تخفيف الآثار السلبية لارتفاع أسعار النفط العالمية على أسعار الغذاء ومن ثم على الطبقات الفقيرة من المجتمع.

هدف وفروض الدراسة

تسعى هذه الدراسة للقياس الكمي لإستجابة أسعار الغذاء المحلية في مصر لتقلبات أسعار النفط العالمية في الأجلين الطويل والقصير، وتحديدًا تستهدف الدراسة اختبار صحة

فرضيتين مفادهما أن هناك علاقة طردية في المدى الطويل بين تغيرات (ارتفاعاً او إنخفاضاً) أسعار البترول في السوق العالمي وبين أسعار الغذاء في مصر، وكذلك أن هناك علاقة طردية بين تغيرات (ارتفاعاً او إنخفاضاً) أسعار البترول في السوق العالمي وبين أسعار الغذاء المحلية في المدى القصير.

مصادر البيانات

اعتمدت الدراسة على بيانات ثانوية، في صورة سلاسل زمنية ربع سنوية تغطي الفترة من 1990-2014، وقد تم الحصول على هذه البيانات من مصادرها المحلية والأجنبية حسب توافرها، مع ترجيح المصادر الأجنبية في حال توافر المصدرين. وبالنسبة للبيانات المتعلقة بأسعار الغذاء المحلية (FP)، فقد تم استخدام الرقم القياسي الشهري لأسعار الغذاء من خلال قاعدة بيانات منظمة الأمم المتحدة للأغذية والزراعة (UN-FAO)، وذلك للفترة 2000-2014، بينما تم الإعتماد على بيانات الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، إلى جانب النشرات الدورية ربع السنوية للبنك المركزي المصري حول التضخم للحصول على بيانات الرقم القياسي لأسعار الغذاء في مصر خلال الفترة 1990-1999، وقد تم توحيد سنة الأساس بحيث كانت سنة 2000=100. وفيما يتعلق ببيانات أسعار النفط العالمية، فقد تم استخدام الأسعار الشهرية (Brent Spot Price FOB) للفترة 1990-2014 لخام برنت مسعراً بالدولار للبرميل، والتي قد تم الحصول عليها من خلال قاعدة بيانات الإدارة الأمريكية لمعلومات الطاقة (U.S. Energy Information Administration)، وقد تم تحويل هذه البيانات الشهرية إلى بيانات ربع سنوية. وبخصوص بيانات الناتج المحلي الإجمالي، فقد تم الحصول عليها من خلال قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي (IMF- World Economic Outlook Database) للفترة 1990-2014. ويلخص الجدول رقم (1) في الملحق التوصيف الإحصائي لمتغيرات الدراسة خلال الفترة 1990-2014.

الطريقة البحثية

اعتمدت الدراسة على الأسلوب الإحصائي الوصفي لتحليل تطور كل من أسعار النفط العالمية وأسعار الغذاء في مصر خلال الفترة 1990-2014، وذلك باستخدام المتوسطات الحسابية ومعدل التغير السنوي ومعامل الارتباط، كما تم استخدام عدد من أساليب واختبارات ملائمة السلاسل الزمنية للتقديرات القياسية، وكذلك تحليل التكامل المشترك للمتغيرات على المدى الطويل استناداً إلى اختبار "جوهانسن-جيسيلبوس"، واختبار الحدود، إلى جانب اختبار السببية من خلال إجراء اختبار "جرانجر" للتأكد من وجود علاقة حقيقية (وليست زائفة) تنج من أسعار النفط العالمية إلى أسعار الغذاء المحلية. وأخيراً فقد تم تقييم العلاقة على المدى الطويل والقصير بين أسعار النفط العالمية وأسعار الغذاء في السوق المحلي المصري من خلال استخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة لخطياً (Non-linear Autoregressive Distributed Lag Analysis)، أو المعروف اختصاراً بـ NARDL، وفيما يلي عرض مختصر لهذه الأساليب البحثية المستخدمة في الدراسة:

■ اختيار المتغيرات وبناء النموذج: من خلال مراجعة الدراسات السابقة التي ركزت على دراسة العلاقة بين أسعار النفط وأسعار الغذاء تم اختيار الرقم القياسي لأسعار الغذاء كمتغير تابع (FP)، إلى جانب كل من الناتج المحلي الإجمالي (GDP) مقدراً بالمليار دولار، إلى جانب مستوى أسعار النفط (OP) مقدراً بالدولار للبرميل خام برنت

(Brent - Crude Oil) خلال الفترة من 1990-2014 كمتغيرين مستقلين، ومن أمثلة هذه الدراسات السابقة: Schorderet (2003)، Shin وآخرون (2011)، و Ibrahim (2015). وقد تم التعبير عن هذه المتغيرات في الصورة اللوغاريتمية. وقد تم ادراج الناتج المحلي الإجمالي كمتغير في النموذج لرصد الطلب الإجمالي وتأثير الدورة الإقتصادية خلال كل فترة ربع سنوية من فترات الدراسة. وبناء على ذلك يمكن التعبير عن العلاقة بين أسعار الغذاء المحلية وبين أسعار النفط العالمية بالعلاقة التالية:

$$FP_t = \alpha_0 + \alpha_1 OP_t + \alpha_2 GDP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

حيث أن $(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2)$ هي معاملات النموذج في المدى الطويل والتي سيتم تقديرها، و (t) هي فترة زمنية مداها 3 أشهر (ربع سنوية) خلال فترة الدراسة 1990-2014. ونظراً لأن تقلبات أسعار النفط تحتمل الإرتفاع والإنخفاض وأن إستجابة أسعار الغذاء قد تختلف في كل حالة، فقد تم التعبير عن أسعار النفط (OP) في صورة متغيرين (OP_t^+) للتعبير عن التغيرات الإيجابية (الإرتفاع) و (OP_t^-) للتعبير عن التغيرات السلبية (الإنخفاض) في أسعار النفط العالمية، وذلك من خلال العلاقات التالية:

$$OP_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta OP_i^+ - \sum_{i=1}^t \max(\Delta OP_i, 0) \quad (2)$$

$$OP_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta OP_i^- - \sum_{i=1}^t \min(\Delta OP_i, 0) \quad (3)$$

وبناءً على ذلك يمكن كتابة المعادلة رقم 1، في الصورة التالية:

$$FP_t = \alpha_0 + \alpha_2 OP_t^+ + \alpha_3 OP_t^- + \varepsilon_t \quad (4)$$

وبناءً على فرضية الدراسة، فمن المتوقع أن تكون لمعاملات العلاقة طويلة المدى بين أسعار الغذاء وارتفاع أسعار النفط (α_2) تأثير معنوي وإشارة موجبة، وبالمثل فمن المتوقع أن يكون لمعاملات العلاقة قصيرة المدى بين أسعار الغذاء وانخفاض أسعار النفط (α_3) تأثير معنوي وإشارة موجبة. وأخيراً، فيمكن التعبير عن المعادلة رقم (4) في صورة التالية من خلال منهج الإنحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL):

$$\Delta FP_t = \alpha_0 + \beta_1 FP_{t-1} + \beta_2 OP_{t-1}^+ + \beta_3 OP_{t-1}^- + \beta_4 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^s (\theta_i^+ OP_{t-i}^+ + \theta_i^- OP_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (5)$$

حيث أن (p و q و s) تعبر عن رتبة الانحدار الذاتي أو فترة الإبطاء التي تندرج في النموذج، كذلك فكل من α_2 و α_3 في المعادلة رقم (3) تساوي خارج قسمة كل من $(-\beta_1/\beta_0)$ ، و $(-\beta_2/\beta_0)$ في المعادلة رقم 4. أما كل من التعبيرين التاليين: $\sum_{i=0}^q \theta_i^+$ و $\sum_{i=0}^s \theta_i^-$ فإنهما يقيسان تأثيرات المدى القصير لارتفاع أو انخفاض أسعار النفط العالمية على أسعار الغذاء في مصر.

■ اختبار سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات موضع الدراسة: كإجراء تقليدي عند استخدام السلاسل الزمنية، تم اختبار مدى سكون (استقرار) السلاسل الزمنية المتعلقة بالمتغيرات المستخدمة في هذه الدراسة من خلال إجراء اختبار فيليبس-بيرون. ويعد هذا الاختبار إلى جانب اختبار ديكي-فوللر من أكثر الاختبارات شيوعاً واستخداماً في اختبار استقرار السلاسل الزمنية وخلوها مما يسمى "بجذر الوحدة" والذي قد ينتج عنه عدم استقلالية متوسط وتباين المتغيرات على طول سلاسلها الزمنية؛ ومن ثم فإن ذلك يؤدي إلى مشكلات الانحدار "الزائف" عند التقدير القياسي للنماذج وبالتالي ينشأ عنه عدم دقة الاستدلالات القياسية. وفي هذه الدراسة، تم استخدام اختبار فيليبس-بيرون حيث أنه يختلف عن ديكي-فوللر في أنه يأخذ في الإعتبار الارتباط في الفروق الأولى في السلاسل الزمنية باستخدام التصحيح اللامعلمي¹ ، وذلك وفقاً للصيغة التالية:

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \beta S_{t-1} + \omega_t \dots \dots \dots (6)$$

حيث أن S هي السلسلة الزمنية موضع الدراسة، و ω هو معامل الخطأ العشوائي. ويشتمل اختبار فيليبس-بيرون على اختبار (t)، ويتم اختبار فرضية العدم (عدم سكون السلسلة الزمنية) في مستوياتها ($\beta = 0$)، في مقابل الفرض البديل ($\beta < 0$). وفي حال كون قيمة (β) سالبة ومعنوية فيشير ذلك إلى إمكانية رفض الفرض الصفري ومن ثم قبول الفرضية البديلة بسكون السلسلة الزمنية.

■ اختبار التكامل المشترك: تم إجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات : وذلك باستخدام اختبار جوهانسن-جيسيلبوس، حيث يساعد هذا الاختبار في الكشف عن علاقة المتغيرات على المدى الطويل وتوازنها من خلال اعتماده على دالة الامكانات العظمى². وبشكل عام، يعتمد تقييم نتائج هذا الاختبار على قيم اختبار الأثر (λ_{Trace})، وكذلك القيم المميزة العظمى (λ_{Max})، وذلك وفقاً للصيغ التالية:

$$\lambda_{Trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i^2) \dots \dots \dots (7)$$

¹ Non Parametric Correction

² Likelihood Ratio Test

وهنا يتم اختبار صحة الفرض الصفري القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك $r \geq$ ، وذلك في مقابل الفرض البديل القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي r والتي تكون (0,1,2). وفيما يتعلق باختبار القيم المميزة العظمي، فيتم استخدام الصيغة التالية:

$$\lambda_{max} = \frac{-Tln(1 - \lambda_{r+1}^2)}{\dots \dots \dots} \quad (8)$$

وفي هذا الاختبار، يتم تقييم الفرض الصفري الذي ينص على أن عدد متجهات التكامل = r ، في مقابل الفرض البديل الذي ينص على أن عدد متجهات التكامل المشترك يتساوى مع $r+1$.

■ اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات مستويات المتغيرات المبطة: للتأكد من دقة نتائج التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة على المدى الطويل، تم استخدام طريقة أخرى لاختبار مدى تحقق علاقة اتكامل المشترك بين المتغيرات من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد والمعروفة باسم اختبار الحدود (Bounds Test procedure) (Pesaran وآخرون، 2001). ويتميز هذا الاختبار مقارنة باختبار جوهانسن-جيسيلبوس بأنه يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية، سواء كانت مستقرة عند مستوياتها أو متكاملة من الدرجة الأولى أو مزيج بين الإثنين. كما أن طريقة Pesaran تتميز بإعطاء نتائج أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرق الأخرى في اختبار التكامل المشترك. ومن خلال حساب قيمة F عن طريق اختبار الحدود، يتم التحقق من صحة فرض العدم القائل بأنه لا يوجد تكامل مشترك بين متغيرات النموذج المقدر في الأجل الطويل، كما يلي:

$$F = \frac{(SSeR - SSeu)/M}{SSe u/(N-K)}$$

حيث أن (SSeR) هو مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد (تطبيق فرضية العدم)

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2$$

$$= \dots \dots \dots$$

$$= \alpha_{k+1} = 0$$

في حين (SSe u) هو مجموع مربعات البواقي غير المقيد (الفرضية البديلة)

$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2$$

$$\neq \dots \dots \dots$$

$$\neq \alpha_{k+1} \neq 0$$

بينما M هي عدد معالم النموذج المقيد، K عدد معالم النموذج غير المقيد، N عدد المشاهدات. ومن خلال مقارنة قيمة F المحسوبة ومقارنتها بالقيم الجدولية المناظرة لـ Pesaran وآخرون (2001) مع الأخذ في الإعتبار وجود حدين (قيمتين حرجيتين) نظراً لأن اختبار F له توزيع غير معياري، وبالتالي فإن الحد الأدنى (القيمة الحرجة الدنيا) تفترض أن كل المتغيرات مستقرة في قيمتها الأصلية أو مستواها بمعنى أنها متكاملة من الرتبة صفر، بينما تفترض القيمة الحرجة العليا أن المتغيرات مستقرة في فروقها الأولى بمعنى أنها متكاملة من الرتبة واحد، وهنا يتم تقييم النتيجة وفقاً للتالي:

- في حال كانت قيمة F المقدرة أعلى من الحد الأعلى لقيمتها الجدولية يتم رفض الفرض العدم، بمعنى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات أو علاقة توازنية في الاجل الطويل.
- في حالة كون قيمة F المحسوبة أقل من الحد الأدنى لقيمتها الجدولية، فيتم قبول فرض العدم بمعنى عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.
- وإذا كانت قيمة F المقدرة تقع بين قسم الحد الأدنى والأعلى لقيمة F الجدولية، فإن النتائج ستكون غير محددة بمعنى عدم القدرة على إثبات أو نفي وجود علاقة توازنية بين المتغيرات في المدى الطويل.

▪ اختبار العلاقة السببية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة: وفقاً لجرانجر (1969)، فإن التغير في (X) ينتج عن التغير في (Y)، إذا أمكن توقع قيم المتغير (X) بدرجة أدق من خلال التغيرات السابقة في المتغير (X) ذاته علاوة على التغيرات السابقة في المتغير (Y)، وعندما تكون قيمة الاختبار الاحصائي (F) أكبر من القيمة المحسوبة يتم رفض فرضية (Y) تسبب (X)، ومن أجل اختبار فرضية (X) تسبب (Y) يتم إعادة نفس الخطوات السابقة بتقدير معادلة لـ (X_t)، وبشكل عام فهناك اربع حالات للسببية وفقاً لجرانجر وهي أحادية الاتجاه: من (X) إلى (Y)، أو من (Y) إلى (X)، أو ثنائية الاتجاه بين كل من (X) إلى (Y). وفيما يلي توضيح للعلاقتان اللتان تستخدمان لاجراء اختبار جرانجر:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j X_{t-j} + \mu_{2t} \dots \dots \dots (9)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \mu_{1t} \dots \dots \dots (10)$$

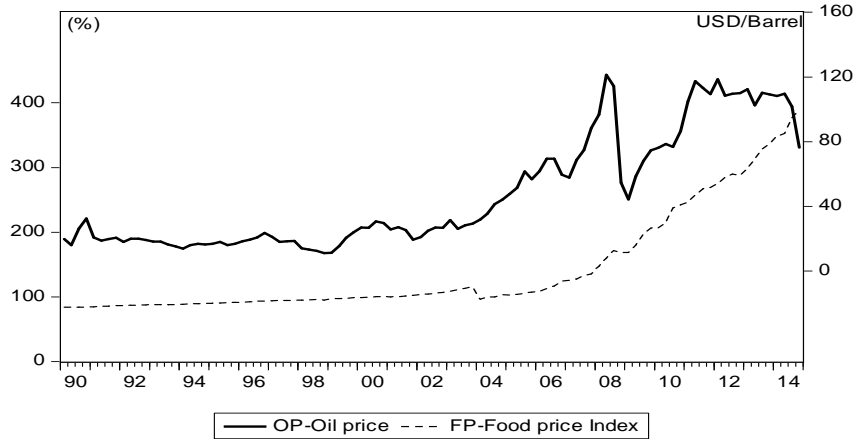
حيث أن كل من μ_{1t} و μ_{2t} هما حدي الخطأ العشوائي ولا يوجد ارتباط بينهما، في حين ان كل α و β و δ و γ هي المعاملات التي تصف أثر كل من (m و n) من القيم السابقة للمتغيرين (Y) و (X) على كل من قيم هذين المتغيرين الحالية. ونظراً لطبيعة هذه الدراسة وهدفها، فقد تم التركيز على إختبار وجود علاقة سببية تتجه من أسعار النفط العالمية إلى متغير أسعار الغذاء فقط.

نتائج الدراسة ومناقشتها

أولاً: لمحة عن تطور أسعار النفط العالمية وأسعار الغذاء المحلية خلال فترة الدراسة يوضح الشكل رقم (1) أن أسعار النفط (خام برنت) قد ظلت عند مستويات منخفضة حتى نهاية التسعينيات، حيث تراوح سعر البرميل من 11.2 دولار كحد أدنى، 32.4 دولار كحد أقصى، وبمتوسط عام للفترة 1990-2000 بلغ حوالي 18.3 دولار للبرميل. ومن

الجدير بالذكر أن أسعار النفط بشكل عام قد عانت من إنهيار شديد منذ منتصف الثمانينيات متأثرة بالحرب العراقية الإيرانية ، وغزو الكويت وحروب الخليج، إلى جانب تباطؤ النمو الإقتصادي العالمي في بدايات التسعينات. وكما يوضح الشكل رقم (1) فإن أسعار النفط قد بدأت في التعافي منذ منتصف الألفينات مستفيدة من النمو الإقتصادي الصيني وارتفاع الطلب على النفط ومشتقاته ، إلى جانب الصعود الإقتصادي لدول شرق آسيا والنمو الاقتصادي الذي شهده الإقتصاد العالمي بشكل عام خلال تلك الفترة. ومن العوامل المهمة التي ساهمت في ارتفاع أسعار النفط العالمية خلال العقد الماضي هو نقص الإمدادات بسبب عوامل عدم الإستقرار في منطقة الشرق الأوسط والتي تعتبر أهم منتج ومصدر للنفط في السوق العالمي، وبسبب تأخر استجابة العرض للطلب حينئذ، نتج عن ذلك ارتفاع الأسعار العالمية للنفط والتي بلغ متوسطها 106.4 دولار للبرميل للفترة 2000-2010. ومن ناحية أخرى، فقد حفزت هذه الإرتفاعات الشديدة في أسعار النفط العالمي العديد من الدول المتقدمة المستوردة للنفط لتوجيه استثمارات لإستخراج النفط من مصادر أخرى كان من غير المجدي استخراجها منها بسبب عوامل إرتفاع التكلفة، كالنفط الصخري في الولايات المتحدة الأمريكية والنفط الرملي في كندا، كما شجع ذلك أيضاً العديد من الدول للاستثمار في إنتاج الوقود الحيوي كالبرازيل والولايات المتحدة الأمريكية. ومنذ 2011، بدأت أسعار النفط العالمية في التذبذب متأثرة بعدم الإستقرار في منطقة الشرق الأوسط وثورات الربيع العربي، ثم بدأت أسعار البترول في الإنخفاض التدريجي والذي زادت حدته في منتصف 2014، وذلك تحت تأثير الركود الاقتصادي في منطقة اليورو، والتباطؤ في الصين وآسيا، إلى جانب التحسن في تطبيق معايير الكفاءة في استهلاك الوقود في دولة متقدمة مثل الولايات المتحدة، علاوة على زيادة المعروض العالمي مع عودة الإمدادات من كل من العراق وليبيا ثم دخول إيران للسوق بعد رفع العقوبات عنها مؤخراً (الخاطر، 2015؛ Abu Hatab، 2016).

شكل رقم (1): تطور أسعار النفط العالمية والرقم القياسي لأسعار الغذاء في مصر خلال الفترة 1990-2014



المصدر: بيانات صندوق النقد الدولي (أسعار النفط)، وبيانات منظمة الأمم المتحدة للأغذية والزراعة و الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء ونشرات دورية للبنك المركزي المصري (الرقم القياسي لأسعار الغذاء)

وباستعراض تطور الرقم القياسي لأسعار الغذاء في مصر خلال الفترة 1990-2014، يبين الشكل رقم (1) أن أسعار الغذاء في مصر قد حافظت على مستويات مستقرة نسبياً خلال الفترة من الربع الأول من عام 1990 حتى الربع الأول من عام 2003، وقد بلغ متوسط قيمة الرقم القياسي لأسعار الغذاء حوالي 93.6% مقارنة بسنة الأساس 2000،

وبمعدل نمو ربع سنوي بلغ حوالي 0.52%. وخلال الفترة الممتدة من الربع الثاني لعام 2003 حتى الربع الثاني من عام 2006، شهد الرقم القياسي لأسعار الغذاء في مصر اتجاهاً تصاعدياً حيث ترواحت قيمة الرقم القياسي لأسعار الغذاء بين 115.6% خلال الربع الرابع من عام 2003 و 96.3% خلال الربع الأول من عام 2004. ومنذ النصف الثاني من عام 2006، بدأت أسعار الغذاء في النمو المتسارع، حيث ارتفعت قيمة الرقم القياسي لأسعار الغذاء من حوالي 116% كمتوسط لعام 2006، إلى حوالي 130%، 162% خلال عامي 2007، 2008 على الترتيبين حيث شهدت هذه الفترة الموجتين الأولى والثانية لما عرف بأزمة الغذاء العالمية و الأزمة المالية العالمية مما نتج عنه ارتفاع الأسعار العالمية للغذاء، وكان طبيعياً أن تنتقل هذه الإرتفاعات إلى السوق المصري من خلال الواردات، نظراً للإرتباط الشديد بين أسعار الغذاء المحلية والأسعار العالمية بسبب كون مصر مستورداً صافياً للغذاء كما أوضحنا في مقدمة الدراسة. وفي ظل هذه الأوضاع الاقتصادية، تزايد معدل النمو في الرقم القياسي لأسعار الغذاء في مصر، حيث ارتفعت قيمته من 188.1% خلال عام 2009 إلى 225.3% خلال عام 2010. وتحت تأثير الأزمات الاقتصادية الناتجة عن الإضطرابات السياسية التي تشهدها المنطقة منذ عام 2011، استمرت أسعار الغذاء في النمو خلال الفترة من 2011 حتى 2014، حيث صعد الرقم القياسي لأسعار الغذاء من 260.2% خلال عام 2011 إلى حوالي 366.6% في عام 2014.

وبصورة إجمالية، يوضح للشكل رقم (1) أن أسعار الغذاء في مصر قد تطورت في نفس إتجاه تطور أسعار النفط العالمية خلال الفترة من 1990-2014، وهذا ما أكدته قيمة معامل الإرتباط التي تم حسابها بين متغير أسعار الغذاء ومتغير أسعار النفط العالمية لذات الفترة والتي بلغت حوالي 0.86؛ مما يوضح وجود العلاقة الإرتباطية القوية بين كل من المتغيرين، ويستثنى من ذلك بعض الفترات البسيطة، وخصوصاً خلال السنوات الثلاث الأخيرة، حيث إتجهت أسعار النفط للإخفاض في الأسواق العالمية في حين واصلت أسعار الغذاء ارتفاعها، ولكن كما سبق وأوضحنا أن أسعار النفط العالمية رغم أهميتها تبقى واحداً من عوامل عديدة محددة لأسعار الغذاء في الأسواق المحلية؛ وبالتالي فإن الإرتفاعات التي شهدتها أسعار الغذاء في مصر يمكن إرجاعها إلى عوامل أخرى، ومنها على سبيل المثال ما أوضحته دراسة Abu Hatab (2016c) حول أثر سعر الصرف وانخفاض قيمة العملة المحلية أمام الدولار الأمريكي؛ مما نتج عنه ارتفاع تكلفة الواردات الغذائية وبالتالي ارتفاع الرقم القياسي لأسعار الغذاء في السوق المحلية.

ثانياً: نتائج مراحل التقدير القياسي للنموذج للمدى الطويل والقصير

يوضح الجدول رقم 2 بالملحق نتائج اختبار فيليبس-بيرون للكشف عن مدى سكون متغيرات الدراسة، حيث يتبين من النتائج أنه لا يمكن رفض الفرض الصفري؛ مما يعني عدم سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات موضع الدراسة في مستوياتها (Level)، في حين أوضحت نتائج الاختبار أن المتغيرات تصبح ساكنة بعد أخذ الفرق الأول (First Difference) حيث كانت جميع القيم المطلقة المحسوبة للاختبار أكبر من القيم المطلقة الحرجة عند مستويات المعنوية 5%، مما يشير إلى أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، ومن ثم فإن ذلك يستدعي اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة للتحقق من وجود علاقة توازنية فيما بينها في المدى الطويل.

وفيما يتعلق باختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، فمما هو معلوم أنه يمكن إجراء اختبار جوهانسن بين أزواج المتغيرات، ولكن نظراً لإمكانية وجود تأثيرات متبادلة

بين كل منها والآخر؛ مما يؤثر على علاقاتها البيئية على المدى الطويل؛ فإنه قد تم اختبار التكامل المشترك بين متغيرات هذه الدراسة مجتمعة. وتطبيق منهجية جوهانسن على متغيرات الدراسة تبين -كما هو موضح بالجدول رقم (3) بالملحق- من اختبار الأثر واختبار القيمة المميزة العظمى أن القيمة المحسوبة الأولى لكل من الاختبارين أكبر من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوي 5%، مما يعني امكانية رفض فرضيات العدم حتى ($r \leq 1$) وبذلك يمكن إستنتاج وجود تكامل مشترك وعلاقات بين متغيرات الدراسة لا يمكن إهمالها على المدى الطويل. وبالنسبة لنتائج إختبار المعنوية المشتركة لمعاملات مستويات المتغيرات المبطة (اختبار الحدود)، فيمقارنة قيمة F المحسوبة في جدول (4) بالملحق مع القيم الحرجة الجدولية المناظرة وفقاً لـ Pesaran وآخرون (2001)، نجد أن قيمة F المحسوبة (24.21887) أعلى من القيم الجدولية للحدود الحرجة العليا عند مستوى 1% مما يدل على إمكانية رفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل، ومن ثم نستنتج وجود تكامل مشترك وعلاقة توازنية على المدى الطويل بين متغيرات الدراسة.

جدول رقم (7) نتائج تقدير النموذج في المدى القصير

المتغير	المعامل	الخطأ القياسي	قيم t-Statistic	الاحتمالية Prob.
LFP(-1)	-0.020705	0.010929	-1.894510	0.0616
LGDP(-1)	0.043808	0.021290	2.057723	0.0428*
LOP*(-1)	0.026583	0.008671	3.065678	0.0029*
LOP(-1)	0.043977	0.015196	2.893974	0.0049*
Δ F(-1)	-0.038788	0.104012	-0.372921	0.7102
Δ F(-2)	-0.101075	0.104393	-0.968220	0.3357
Δ GDP	0.110651	0.071434	1.548982	0.1252
Δ OP*	-0.016346	0.046111	-0.354485	0.7239
Δ OP*(-1)	0.088177	0.043477	2.028124	0.0458*
Δ OP*(-2)	-0.032726	0.040809	-0.801931	0.4249
Δ OP*	0.036374	0.031425	1.157467	0.2504
Δ OP(-1)	-0.019741	0.030828	-0.640357	0.5237
Δ OP(-2)	-0.058382	0.031555	-1.850173	0.0678
R-squared	0.334249		Mean dependent var	0.015893
Adjusted R-squared	0.237996		S.D. dependent var	0.030651
S.E. of regression	0.026756		Akaike info criterion	-4.278765
Sum squared resid	0.059420		Schwarz criterion	-3.931510
Log likelihood	218.3807		Hannan-Quinn criter.	-4.138399
Durbin-Watson stat	2.045591			

*معنوية عند مستوى ثقة 5%.

وعلى الرغم من تأكيد نتائج اختبار جوهانسن واختبار الحدود لوجود علاقة توازنية بين متغيرات الدراسة على المدى البعيد، فإن الإختبار لا يبين إتجاه العلاقة بين المتغيرات، وحيث أن الهدف من هذه الدراسة هو التعرف على أثر أسعار النفط العالمية على أسعار الغذاء في السوق المحلي المصري، فقد تم إجراء إختبار السببية لجرانجر بحيث تم التركيز على إختبار العلاقة المتجهة من متغير أسعار النفط العالمية إلى أسعار الغذاء المحلية. ومن خلال نتائج الإختبار الموضحة بالجدول رقم 5 بالملحق يتبين أن قيمة F المحسوبة هي 4.79971 وهي معنوية عند مستوى 5% ومن ثم يرفض الفرض الصفري مما يعني أن

هناك علاقة سببية تتجه من أسعار النفط في السوق العالمي إلى أسعار الغذاء في مصر، وأن تقلبات أسعار النفط العالمية تعتبر أحد محددات سعر الغذاء في السوق المصري.

وفيما يخص نتائج تقدير النموذج القياسي، فقد تم استخدام عدة معايير لإختيار فترة الإبطاء المثلى لتقدير المعادلة رقم (5)، ويوضح الجدول رقم (6) في الملحق نتائج هذه الإختبارات، ومنها يتبين أن عدد فترات الإبطاء الملائمة هو فترتان كما أوضحت نتائج أربعة معايير من جملة الخمسة معايير المستخدمة. وبعد ذلك تم الإعتماد على منهجية التدرج من العام إلى المحدد (General to Specific Procedure) لإختيار المعالم المثلى لتقدير النموذج. ويوضح الجدول رقم (7) نتائج تقدير النموذج للمدى القصير، وبالنظر إلى المتغيرات موضع الإهتمام وهما متغير إرتفاع أسعار النفط (ΔOP^+) ومتغير إنخفاض أسعار النفط (ΔOP^-)، أو بمعنى أدق تغيرات أسعار النفط إرتفاعاً و إنخفاضاً وعلاقة ذلك بأسعار الغذاء في السوق المصري، يتضح أن التأثير المعنوي الوحيد يظهر في حالة المتغير ΔOP^+ وذلك عند استخدام فترة إبطاء وحيدة، في حين أن جميع صور المتغير ΔOP^- لم ينتج عنها أية تأثيرات معنوية إحصائياً على أسعار الغذاء في السوق المصري خلال الفترة موضع الدراسة، مما يدل على غياب التأثير المعنوي لإنخفاض أسعار النفط العالمية على مستوى أسعار الغذاء في مصر في المدى القصير.

وفي ضوء هذه النتائج يمكن استنتاج أنه في حال حدوث صدمة (Shock) في سوق النفط العالمي بحيث ينتج عنها إرتفاع في أسعار النفط بنسبة 10%، فسوف تؤدي إلى إرتفاع مقابل في أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 8%، كما أن تأثير هذه الصدمة سيظهر خلال فترة واحدة (ثلاثة أشهر)، حيث أن بيانات الدراسة ربع سنوية). وبالنظر إلى القيمة الإحتمالية لمعامل المتغير ΔOP^- عند استخدام فترتي إبطاء، يتبين أنها تقترب من أن تكون معنوية عند مستوي ثقة 5%، وبصرف النظر عن الإشارة، فإن ما يمكن إستنتاجه ضمناً من هذه النتيجة-رغم عدم معنويتها- هو ببطء انتقال تأثير انخفاض أسعار النفط العالمي على أسعار الغذاء في مصر مقارنة بتأثير إرتفاع أسعاره. ويجب أن تكون هذه النتيجة مقلقة لصانعي السياسات في مصر، ولعل الوضع الراهن لمستوى أسعار النفط العالمية خير دليل على ذلك، فقد هوت أسعار النفط في الأسواق العالمية لتتفقد ما يعادل 75% من قيمتها خلال العامين الماضيين، حيث هبطت من قرابة 120 دولاراً للبرميل في صيف 2014 إلى نحو 27 دولاراً للبرميل خلال منتصف يناير من هذا العام، وقد استجابة أسعار الغذاء العالمية لهذه الإنخفاضات حيث يوضح العمران (2015) أنه خلال النصف الثاني من 2015 قد إنخفضت أسعار منتجات الغذاء، وعلى رأسها مجموعات الحبوب والبذور الزيتية، في الأسواق العالمية إلى أدنى مستوياتها منذ شهر يونيو 2010، كما شهد مؤشر 55 سلعة غذائية عالمية إنخفاضاً مستمراً منذ مارس 2013.

جدول رقم (8) نتائج النموذج القياسي في المدى الطويل

الاحتمالية Prob.	قيم t-Statistic	الخطأ القياسي	المعامل	المتغير
0.4442	-0.768335	0.032518	-0.024985	c
0.3464	0.946358	0.013971	0.013222	LGDP
0.0239	2.295753	0.007613	0.017477	LOP*
0.0424	2.058227	0.010956	0.022550	LOP*

*معنوية عند مستوى ثقة 5%.

وعلى الرغم من هذه التطورات على صعيدي أسعار النفط والغذاء العاملين، لا يتبين من مؤشرات الرقم القياسي لأسعار الغذاء في مصر لعامي 2015 و 2016 وجود استجابة معنوية لأسعار الغذاء في السوق المحلي. وعلى الرغم من أن مستوى أسعار الغذاء في السوق المحلي لا يفسره فقط مستوى أسعار النفط العالمية، إلا أن سعر النفط يبقى أحد العوامل المهمة كما أوضحنا ذلك في مقدمة الدراسة، ولذلك فتغيره ارتفاعاً أو إنخفاضاً يفترض أن يترتب عليه استجابة في نفس الإتجاه لأسعار الغذاء لا سيما في مصر كونها دولة مستوردة للغذاء. وفي هذا الصدد، أوضحت عدة دراسات سابقة أن غياب التأثير المعنوي لإنخفاض أسعار النفط على مستوى أسعار الغذاء في المدى القصير يمكن تفسيره بتأثير القوى السوقية (Market Power) والتي تتمكن من خلالها المنشآت العاملة في سوق الغذاء من التأثير في الأسعار من خلال الطلب أو تدفق السلعة ونوعيتها أو الوظائف التسويقية، ولذلك فإن سياسات الدعم الغذائي وكذلك السياسات الرامية لضبط الأسعار في مصر لن تكون ذات جدوى على المدى القصير طالما لم تتمكن الحكومة من إتخاذ التدابير التي تمكنها من إعادة توازن القوى السوقية لتمرير الأثر السعري الإيجابي لإنخفاض أسعار النفط العالمية إلى سوق الغذاء المحلي، وهذا يتطلب تفعيل قوانين حماية المنافسة ومنع الاحتكار، على أن يتم ذلك ليس فقط على مستوى تجار التجزئة ولكن على كافة مستويات وعناصر سلسلة عرض الغذاء (Supply Chain).

وفيما يتعلق بنتائج تقدير النموذج في المدى الطويل والموضحة بالجدول رقم (8)، فقد تم حسابها بناءً على نتائج الجدول رقم (7)، حيث يتبين منها وجود تأثير معنوي لتغيرات أسعار النفط العالمية (ارتفاعاً و إنخفاضاً) على أسعار الغذاء في السوق المحلي المصري، مما يعني وجود مسار نفاذ (Pass-Through) كامل لتغيرات أسعار الغذاء في السوق العالمي على أسعار الغذاء في مصر في المدى الطويل. فبناءً على نتائج الجدول رقم (8) يمكن القول بأنه في حال ارتفاع أسعار النفط العالمية بنسبة 10% فسترتفع أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 1.7% على المدى الطويل، في حين أن إنخفاض أسعار النفط في السوق العالمي بنسبة 10% سيترتب عليه إنخفاض أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 2.4% على المدى الطويل. وبمقارنة إستجابة أسعار الغذاء المحلية لتغيرات أسعار النفط العالمية على المدى القصير والطويل، يتضح تناقص التأثير على المدى الطويل، وهذا أمر طبيعي ويتسق مع نتائج الدراسات السابقة حيث أن التأثير في المدى القصير ينتج عنه صدمة في أسواق الغذاء يترتب عليها نتائج سريعة ذات تأثير أعلى، ثم تبدأ الأسواق في إستعادة توازنها مع مرور الوقت لتبقى التأثيرات الصافية على المدى الطويل ولذلك تكون قيم معاملات المتغيرات في المدى الطويل أقل نظيراتها في المدى القصير.

الملخص والتوصيات

باستخدام بيانات ربع سنوية تغطي الفترة 1990-2014، استهدفت هذه الدراسة القياس الكمي لأثر تقلبات أسعار النفط العالمية على أسعار الغذاء في السوق المحلي المصري وذلك من خلال تقدير نموذج للانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة لخطياً في الأجلين الطويل والقصير. وفيما يتعلق بالمدى القصير، فقد أوضحت النتائج أن ارتفاع سعر النفط في السوق العالمي بنسبة 10% يترتب عليه استجابة معنوية إحصائياً وفي نفس الإتجاه لأسعار الغذاء في مصر بنسبة 8%، يبدأ أثرها في الظهور خلال ثلاثة أشهر. وفيما يتعلق بإنخفاض سعر النفط العالمي، فقد أظهرت نتائج الدراسة عدم معنوية وبطء تأثيره على مستوى أسعار الغذاء في السوق المصري. وفيما يتعلق بنتائج تقدير النموذج في المدى

الطويل، فقد أظهرت النتائج وجود تأثير معنوي لتغيرات أسعار النفط العالمية (ارتفاعاً و إنخفاضاً) على أسعار الغذاء في السوق المحلي المصري، وتحديداً، فإن ارتفاع أسعار النفط العالمية بنسبة 10% ينتج عنه ارتفاع في أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 1.7% على المدى الطويل، في حين تنخفض أسعار الغذاء في السوق المصري بنسبة 2.4% في المدى الطويل في حال إنخفضت أسعار النفط في السوق العالمي بنسبة 10%. وفي ضوء هذه النتائج، فإنه يمكن استخلاص التوصيات التالية:

نظراً لوجود علاقة إرتباطية معنوية بين إرتفاع أسعار النفط العالمية وأسعار الغذاء في السوق المصري في المدى القصير والمدى الطويل، فتنبغي المراقبة المستمرة لتطورات أسعار النفط العالمية وإعتماد مبالغ في الميزانية الحكومية لمقابلة الإلتزامات الإضافية المتوقعة للإستيراد وذلك حتى لا تنتقل هذه الزيادات للسوق المحلي وتتسبب في زيادة مستوى أسعار الغذاء المحلية. كذلك، ففي ضوء نتائج الدراسة، إتضح أيضاً أنه بسبب عوامل العرض والطلب وتفاعل قوى السوق فإن إنخفاض أسعار النفط في الأسواق العالمية لا ينعكس بشكل معنوي على أسعار السلع الغذائية في السوق المصري، حيث تتمكن المنشآت العاملة في سوق الغذاء من إمتصاص التأثيرات الإيجابية لإنخفاض أسعار النفط العالمية ومنع انتقالها إلى السوق المحلي من خلال زيادة هوامشهم الربحية، وبالتالي تظل أسعار الغذاء مرتفعة في السوق المحلي ويتباطأ إنتقال الأثر الإيجابي لإنخفاض الأسعار العالمية، ولذلك فإن سياسات الدعم الغذائي وكذلك السياسات الرامية لضبط الأسعار لن تكون ذات جدوى على المدى القصير طالما لم تتمكن الحكومة من إتخاذ التدابير التي تمكنها من إعادة توازن القوى السوقية لتمرير الأثر السعري لانخفاض أسعار النفط العالمية إلى سوق الغذاء المحلي، وهذا يتطلب تفعيل قوانين حماية المنافسة ومنع الاحتكار، على جميع مستويات وعناصر سلسلة عرض الغذاء. وللمساعدة في تحقيق ذلك، ينبغي توعية المستهلكين لتغيير أنماط استهلاكهم الغذائي بما يتناسب مع وضع السوق، إضافة إلى قيام الحكومة بالتفاوض مع المنتجين والمستوردين الرئيسيين للمواد الغذائية الأساسية لضبط الأسعار وضمان الإمداد السلي. وفي هذا الصدد أيضاً، ربما يكون من الأولى أن تتأني الحكومة في الإنتقال من الدعم السلي إلى الدعم المادي للطبقات الفقيرة وذلك لأنه كما بينت نتائج الدراسة هناك علاقة طردية ومعنوية بين أسعار النفط وأسعار الغذاء في السوق المحلي على المدى الطويل والقصير تنتقل من خلالها الزيادة السعرية على المديين بصورة سريعة، في حين لا تظهر الأثار الإيجابية لإنخفاض الأسعار إلا في المدى الطويل، وعليه فإن مساعدة الطبقات الفقيرة مباشرة عن طريق الزيادة في دخولهم الشهرية سوف تمتصها تقلبات أسعار الغذاء الناتجة عن تقلبات أسعار النفط العالمية، ولذلك فالدعم السلي المباشر سيبقى وسيلة فاعلة على المدى القصير حتى تتمكن الحكومة من وضع استراتيجية طويلة المدى لضبط أسعار الغذاء من خلال التأثير على كل من عوامل الطلب والعرض.

وأخيراً، فإنه في ظل التوقعات بارتفاع أسعار النفط العالمية خلال السنوات الخمس القادمة في ظل توقعات تعافي الاقتصاد العالمي، وكذلك في ظل توقعات ارتفاع أسعار الغذاء العالمي بسبب تغيرات المناخ والإضطرابات السياسية في منطقة الشرق الأوسط إلى جانب السياسات الزراعية الجديدة للدول الصناعية وللولايات المتحدة الأمريكية والتي تشجع المزارعين على التوسع في زراعة محاصيل لإنتاج الوقود الحيوي، والذي سيأتي على حساب الدول المستوردة للغذاء مثل مصر؛ فينبغي أن تكون الحكومة مستعدة لمواجهة ارتفاعات أسعار الغذاء في السوق المحلي مستقبلاً، لذا فالسياسات الاقتصادية يجب أن تترجم في شكل برامج طويلة الأمد للتعامل مع تضخم أسعار الغذاء بحيث تتمكن من تفادي تأثيرته

السلبية على الطبقات الفقيرة وما قد يترتب على ذلك من تأثيرات سلبية على الاستقرار السياسي والسلم الإجتماعي.

قائمة المراجع

المراجع العربية:

- الخاطر، خالد بن راشد (2015). تحديات انهيار أسعار النفط والتنويع الاقتصادي في دول مجلس التعاون. المركز العربي للأبحاث ودراسة السياسات. أغسطس 2015. الدوحة، قطر.
- عامر العمران (2016). الاقتصاد الدولي بين اسعار النفط والغذاء. مركز الروابط للبحوث والدراسات الاستراتيجية، لل مايو 2015.
- محمد شايب، نعيمة برك (2014). الامن الغذائي واشكالية ارتفاع قائمة أسعار الغذاء عالمياً. بحوث اقتصادية عربية، العدد 65 شتاء 2014
- منى، يونس حسين (2010)، الوصول إلى الرفاهية :علاقة بعض المكونات الاقتصادية بتوزيع الدخل والثروة الوطنية)، الدار العربية للعلوم ، بيروت، لبنان.
- ناهد عبد اللطيف (2010). تأثير أزمة الغذاء العالمية على الأمن الغذائي المصري ، مجلة بحوث اقتصادية عربية ، الجمعية العربية للبحوث الاقتصادية ، أكتوبر 2010.

المراجع الأجنبية

- Abu Hatab, A. (2016a). Food Price Volatility & Political Unrest: The case of the Egyptian "Arab Spring". CIHEAM, The Watch Letter n° 36 on "Crises and resilience in the Mediterranean agricultural and rural worlds". April 2016: 76-84.
- Abu Hatab, A. (2016b). "Beyond Oil": GCC economic prospects and future relations with China. Al-Mesbar Studies & Research Center, Dubai, UAE. Accepted book chapter. In Press.
- Abu Hatab, A. (2016c). Exchange Rate Volatility & the Performance Of Egyptian Agricultural Exports: A Vector Error Correction Model. Mansoura University's Journal for Agricultural Sciences. Accepted manuscript (August, 2016).
- Abu Hatab, A. & Nsanimana, A. (2016). Dynamic Analysis of Egyptian Orange Exports to Russia: An ARDL Approach, Agricultural Economics Review. In press.
- Arezki, M. R. & Bruckner M. (2011). Food prices and political instability, IMF Working Paper No. 11-62. Washington DC.: IMF.
- Baffes J (2007) Oil spills on other commodities. Resource Policy 32(3):126–34
- Baffes J, Dennis A (2013) Long-Term Drivers for Food Prices, The World Bank Policy Research Work Paper No. 6455.
- Bellemare, M.F. (2015). Rising food prices, food price volatility, and social unrest." American Journal of Agricultural Economics 97.1 (2015): 1-21.
- Chen S.T, Kua H.I, Chen C. (2010) Modelling the relationship between the oil price and global food prices. Appl Energy, 87(7):2517–25
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 424-438.
- Ibrahim, H.M. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL. Agricultural and Food Economics, 3(2): 1-14.

- Lambert DK, Miljkovic D (2010) The sources of variability in US food prices. *J Policy Model* 32:210–222.
- Nazlioglu S, Soytas U (2011) World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging market. *Energy Economics* 33(3):488–96.
- Pesaran MH, Shin Y (1999) An autoregressive distributed lag modelling approach to co-integration analysis. In: Storm S (ed) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11. Cambridge University Press, Cambridge
- Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *J Applied Econometrics* 16:289–326
- Reboredo JC (2012) Do food and oil prices co-move? *Energy Policy* 49:456–67.
- Schoreret Y (2003) Asymmetric Co-integration. Working Paper. Department of Economics, University of Geneva
- Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M (2011) Modelling Asymmetric Co-integration and Dynamic Multiplier in a Nonlinear ARDL Framework, Mimeo
- Zhang Q, Reed M (2008) Examining the Impact of the World Crude Oil Price on China's Agricultural Commodity Prices: the Case of Corn, Soybean, and Pork. The Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Dallas, TX
- Helbling, T. & Roache, S. (2011). Rising Prices on the Menu. *Finance & Development*, March 2011, 48(1), 24-27.

IMPACT OF INTERNATIONAL OIL PRICE CHANGES ON DOMESTIC FOOD PRICES IN EGYPT USING A NON-LINEAR AUTO-REGRESSIVE DISTRIBUTED LAG MODEL (NARDL)

This study applies a non-linear autoregressive distributed lag model to a quarterly time series dataset covering the period 1990-2014 to examine the impact of international oil price changes on domestic food prices in Egypt. The econometric results show that, in the short run, a 10% increase in international oil prices would lead to an increase of about 8% in the level of Egypt's domestic food prices. In contrast, the results point out to the absence of a significant impact of international oil price decline on Egyptian domestic food prices in the short run. With respect to long run estimates, the results indicate that positive and statistically significant relationship exist between international oil price changes (both increases and decreases) and the level of domestic food prices in Egypt. Specifically, a 10% increase in international oil prices would result in around 1.7% increase in food prices in Egypt; whereas a decline of 10% in oil prices in the international market would lead to a decline of about 2.4% in the level of domestic food prices in the country. In light of these results, the study concluded certain number of policy recommendations that may help enhance the resilience of the Egyptian food market to changes in international oil prices, mitigate the negative impacts of

food price inflation on poor segments of the Egyptian population, and avoid adverse effects on social stability.

الملحق

جدول رقم (1): التوصيف الإحصائي لمتغيرات الدراسة

المقياس	أسعار النفط العالمية (دولار للبرميل) OP	الناتج المحلي الإجمالي (مليار دولار) GDP	أسعار الغذاء المحلية (الرقم القياسي) FP
Mean	47.55213	30.52584	143.2844
Median	27.86167	22.57816	101.8167
Maximum	121.3967	72.46190	388.7367
Minimum	11.18667	9.454006	84.16667
Std. Dev.	35.37386	18.81821	81.14228
Skewness	0.824288	1.017022	1.534657
Kurtosis	2.167233	2.641718	4.072043
Jarque-Bera	14.21375	17.77377	44.04151
Probability	0.000819	0.000138	0.000000
Sum	4755.213	3052.584	14328.44
Sum Sq. Dev.	123879.7	35058.39	651822.9
Observations	100	100	100

جدول رقم 2: نتائج اختبار استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة باستخدام طريقة فيليبس-بيرون

المتغير	صيغة المتغير	القيمة المحسوبة	القيمة الحرجة عند 5%	حالة السلسلة
الرقم القياسي لأسعار الغذاء	المستوى	8.092406	2.890926-	غير مستقرة
	الفرق الأول	6.020311-	2.891234-	مستقرة
الناتج المحلي الإجمالي	المستوى	0.304577	2.890926-	غير مستقرة
	الفرق الأول	4.479800-	2.891550-	مستقرة
أسعار النفط العالمية	المستوى	1.113719-	2.890926-	غير مستقرة
	الفرق الأول	8.959100-	2.891234-	مستقرة

جدول رقم 3: نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة باستخدام اختباري الأثر والقيم المميزة العليا

فرضية العدم	القيم الذاتية	القيم المحسوبة	القيم الحرجة عند 5%
r=0	0.338316	*62.32230	47.85613
r≤1	0.151397	22.67749	29.79707
r≤2	0.053891	6.917813	15.49471
r≤3	0.016525	1.599672	3.841466
القيم المميزة العظمى			
r=0	0.338316	*39.64481	27.58434
r≤1	0.151397	15.75968	21.13162
r≤2	0.053891	5.318140	14.26460
r≤3	0.016525	1.599672	3.841466

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values