قياس العلاقة السببية بين الانفتاح التجاري والانبعاثات الكربونية في جمهورية مصر العربية

نشوى مصطفى على محمد*

مقدمـــة

تعتبر التغيرات المناخية، وآثارها السلبية على ارتفاع درجة حرارة الكرة الأرضية، محل اهتمام متزايد من قبل البيئيين والاقتصاديين على حد سواء، الأفراد والحكومات، وأيضا المنظمات الدولية. والتى تنتج عن التنمية الصناعية والتوسع في الزراعات وإزالة الغابات والتغير في استخدام الأراضي. ويمثل برتوكول كيوتو Kyoto، الذي دعت له منظمة الأمم المتحدة، أحد أشكال التعاون الدولي لخفض الانبعاثات التي تسبب التغيرات المناخية، والذي دخل حيز التنفيذ منذ فبراير عام ٢٠٠٥.

تعد انبعاثات ثاني أكسيد الكربون من ضمن الملوثات الرئيسية المسببة للتغيرات المناخية وظاهرة الاحتباس الحراري عالميا،[1] والتي تتسبب بدورها في عديد من التأثيرات السلبية على مصر، من حيث ارتفاع مستوى سطح البحر، ونقص موارد المياه العذبة وعدم إمكانية زراعة بعض المحاصيل، فضلا عن إلحاق الضرر بالسياحة والصحة، الأمر الذي يقود إلى التأثير السلبي على قطاعات الاقتصاد القومي ككل.

ويشير تقرير حالة البيئة في مصر[2] لعام ٢٠٠٨، إلى ارتفاع كمية الانبعاثات في مصر بالمليون طن مكافئ من ثاني أكسيد الكربون من ١١٦,٦٠٨ عام ١٩٩٠ إلى ٢٢٥,٦٢٨ عام ٢٠٠٨، بالمقابل ارتفاع نصيب مصر من كمية الانبعاثات عالميا من ٠,٣٥٪ إلى ٠,٩٦٪، وزيادة نصيب الفرد من هذه الانبعاثات من ١,٩ طن/سنة إلى ٢,٩٣ طن/سنة ما بين هذين العامين.[3]

---

* د. نشوى مصطفى على محمد – مدرس بقسم الاقتصاد والتجارة الخارجية – كلية التجارة وإدارة الأعمال– جامعة حلوان.

ولقد تعددت الدراسات التي تبحث في العوامل الاقتصادية المسببة للتلوث البيئي. ويعد منحنى كوزنتس البيئي The Environmental Kuznets Curve من أكثرها شيوعا، والذي يشير إلى وجود علاقة بين الدخل والتلوث البيئي، يختلف نوعها باختلاف مستوى النمو الاقتصادي الذي تمر به الدولة. فإذا كانت بالمراحل الأولي للنمو الاقتصادي، فإن العلاقة بين الدخل والتلوث تكون طردية، بمعنى أن زيادة الدخل يترتب عليه زيادة التلوث البيئي. في حين تكون العلاقة عكسية مع تقدم مراحل النمو الاقتصادي، حيث توجه الزيادة في الدخل إلى الطلب على السلع البيئية، وبالتالي تشجيع الإنتاج الأنظف الأقل تلويثا للبيئة.

ويتأثر مستوى الدخل القومي بحجم التجارة الخارجية ودرجة الانفتاح التجاري للدولة على العالم الخارجي. فوفقا لنظرية التجارة الدولية، تسمح التجارة للدولة المتاجرة بالتخصص في إنتاج السلع والخدمات التى لديها ميزة نسبية فيها، بما يحسن من كفاءة تخصيص الموارد ويرفع إنتاجيتها، ومن ثم يرتفع الإنتاج وتتحقق اقتصاديات الحجم، وهو ما يقود إلى ارتفاع مستويات الدخول الحقيقية وتعزيز النمو الاقتصادي. غير أن التوسع في النشاط الإنتاجي قد يترتب عليه افراط في استغلال الموارد البيئية، وتدمير البيئة. وبالتالي فإن التجارة الخارجية تؤثر على مستوى الجودة البيئية من خلال قناة الدخل القومي. وبناء على ما سبق يمكن صياغة مشكلة البحث في السؤال التالي:

إلى أي مدى يمكن تفسير التلوث البيئي بانبعاث ثاني أكسيد الكربون في مصر بالانفتاح التجاري من خلال قناة الدخل القومي؟.

ويقوم البحث على فرضية أساسية مؤداها: "توجد علاقة سببية بين الانفتاح التجاري والانبعاثات الكربونية من خلال قناة الدخل القومي". ويتم تطبيق البحث على جمهورية مصر العربية خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٥، وفقا لما هو متاح من بيانات عن المتغيرات محل البحث.

يهدف البحث إلى التعرف على تأثير التجارة الخارجية لمصر على الجودة البيئية فيها، وإلقاء الضوء على القنوات التى يمكن أن يتحقق من خلالها هذا التأثير. ورغم كثرة الدراسات التطبيقية التى تناولت أثر السياسات البيئية على التجارة، فإن أهمية هذا البحث تتمثل في ندرة الدراسات التي تبحث في

الاتجاه المعاكس للعلاقة أى أثر التجارة على البيئة، خاصة في جمهورية مصر العربية، واختلاف البحث في الأسلوب القياسي المستخدم لإثبات العلاقة بين المتغيرات.

تعتمد منهجية البحث على الأسلوب الوصفي في عرض المفاهيم وتوضيح العلاقة بين متغير التجارة الخارجية والانبعاثات الكربونية ، والأسلوب الرياضي في حساب المؤشرات المعبرة عن هذه المتغيرات. كما يتم الاستناد على الأسلوب القياسي لاختبار العلاقة السببية بين التجارة الخارجية والانبعاثات الكربونية من خلال تطبيق تحليل يوهانسن للتكامل المشترك واختبار سببية جرانجر من خلال نموذج متجه الانحدار الذاتيVector Autoregression (VAR) Model، فضلا عن تقدير نموذج VAR للتنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغيرات محل البحث.

يتم تقسيم البحث إلى عدة نقاط، أولا: أثر التجارة على البيئة: الخلفية النظرية والدراسات السابقة، ثانيا: المتغيرات ومصادر البيانات، ثالثا: النموذج القياس، وأخيرا الخلاصة والنتائج.

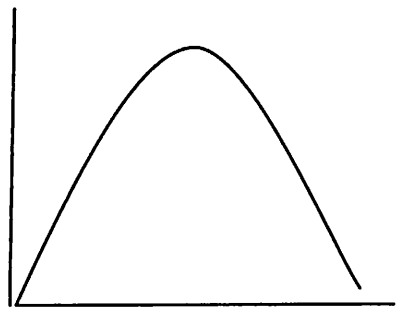
أولا: أثر التجارة على البيئة: الخلفية النظرية والأدبيات السابقة

تناولت الأدبيات الاقتصادية العلاقة بين التجارة والبيئة، حيث حددت قناتين لانتقال هذا الأثر. القناة الأولى هى قناة الدخل، القناة الثانية، فتتمثل في العوامل الأخرى بخلاف الدخل، والتي تم تناولها ضمن ثلاثة فرضيات، هى فرضية السباق إلى القاعRace to The Bottom Hypothesis ، وفرضية مكاسب التجارة Gains from Trade Hypothesis، وفرضية ملاذات التلوث Pollution Havens.

القناة الأولي، وتتعلق بأثر التجارة على البيئة من خلال قناة الدخل، فإن منحنى كوزنتس البيئي The Environmental Kuznets Curve يعبر عن العلاقة بين مؤشرات التدهور البيئي[٤] ونصيب الفرد من الدخل. فعند المراحل الأولي للنمو الاقتصادي، يزيد التلوث والتدهور البيئي، ولكن بعد مستوى معين من نصيب الفرد من الدخل[٥] (والذي يختلف باختلاف المؤشر المستخدم) يحدث العكس، أي أنه عند المستويات المرتفعة من الدخل، يؤدي النمو الاقتصادي إلى تحسين الجودة البيئية. هذا يعنى أن المنحنى المعبر عن مؤشر الأثر البيئي يأخذ شكل حرف U مقلوب، في علاقته بنصيب الفرد من الدخل، كما يتضح من الشكل التالي.

شكل رقم (١): منحنى كوزنتس البيئي

مستوى التلوث



نصيب الفرد من الدخل .

المصدر: أعد بواسطة الباحثة.

وتعود تسمية هذا المنحنى إلى Kuznets (1955) ، الذي أفترض أن تفاوت الدخل أولا يرتفع ثم ينخفض مع تقدم عملية التنمية الاقتصادية. أما مفهوم منحنى كوزنتس البيئي فقد ظهر في أوائل التسعينات من القرن العشرين في دراسة كل من Grossman and Krueger(1991)، وأصبح معروفا من خلال تقرير البنك الدولي للتنمية العالمية عام ١٩٩٢. وبعد ذلك قليلا ما أثبتت الدراسات التطبيقية صحة العلاقة التي يفترضها هذا المنحنى، حيث يرون أن التنمية الاقتصادية والجودة البيئية هى أهداف متعارضة. في حين يرى مؤيدو هذا المنحنى أنه عند المستويات المرتفعة من التنمية الاقتصادية، يحدث تغير هيكلي نحو الخدمات والصناعات كثيفة المعلومات، يصاحبه زيادة في الوعي البيئي والإنفاق على التكنولوجيا والابتكارات البيئية ووضع تنظيمات بيئية، يترتب عليه انخفاض تدريجي في التدهور البيئي.[٦]

ولقد توصلت دراسة Dean(2002)، المطبقة على ملوثات المياه في الصين خلال الفترة ١٩٨٧-١٩٩٥، إلى أن تحرير التجارة يؤدي إلى الحد من الضرر البيئي بشكل غير مباشر، من خلال تأثيره على نمو الدخل.[٧]

القناة الثانية، والتي تتمثل في العوامل الأخرى بخلاف الدخل التي تؤثر من خلالها التجارة على البيئة، فتم التعبير عنها في ثلاثة فرضيات، أولها فرضية السباق إلى القاع والتي تشير إلى قيام الدول المنفتحة على العالم الخارجي بتبني سياسات بيئية متساهلة، رغبة منها في الحفاظ على تنافسيتها عالميا.

حيث إن الالتزام بتطبيق التنظيمات البيئية المتشددة يرفع من تكلفة الإنتاج، بما يعرض المنشآت المحلية للخسائر وفقد قدرتها التنافسية. وهو ما يعنى أن ارتفاع درجة الانفتاح التجاري يسهم في انخفاض الجودة البيئية. في المقابل، تشير فرضية مكاسب التجارة إلى أن التجارة يمكن أن تؤثر ايجابيا على البيئة، حيث إن تخفيض الحواجز الجمركية والاستثمارات الأجنبية يساعد على نقل تكنولوجيات الإنتاج الأنظف وتشجيع الابتكارات البيئية. فضلا عن الانفتاح التجاري والعولمة يؤديان إلى زيادة درجة الاعتماد المتبادل بين الدول، الأمر الذي يدفعهم إلى عمل ترتيبات للتعاون الدولي في مجال خفض التلوث البيئي.

وتقوم فرضية ملاذات التلوث Pollution Havens على أن الدول الفقيرة ذات الدخل المنخفض نسبيا ستكون أكثر تلوثا مع الانفتاح التجاري، نظرا لتبنيها تنظيمات بيئية أقل تشددا، ومن ثم انخفاض تكاليف الحد من التلوث لديها، بما يعطيها ميزة نسبية في إنتاج وتصدير السلع الملوثة للبيئة. ولقد تشككت الدراسات التطبيقية بواسطة كل من Grossman and Krueger(1993), Jaffe et.al(1995), and Tobey(1990) في صحة فرضية ملاذات التلوث لأنهم وجدوا أن تدفقات التجارة الدولية تستجيب بصفة رئيسية للميزة النسبية الناتجة عن معطيات عوامل الإنتاج وليس درجة تشدد أو تساهل التنظيمات البيئية في الدولة.[٨]

وفقا للنظرية التقليدية الحديثة في التجارة الدولية لكل من Hechscher/Ohlin and Samuelson تقوم التجارة الدولية على اختلاف معطيات عوامل الإنتاج بين الدول، وبالتالي الدول ذات الوفرة النسبية في رأس المال، تتخصص في إنتاج السلع المصنعة، والتي هى أكثر تلويثا للبيئة. في حين أن الدول ذات الوفرة النسبية في عنصر العمل تتخصص إنتاج السلع الزراعية والخدمات الأقل تلويثا للبيئة. معنى ذلك أن الدول المتقدمة ستتخصص في إنتاج السلع الملوثة بينما تتخصص الدول النامية في إنتاج السلع النظيفة. غير أن هذا لا يتفق مع الواقع ونتائج الدراسات التطبيقية.

وبالتالي فإن نمط التجارة الدولية يمكن تفسيره بناء على تفاعل أثرين، هما الوفرة النسبية في عوامل الإنتاج والسياسة البيئية، وتتحدد الأخيرة بدورها بمستوى الدخل. فقد تكون الدولة ذات وفرة نسبية في عنصر رأس المال، وبالتالي ينبغي عليها تصدير سلع كثيفة رأس المال(ملوثة)، إلا أن السياسة البيئية المتبعة قد تغير نمط التجارة الدولية.

وقدم Mukhopadhyay(2006) دراسة تطبيقية لاختبار الفرضيات المفسرة للعلاقة بين تحرير التجارة والبيئة، بالتطبيق على دولة تايلاند وشركائها التجاريين في منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية، خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠٠)، باستخدام نموذج المدخلات المخرجات. وتوصل إلى صحة فرضية ملاذات التلوث بالنسبة لتايلاند، مبررا ذلك بتراخي السياسيات البيئية وعدم فعالية تنفيذها، وأن تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر لتايلاند، رغم أن تسهم في زيادة صادراتها إلا أنها غير صديقة للبيئة، فضلا عن تحول هيكل الصادرات عن السلع الزراعية إلى السلع المصنعة كثيفة رأس المال.[٩]

حاول Antweiler et al. (2001) وضع نموذج نظري لقياس آثار التجارة على التلوث البيئي، والتي قسمها إلى ثلاثة آثار هى: آثار الحجم Scale Effects ، الآثار الفنية Technique Effects، آثار تركيبة الإنتاج Composition Effects.[١٠]

تشير آثار الحجم Scale Effects إلى الآثار البيئية الناتجة عن زيادة حجم الإنتاج مع زيادة التحرير التجاري. وهو أثر سلبي على البيئة إذ تزيد الانبعاثات مع زيادة النشاط الاقتصادي. بينما الآثار الفنية Technique Effects تتمثل في التحول إلى طرق الإنتاج الأنظف استجابة للطلب على السلع البيئية، الذي حدث بفعل الزيادة في الدخل الناتجة عن تحرير التجارة. أي أن الآثار الفنية للتجارة على البيئة موجبة، حيث تنخفض الانبعاثات مع زيادة الإنتاج الأنظف على حساب الإنتاج غير النظيف.

وتوضح آثار تركيبة الإنتاج Composition Effects أن التغيرات في نوعية الإنتاج، الناتجة عن التجارة، تؤثر على البيئة. حيث تتنبأ كل من فرضية ملاذات التلوث ومعطيات عوامل الإنتاج بأن الانفتاح التجاري سيؤدي إلى قيام الإنتاج على أساس الميزة النسبية، التي قد يكون مصدرها الوفرة النسبية لعنصر إنتاجي معين أو تراخي السياسات البيئية، فقد تكون الدول ذات وفرة نسبية في عنصر رأس مال ولكن ينخفض إنتاج السلع كثيفة رأس المال (الملوثة) نظرا لتشدد السياسيات البيئية. وقد تكون الدولة ذات وفرة نسبية في عنصر إنتاجي غير ملوث ولكن يزيد فيها إنتاج السلع الملوثة لتراخي السياسيات البيئية فيها. وبالتالي فإن أثر تركيبة الإنتاج قد يكون أثرا ايجابيا أو سلبيا على البيئة اعتمادا على الحجم النسبي لأثر كل من معطيات عوامل الإنتاج و السياسات البيئية.

وقام Antweiler et al.(1998) باختبار مدي صحة النموذج النظري لقياس أثر التجارة على البيئة من خلال أثر تركيبة الإنتاج Composition Effect باستخدام بيانات عن تركزات ثاني أكسيد الكبريت، وتوصل إلى أن التجارة الدولية تتسبب في حدوث تغيرات صغيرة نسبيا في تركزات التلوث عندما تتغير

تركيبة الإنتاج القومي. في حين توصلت دراسة Qureshi (2005) المطبقة على باكستان خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠٠٠)، إلى أن تحرير التجارة يؤدي إلى تغير تركيبة الإنتاج نحو الصناعات كثيفة التلوث.[١١]

وفيما يتعلق بأثر الحجم والأثر الفني الناتج عن التجارة، وجد أن التجارة تؤدي إلى انخفاض التلوث. وانتهى إلى أن محصلة الآثار الثلاثة هى أن تحرير التجارة يؤثر تأثيرا ايجابيا على البيئة. فإذا ترتب على تحرير التجارة زيادة نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١٪ فإن تركزات التلوث تنخفض بنفس النسبة. كما توصل إلى أن تغيرات الدخل المدفوعة بالتجارة والتقدم التكنولوجي تؤدي إلى انخفاض التلوث، في حين أن التغيرات في الدخل المدفوعة بالتراكم الرأسمالي ترفع مستوى التلوث. حيث أن التراكم الرأسمالي يزيد من إنتاج السلع كثيفة التلوث بينما التقدم التكنولوجي والتجارة لا تؤدي لذلك. ومن ثم يمكن القول أن تأثير النمو الاقتصادي على التلوث يعتمد على مصدر هذا النمو.

وبصفة عامة، انقسمت الدراسات التطبيقية التي تناولت العلاقة بين التجارة والبيئة بين ثلاثة اتجاهات. الاتجاه الأول، انصب اهتمامهم الرئيسي على النمو ومستويات التلوث، وفسروا نتائجهم بتفوق أثر الحجم على الأثر الفني، ومنها دراسة Grossman and Krueger(1993,1995).[١٢] الاتجاه الثاني، تمثل في الدراسات التى تناولت كيف تؤثر التدفقات التجارية على تكاليف الحد من التلوث أو صرامة التنظيمات البيئية في الدول أطراف التبادل الدولي، وهذا الاتجاه ترجع أصوله إلى Tobey(1990).[١٣] الاتجاه الثالث، تعلق بكيف تؤدي التغيرات في الإنتاج وتدفقات التجارة إلى تغيير كثافة تلوث الإنتاج في كل من الدول النامية والمتقدمة، ومنها دراسة Low and Yeats(1992).[١٤]

وتشير نتائج الدراسات السابقة إلى وجود دليل ضعيف على العلاقة بين تحرير التجارة والتغيرات في البيئة، بالإضافة إلى عدم وجود دليل قوى على أن التغيرات في تكاليف الحد من التلوث هى محدد هام لتدفقات التجارة. ومع ذلك يوجد دليل على أن الزيادة في الدخل ستؤدي، بعد نقطة معينة، إلى انخفاض تركزات التلوث، ولكن الدور الذي تلعبه التجارة في تحقيق ذلك غير قاطع. أخيرا فإن تركيبة الصادرات لبعض الدول النامية أصبحت أكثر تلويثا.

ثانيا: المتغيرات ومصادر البيانات:

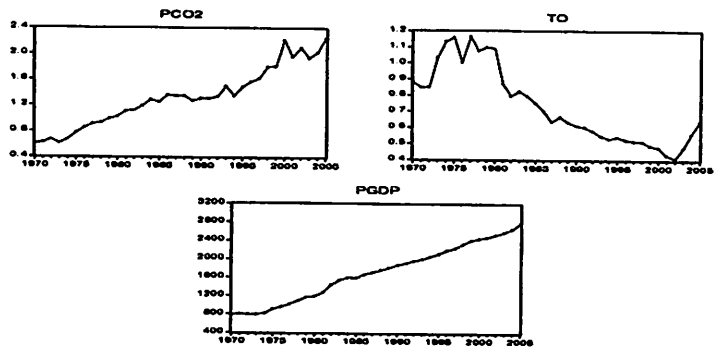
تم الاعتماد في هذا البحث على بيانات سنوية تغطي الفترة (١٩٧٠- ٢٠٠٥)، عن المتغيرات التالية:

– متوسط نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون كمؤشر للتلوث البيئي (PCO2)، والتي تم الحصول عليه من إحصاءات البنك الدولي على الانترنت، مؤشرات التنمية العالمية World Development Indicators(WDI).

– الانفتاح التجاري (TO)، مقاسا بحاصل جمع إجمالي الصادرات والواردات بالقيم الحقيقية، مقسوما على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (بالجنيه المصري). وتم الحصول عليه من إحصاءات الأمم المتحدة على الانترنت، National Accounts Main Aggregates Database.

– نصيب الفرد من الدخل(PGDP)، وتم التعبير عنه بمتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، الذي هو خارج قسمة الناتج المحلي الحقيقي(بالجنيه المصري) على عدد السكان. وتم الحصول عليه من نفس المصدر السابق مباشرة. ويمكن توضيح تطور قيم المتغيرات السابقة من خلال الشكل التالي رقم (١).

شكل رقم (١): السلاسل الزمنية للوغاريتم قيم المتغيرات خلال الفترة (١٩٧٠–٢٠٠٥)



يتضح من الأشكال البيانية السابقة التزايد المطرد لكل من متغير نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي(PGDP) ومتغير نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون (PCO2) خلال الفترة محل البحث. ويدلنا الاتجاه العام للمتغيرين على وجود علاقة طردية بين الدخل والتلوث في مصر، وهو ما يعنى وقوع مصر في المرحلة الأولي لمنحنى كوزنتس البيئي، وأن مستوى الدخل فيها لم يصل بعد للحد الذي تتحول عنده هذه العلاقة لتكون عكسية. في حين يأخذ مؤشر الانفتاح التجاري(TO) يأخذ اتجاه عام هبوطي حتى عام ٢٠٠٢، ثم يرتفع في السنوات التالية له حتى عام ٢٠٠٥، ومن الملاحظ أنه كان في

أعلى مستوياته في عقد السبعينات من القرن العشرين، وهى الفترة التي شهدت تبني مصر لسياسة الانفتاح الاقتصادي عام ١٩٧٤.

ويوضح الجدول التالي رقم (١) تطور متوسط قيم المتغيرات السابقة، بالإضافة إلى مؤشرات الانفتاح التجاري الأخرى[١٥]، وهى نسبة إجمالي قيمة الواردات إلى الناتج المحلي الجمالي (IM/GDP)، ونسبة إجمالي قيمة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي (EX/GDP)، بالقيم الحقيقية. ويتضح من الأرقام الواردة فيه، أن ارتفاع قيمة المؤشر، في فترة السبعينات من القرن العشرين، تعود بشكل كبير إلى زيادة نسبة الواردات إلى الناتج مقارنة بنسبة الصادرات إلى الناتج.

جدول رقم (١): تطور متوسط قيم المتغيرات

PCO2	TO	EX/GDP	IM/GDP	PDGP	الفترة
0.68	0.99	0.33	0.66	840.18	(1970-1976)
0.99	1.01	0.36	0.66	1163.84	(1977-1983)
1.29	0.72	0.28	0.44	1672.24	(1984-1990)
1.41	0.56	0.28	0.28	2020.62	(1991-1997)
1.97	0.50	0.26	0.25	2503.41	(1997-2005)

المصدر: أعد بواسطة الباحثة، اعتمادا على :

- World Bank, world Development Indicators, Online Database.
- United Nations, National Accounts Main Aggregates Database.

وبتحليل الجدول التالي رقم (٢) والشكل رقم (٢)، الذي يعبر عن متوسط قيم المتغيرات المحسوب منها مؤشر الانفتاح التجاري، يلاحظ أن حجم التجارة الخارجية في تصاعد، والذى هو حاصل جمع الصادرات والواردات، وأيضا الناتج المحلي الإجمالي. وتشير الارقام إلى أن نسبة التغير، بصفة عامة، في الناتج أكبر من نسبة التغير في حجم التجارة، وهو ما يبرر الاتجاه الهبوطي لمؤشر الانفتاح التجاري.

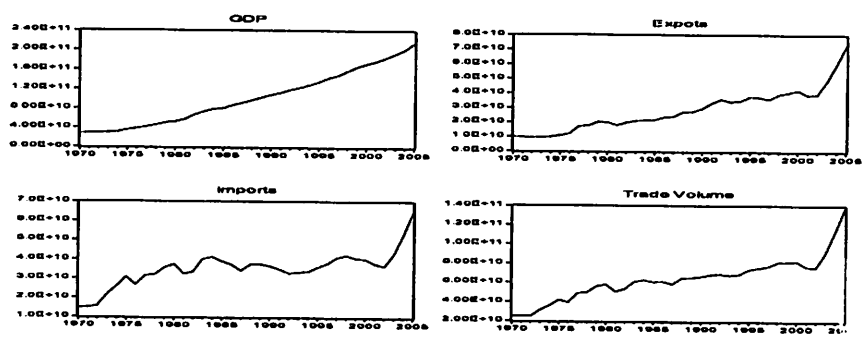
جدول رقم (٢): مكونات مؤشر الانفتاح التجاري (القيم حقيقية بالمليون جنيه)

الفترة	حجم التجارة	نسبة التغير	الواردات	الصادرات	الناتج المحلي الإجمالي	نسبة التغير
١٩٧٠	٣٥٥٢,١٥١	٠	٢١٢٤,٦١٢	١٤٢٧,٥٣٩	٤٠٢٧,٥٩	٠
١٩٧٧ ١٩٨٣	٦٩٩٥,٧٦٨	٪٩٧	٤٥١٣,٣٥٩	٢٤٨٢,٤٠٩	٦٠٠١,٠٥٥	٪٤٩
١٩٨٤ ١٩٩٠	٨٩٦٣,٤٤٢	٪٢٨	٥٨٩٠,٩٦٥	٣٠٧٢,٤٧٧	١١٢٩١,٧٩	٪٨٨
١٩٩١ ١٩٩٧	٩٧٤٨,٧١	٪٩	٤٩٦٦,٩٥٣	٤٧٨١,٧٥٧	١٦١٤٣,٤٧	٪٤٣
١٩٩٨ ٢٠٠٥	١٠١٧٩,١٦٠٣	٪٤	٥٢٦١,٩٩٤٣٧	٤٩١٧,٩٢١٦٦٨	١٩٧٤٦,٤٠٨١١	٪٢٢

المصدر: أعد بواسطة الباحثة، اعتمادا على :

- World Bank, world Development Indicators, Online Database.
- United Nations, National Accounts Main Aggregates Database.

شكل رقم (٢): مكونات مؤشر الانفتاح التجاري



المصدر: أعد بواسطة الباحثة، اعتمادا على :

- World Bank, world Development Indicators, Online Database.
- United Nations, National Accounts Main Aggregates Database.

ثالثا: النموذج القياسي:

يتخذ بناء النموذج القياسي عدة خطوات كما يلي:[١٦]

١- اختبار مدى سكون السلاسل الزمنية:

إذا كانت متغيرات السلاسل الزمنية غير ساكنة Non-stationary، فإن النماذج التي يتم تقديرها من خلال الطرق القياسية التقليدية تعاني مما يسمى الانحدار الزائف Spurious Regression. فمع افتراض وجود متغيران X, Y يتصفان بوجود اتجاه عام في سلاسلهما الزمنية، فإن انحدار X على Y سيشير إلى وجود علاقة معنوية بين المتغيرين بسبب اشتراكهما في هذا الاتجاه العام، رغم عدم وجود علاقة بينهما تتفق مع المنطق الاقتصادي.

ويمكن تحديد مدي سكون السلاسل الزمنية على المستوى العادي أو بعد أخذ الفروق من خلال استخدام اختبار ديكي- فولر المطور Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) . ويأخذ هذا الاختبار الصيغة المعبر عنها في المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta i \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

حيث تعبر Y عن السلسلة الزمنية المراد اختبارها، k عدد الفجوات الزمنية، Δ يرمز لفروق السلسة، Σ ترمز لعلاقة الجمع، ξ يمثل حد الخطأ، في حين ترمز δ، β، α للمعلمات المراد تقديرها. ويتمثل فرض العدم في Ho: $\beta<0$ عدم سكون المتغيرY في مستواه level أي يحتوي على جذر الوحدة، والفرض البديل Ha: $\beta=0$ سكون المتغير Y في مستواه أي متكامل من الدرجة صفرI(0) . ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة t المحسوبة المطلقة أكبر من قيمة t الحرجة المطلقة التي قدمها Mackinnon (1991).

إذا كان المتغير Y غير ساكن في مستواه أي يحتوى على جذر الوحدة، ولكنه أصبح ساكنا بعد أخذ الفروق له عدد d من المرات، فإن هذا المتغير يعتبر متكاملاً من الدرجة d، ويرمز له بـ I(d). فمثلاً، إذا حقق خاصية السكون بعد أخذ الفرق الأول (1st. Difference)، فإن هذا المتغير يعتبر متكاملا من الدرجة الأولي I(1)، وإذا حققها بعد الفرق الثاني (2nd Difference)، فإن المتغير يعتبر متكاملا من الدرجة الثانية I(2).

وعندما تنخفض عدد المشاهدات تكون قوة اختبار جذر الوحدة محدودة، نظرا لعدم وجود معلومات كافية تشير إلى ما إذا كانت السلاسل الزمنية تحتوى على جذر الوحدة أم لا. فضلا عن أن اختبارات جذر

الوحدة تقوم على منطق أن أغلب السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تحتوى على جذر الوحدة (غير ساكنة)، وهو ما يمثل فرض العدم الذي يتم قبوله، ما لم يوجد دليل قوى عكس ذلك. الأمر الذي يشكك في دقة النتائج المتحصل عليها وفقا لهذه الاختبارات. لذا يتم إضافة اختبار Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)، الذي يقوم على اختبار فرض العدم القائل بسكون السلاسل الزمنية.[١٧]

جدول رقم(٣) نتائج اختبار ADF واختبار KPSS

المتغيرات (القيم باللوغاريتم)	أولا: نتائج اختبار ADF (فرض العدم: عدم سكون السلاسل الزمنية)			
	الفرق الأول 1st Difference		المستوى Level	
	قاطع وبدون اتجاه	قاطع واتجاه زمني	قاطع وبدون اتجاه	قاطع واتجاه زمني
PCO2	٩,٧٥٥	٩,٦٧٣	-٠,١٥٤	-٣,١١٥
PGDP	٣,٧٨٥	-٣,٨٥٨	١,٢٠٧	٢,٨٦٣
TO	-٥,٣٤٤	-٥,٢٥٧	-٠,٩٨٨	-١,٧٧٧
	القيم الحرجة لقاطع بدون اتجاه زمني		القيم الحرجة لقاطع واتجاه زمني	
١٪	٣,٦٣٩		-٤,٢٥٢	
٥٪	-٢,٩٥١		-٣,٥٤٨	
١٠٪	-٢,٦١٤		-٣,٢٠٧	
	ثانيا: نتائج اختبار KPSS (فرض العدم: سكون السلاسل الزمنية)			
	الفرق الأول 1st Difference		المستوى Level	
	قاطع وبدون اتجاه	قاطع واتجاه زمني	قاطع وبدون اتجاه	قاطع واتجاه زمني
PCO2	(١)٠,١١٣	(١)٠,٠٦٢٣	(١)١,٧٧٦	(٠)٠,٢٥٢
PGDP	(١)٠,١٨٦	(١)٠,٠٩٦١	(١)٠,٨٧٠	(٠)٠٠,١٧٦
TO	(١)٠,١٥٥	(١)٠٠,١٥١	(١)٠,٥٦٤	(٠)٠,٢٨٤
	القيم الحرجة لقاطع بدون اتجاه زمني		القيم الحرجة لقاطع واتجاه زمني	
١٪	٠,٧٣٩		٠,٢١٦	
٥٪	٠,٤٦٣		١٤٦.	
١٠٪	٠,٣٤٧		٠,١١٩	

• ساكنة عند مستوى معنوية ٥٪، وتعبر الأرقام بين الأقواس عن فترات الإبطاء.

– تم الاعتماد على معيار أكايك للمعلومات لاختيار عدد فترات الإبطاء Akaike Info Criterion.

تشير نتائج اختبار ADF إلى أن جميع المتغيرات غير مستقرة في المستوى Level. ولكن بعد أخذ الفرق الأول، أصبحت جميع المتغيرات ساكنة، أى أنها متكاملة من الدرجة الأولى I(1). وتشير نتائج اختبار KPSS إلى عدم سكون المتغيرات في المستوى في حالة قاطع بدون اتجاه وقاطع واتجاه زمني (رفض فرض العدم) وسكونها بعد أخذ الفرق الأول، أى أنها متكاملة من الدرجة الأولي I(1) . ونستخلص من نتائج الاختبارات السابقة، احتمال وجود تكاملا مشتركا بين متغيرات البحث لأن لهما نفس درجة التكامل.

٢- دراسة العلاقة في الأجل الطويل: تحليل التكامل المشترك

يتم الاعتماد على تحليل التكامل المشترك بالطريقة التى طورها Johansen(1988)، و Johansen and Juselius(1990)، لاختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات. وتتميز هذه الطريقة عن طريقة Engle- Granger ذات الخطوتين، في أنها تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات، وأيضا اختبار التكامل المشترك بين أكثر من متغيرين. ويتم ذلك من خلال استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيد Unrestricted VAR.

ويمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك من خلال استخدام اختبار الأثر Trace Test (λ_{trace}) واختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigenvalues Test (λ_{max})، المعتمد بنائهما على دالة الإمكانيات العظمي Likelihood Ratio Test (LR). يقوم الأول على اختبار فرض العدم القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك يقل عن أو يساوى r، مقابل فرض العدم القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك تساوى r (حيث r تساوى 0, 1, 2). ويقوم الاختبار الثاني على اختبار فرض العدم أن عدد متجهات التكامل المشترك يساوى r ، والفرض البديل هو عدد متجهات التكامل المشترك يساوى r+1 . ويوضح الجدول التالي نتائج اختبار يوهانسن للتكامل المشترك Johansen Cointegration Test بين المتغيرات محل البحث.

جدول رقم (٤): اختبار يوهانسن للتكامل المشترك

الفرضية	اختبار Trace	القيم الحرجة (٥٪)	اختبار Max-Eigen	القيم الحرجة (٥٪)	القيم المميزة Eigenvalue
r = 0	٤٢,٧٢٠٧٩	٢٩,٧٩٧٠٧	٢٧,٨٠٢٥٠	٢١,١٣١٦٢	٠,٥٦٩٤٠٣
r ≤ 1	١٤,٩١٥٥٩	١٥,٤٩٤٧١	١٤,٢٢٢٦٤	١٤,٢٦٤٦٠	٠,٣٥٠١٣٤
r ≤ 2	٠,٦٩٢٩٥٣	٣,٨٤١٤٦٦	٠,٦٩٢٩٥٣	٣,٨٤١٤٦٦	٠,٠٢٠٧٨٠

تشير النتائج الموضحة في الجدول السابق، إلى عدم إمكانية قبول فرض العدم ($r=0$) وهو عدم وجود التكامل المشترك عند مستوى معنوية (٥٪) ولكن يمكن قبول فرض العدم($r \leq 1$)، ($r \leq 2$) عند مستوى معنوية (٥٪) ، بما يفيد بوجود معادلة تكامل مشترك واحدة. ويوضح الجدول التالي المتجهات المعيارية للتكامل المشترك للمتغيرات.

جدول رقم (٥): المتجهات المعيارية للتكامل المشترك

LOG (TO)	LOG (PGDP)	LOG (PCO2)	Log likelihood
-2.881212 (0.48439)	-2.985454 (0.36854)	1.000000	178.4738
1.672812 (0.17218)	0.000000	1.000000	185.5851
1.525404 (0.09471)	1.000000	0.000000	185.5851

- القيم بين الأقواس تعبر عن احتمالية t المحسوبة.

تشير النتائج الموضحة في الجدول أعلاه إلى عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون وكل من متغير نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي ومتغير الانفتاح التجاري، حيث بلغت قيمة p ٠,٣٧ ، ٠,٤٨ على التوالي. في حين توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي والانفتاح التجاري عند مستوى معنوية ١٠٪.

٣- سببية جرانجر: Granger Causality

قبل اختبار العلاقة السببية بين المتغيرات، يتم تحديد فترة الإبطاء المثلي بالاستعانة بنموذج الانحدار الذاتي المتعدد Vector Auto regression Model، والتي يتم تحديدها بناء على مجموعة من

الاختبارات الإحصائية، وهى معدل دالة الإمكانيات العظمى Likelihood ratio (LR), وخطأ التنبؤ النهائي Final prediction error (FPE)، معيار معلومات أكايك Akaike information criterion (AIC), ، معيار شوارتز Schwarz criterion (SC)، ومعيار معلومات هنان- كونن Hannan-Quinn information criterion (HQ). ويوضح الجدول التالي رقم (٦) أن فترة الإبطاء المثلي وفقا لهذه الاختبارات هى (١) و (٨) يليهما (٣).

جدول رقم (٦): معيار اختيار فترة الإبطاء المثلي باستخدام نموذج VAR

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-3.718522	-3.619422	-3.762158	4.66e-06	NA	55.67021	0
-9.331268	-8.934867	-9.505811	1.50e-08	153.2763	145.0814	1
-9.498019	-8.804317	-9.803470	1.15e-08	19.75084	158.2486	2
-9.293171	-8.302168	-9.729530	1.32e-08	10.24050	166.2134	3
-9.355728	-8.067424	-9.922994	1.24e-08	12.54482	177.9219	4
-10.05451	-8.468909	-10.75269	6.86e-09	17.67062	198.5376	5
-11.80406	-9.921150	-12.63314	1.59e-09	22.70976*	233.8639	6
-12.54019	-10.35998	-13.50018	1.43e-09	9.059379	255.0025	7
-15.77968*	-13.30218*	-16.87058*	2.46e-10*	12.03978	311.1881	8

تابع جدول رقم (٥)

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-3.026828	-2.936558	-3.072604	9.29e-06	NA	53.69796	0
-8.934954	-8.573871*	-9.118056	2.21e-08	191.1363	162.4479	1
-8.644321	-8.012426	-8.964749	2.62e-08	10.19584	168.9184	2
-8.992643*	-8.089936	-9.450397*	1.67e-08*	23.71537*	185.9316	3
-2.669464	-2.580715	-2.715394	1.33e-05	NA	49.16169	0
-8.827165*	-8.472167*	-9.010882*	2.46e-08*	204.7470*	165.1850	1
-8.541132	-7.919885	-8.862637	2.89e-08	10.29151	171.6648	2

* تشير إلى فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار.

ويمكن قياس العلاقة السببية بين المتغيرات من خلال اختبار F المحسوب على أساس نموذج VAR عند الفروق الأولى، ويمكن التعبير عن الأخير من خلال المعادلات التالية:

$$\Delta X_t = \lambda_1 + \sum_{i=1}^{k} a_{1i}\Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} b_{1j}\Delta Y_{t-j} + \mu_{1t}$$

$$\Delta Y_t = \lambda_2 + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}\Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} b_{2j}\Delta Y_{t-j} + \mu_{2t}$$

ويوضح الجدول التالي نتائج اختبار السببية باستخدام فترات الإبطاء المثلي المحددة مسبقا.

جدول رقم (٧): نتائج اختبارات VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Df= 8		Df= 3		Df =1		excluded	المتغير التابع
Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq		
0.0000	152.3075	0.0599	7.412184	0.0028	8.935076	LOG (PGDP)	LOG (PCO2
0.0000	104.3978	0.0115	11.03450	0.0281	4.819280	LOG (TO)	
0.8577	3.993531	0.7124	1.370945	0.4535	0.561897	LOG (PCO2)	LOG (PGDP)
0.6226	6.220477	0.2232	4.380112	0.0035	8.517597	LOG (TO)	
0.0091	20.35194	0.0193	9.915787	0.7651	0.089245	LOG (PCO2)	LOG (TO)
0.0002	30.13827	0.0001	20.94398	0.2714	1.209626	LOG (PGDP)	

يتضح من نتيجة الاختبار الموضحة في الجدول أعلاه، وجود علاقة سببية تتجه من الانفتاح التجاري TO ونصيب الفرد من الدخل PGDP إلى نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون PCO2، عند جميع فترات الإبطاء المتضمنة في الجدول، وعلاقة سببية تتجه من PCO2 وPGDP إلى TO عند فترة الإبطاء الثالثة والثامنة، وجود علاقة تبادلية بين الانفتاح التجاري ونصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون، مع ملاحظة أن عند فترة إبطاء واحدة تكون العلاقة وحيدة الاتجاه تتجه من الانفتاح التجاري ونصيب الفرد من الناتج إلى انبعاثات ثاني أكسيد الكربون، بمعنى أن حدوث تغير في مؤشر الانفتاح التجارى أو نصيب الفرد من الدخل سيؤدى إلى حدوث تغير في نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون في العام التالي له مباشرة. ولكن خلال فترة تمتد من ثلاثة إلى ثمانية أعوام، فإن التأثير سيكون متبادل.

ومن ناحية أخرى، توجد علاقة سببية وحيدة الاتجاه تتجه من نصيب الفرد من الدخل إلى الانفتاح التجاري، عند فترة إبطاء (٣) و (٨)، وهو ما يعنى أن التغيرات في الدخل هى المسبب للتغيرات في مؤشر الانفتاح التجاري وليس العكس. نستخلص من ذلك، أن العلاقة بين الانفتاح التجاري والانبعاثات الكربونية تتحقق من خلال قنوات أخرى بخلاف الدخل، وأن تأثير الدخل على مستوى التلوث لا

يحدث بسبب تغير مؤشر الانفتاح التجاري، وبالتالي رفض فرضية البحث فيما يخص القناة التي ينتقل منها تأثير الانفتاح التجاري على مستويات الانبعاثات الكربونية.

٤- نتائج تقدير نموذج VAR :

VAR Model:
==========
LOG(PCO2) = C(1,1)*LOG(PCO2(-1)) + C(1,2)*LOG(PGDP(-1)) + C(1,3)*LOG(TO(-1)) + C(1,4)

LOG(PGDP) = C(2,1)*LOG(PCO2(-1)) + C(2,2)*LOG(PGDP(-1)) + C(2,3)*LOG(TO(-1)) + C(2,4)

LOG(TO) = C(3,1)*LOG(PCO2(-1)) + C(3,2)*LOG(PGDP(-1)) + C(3,3)*LOG(TO(-1)) + C(3,4)

VAR Model - Substituted Coefficients:
==========
LOG(PCO2) = 0.5499990505*LOG(PCO2(-1)) + 0.5233129606*LOG(PGDP(-1)) + 0.1905896824*LOG(TO(-1)) - 3.654931798

LOG(PGDP) = 0.04458398513*LOG(PCO2(-1)) + 1.010674957*LOG(PGDP(-1)) + 0.09588551177*LOG(TO(-1)) - 0.01739940297

LOG(TO) = 0.06219241348*LOG(PCO2(-1)) - 0.2550466239*LOG(PGDP(-1)) + 0.7238620476*LOG(TO(-1)) + 1.756500064

تمكن نتائج تقدير نموذج VAR من التنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغيرات بناء على حدوث تغير في قيم أحدها. وتدل النتائج الموضحة عاليه أن حدوث تغير بمقدار واحد في متغير الانفتاح التجاري يؤدي إلى زيادة نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون بمقدار ٠,١٩ في العام التالي. في حين أن تغير بمقدار واحد في نصيب الفرد من الدخل يرفع نصيبه من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون إلى ٠,٥٢، كما يرفع متغير الانفتاح التجاري بمقدار ٠,٢٥ في العام التالي.

ونستخلص من نتائج تقدير نموذج VAR أن العلاقة ما بين الانفتاح التجاري والدخل والتلوث هى علاقة طردية، وهو حال أغلب الدول النامية. وهو ما يعنى أن التجارة الخارجية لمصر تستند على ميزة

تراخى السياسات البيئية- بما يتفق وفرضية ملاذات التلوث- وأن قوانين حماية البيئة فيها لم يتم تفعيلها بالشكل الذي يجعل مصر مصدرة ومستوردة لسلع صديقة للبيئة، فضلا عن أن هيكل الطلب، والذي يعكسه نصيب الفرد من الدخل لم يتغير نحو السلع البيئية، بما يعكس ضعف الوعي البيئي لدي المواطن المصري.

الخلاصة والنتائج

يقوم البحث على فرضية أساسية تقول بوجود علاقة سببية بين الانفتاح التجاري والانبعاثات الكربونية من خلال قناة الدخل. وذلك بالتطبيق في جمهورية مصر العربية خلال الفترة (١٩٧٠-٢٠٠٥).

واستند البحث، في إثبات مدى صحة الفرضية السابقة، على الأسلوب الوصفي في عرض المفاهيم وتوضيح العلاقة بين متغير التجارة الخارجية والانبعاثات الكربونية ، والأسلوب الرياضي في حساب المؤشرات المعبرة عن هذه المتغيرات. كما يتم الاستناد على الأسلوب القياسي لاختبار العلاقة السببية بين التجارة الخارجية والانبعاثات الكربونية من خلال تطبيق تحليل يوهانسن للتكامل المشترك واختبار سببية جرانجر من خلال نموذج متجه الانحدار الذاتيVector Autoregression (VAR) Model، فضلا عن تقدير نموذج VAR للتنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغيرات محل البحث.

وتوصل إلى وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه في الأجلين الطويل والقصير، تتجه من نصيب الفرد من الدخل إلى الانفتاح التجاري. في حين توجد علاقة سببية تبادلية، تقتصر على الأجل القصير، بين الانفتاح التجاري والانبعاثات الكربونية وعلاقة سببية وحيدة الاتجاه في الأجل القصير من نصيب الفرد من الدخل والانفتاح التجاري. وبالتالي فإن العلاقة بين الانفتاح التجاري والانبعاثات الكربونية تتحقق من خلال قنوات أخرى بخلاف الدخل، وأن تأثير الدخل على مستوى التلوث لا يحدث بسبب تغير مؤشر الانفتاح التجاري، (وبالتالي رفض فرضية البحث فيما يخص القناة التي ينتقل منها تأثير الانفتاح التجاري على مستويات الانبعاثات الكربونية.)

وأوضحت نتيجة تقدير نموذج VAR القيم التنبؤية للمتغيرات، فتغير بمقدار واحد في متغير الانفتاح التجاري سيؤدي إلى زيادة نصيب الفرد من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون بمقدار ٠,١٩ في العام التالي. في حين أن تغير بمقدار واحد في نصيب الفرد من الدخل سيرفع نصيبه من انبعاثات ثانى أكسيد الكربون إلى

٠,٥٢، كما سيرفع متغير الانفتاح التجاري بمقدار ٠,٢٥ في العام التالي. وأن العلاقة ما بين الانفتاح التجاري والدخل والتلوث هى علاقة طردية، وهو ما يعنى أن التجارة الخارجية لمصر تستند على ميزة تراخى السياسات البيئية، بما يتفق وفرضية ملاذات التلوث.

النتائج التفصيلية لتحليل يوهانسن للتكامل المشترك

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG(PCO2) LOG(PGDP) LOG(TO)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Prob.**	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0010	29.79707	42.72079	0.569403	None *
0.0610	15.49471	14.91559	0.350134	At most 1
0.4052	3.841466	0.692953	0.020780	At most 2

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Prob.**	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0050	21.13162	27.80520	0.569403	None *
0.0508	14.26460	14.22264	0.350134	At most 1
0.4052	3.841466	0.692953	0.020780	At most 2

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

LOG(TO)	LOG(PGDP)	LOG(PCO2)
13.03930	13.51106	-4.525630
-0.000396	-12.69911	11.57983
-0.011794	9.247161	-12.49133

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

0.006791	-0.011763	0.004868	D(LOG(PCO2))
0.001860	0.010569	0.005785	D(LOG(PGDP))
0.000352	0.011853	-0.062189	D(LOG(TO))

178.4738 Log likelihood 1 Cointegrating Equation(s):

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(TO)	LOG(PGDP)	LOG(PCO2)
-2.881212	-2.985454	1.000000
(0.48439)	(0.36854)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

-0.022029	D(LOG(PCO2))
(0.04644)	
-0.026183	D(LOG(PGDP))
(0.02046)	
0.281445	D(LOG(TO))
(0.05225)	

185.5851	Log likelihood	2 Cointegrating Equation(s):

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(TO)	LOG(PGDP)	LOG(PCO2)
1.672812	0.000000	1.000000
(0.17218)		
1.525404	1.000000	0.000000
(0.09471)		

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

0.215141	-0.158237	D(LOG(PCO2))
(0.18521)	(0.12419)	
-0.056049	0.096204	D(LOG(PGDP))
(0.07408)	(0.04967)	
-0.990758	0.418696	D(LOG(TO))
(0.20950)	(0.14047)	

المراجع والتعليقات الختامية:

[1] تتمثل انبعاثات غازات الاحتباس الحراري في: ثاني أكسيد الكربون، غاز الميثان، غازات ثاني أكسيد النيتروز، والهيدروفلوروكربونات، والبيروفلوروكاربونات، وسادس فلوريد الكبريت.

[2] يمثل صدور قانون البيئة المصري رقم ٤ لسنة ١٩٩٤، بداية حقيقية للاهتمام بالشئون البيئية في مصر، وفيما يتعلق بجهودها للتعامل مع قضية التغيرات المناخية فقد قامت بالتصديق على بروتوكول كيوتو وتشكيل اللجنة الوطنية لآلية التنمية النظيفة عام ٢٠٠٥ ، والتي حققت نجاحات ملموسة في عديد من القطاعات، حيث تمت الموافقة على عدد (٣٦) مشروع تشمل قطاعات الطاقة الجديدة والمتجددة، والصناعة، ومعالجة المخلفات، والتشجير، وتحسين كفاءة الطاقة، وتحويل الوقود للغاز الطبيعي، وذلك بتكلفة إجمالية حوالي ١,٢٠٠ مليون دولار.

[3] جهاز شئون البيئة (يونيه ٢٠٠٠)، "تقرير حالة البيئة في مصر لعام ٢٠٠٨"، وزارة الدولة لشئون البيئة، جمهورية مصر العربية، ص ص ٨٩-٩٤.

[4] من هذه المؤشرات ثاني أكسيد الكربون، ثاني أكسيد الكبريت.

[5] قدر كل من Frankle &Rose (2003) هذا المستوى عام ٢٠٠٣ بمقدار ٥٧٠٠ دولار. أنظر:

-Frankle, J. and Rose, A.(2003), "Is Trade Good or Bad For The Environment? Sorting Out The Causality", **NBER**, Working Paper No. 9201.

[6] Stern,D.(2003),"The Environmental Kuznets Curve", **International Society for EcologicalEconomics**, http://www.ecoeco.org/pdf/stern.pdf

[7] Dean, J. (2002),"Does Trade Liberalization Harm the Environment? A New Test", **Canadian Journal of Economics**, Vol. 35.

[8] Managi , S.; Hibiki, A. ; and Tsurumi, T. (2008),"Does Trade Liberalization Reduce Pollution Emissions?", **RIETI**, Discussion Paper Series 08-E-013.

[9] Mukhopadhyay, K. (May2006)," Impact on the Environment of Thailand's Trade with OECD Countries", **Asia-Pacific Trade and Investment Review**, Vol. 2, No. 1.

[10] Antweiler, W., Copeland, B. and Taylor, S. (2001),"Is Free Trade Good for the Environment?", **American Economic Review**, Vol. 91, No. 4.

[11] Qureshi,M.(2005), "The Trade-Environment Composition Effect: Evidence From Pakistan", Paper Presented at WIDER and JICA Project Meeting on **The Impact of Globalization on the Poor in Asia**, 25-26 April, Tokyo.

[12] Grossman, G. and Krueger, A.(1993),"Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", in Garber, P.(ed.), **The Mexico-U.S. Free Trade Agreement**, Cambridge, MA: MIT Press.

Grossman, G. and Krueger, A.(1995),"Economic Growth and the Environment", **The Quarterly Journal of Economics**, Vol.110, No. 2.

13 Tobey, J. (1990),"The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test", **Kyklos**, Vol. 43.

[14] Low, P. and Yeats, A.(1992),"Do "dirty" industries migrate?", in Low, P. (ed.), **International Trade and the Environment**, Washington D.C., World Bank Discussion Papers, 159, 89-103.

[15] Gilbert, N. (2004), "Trade Openness Policy, Quality of Institutions and Economic Growth", **Centre d.Etudes et de Recherche sur le Développement International (CERDI)**, Université d.Auvergne, Clermont Ferrand, France, *http://www.csae.ox.ac.uk/conferences/2004.../5a-Niyongabo-CSAE2004.pdf*.

[16] تم الاستعانة في النموذج القياسي بالدراسات التالية:

-Feda,H.(2008), An Econometric Study of CO2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey", **MPRA**, Paper No. 11457, http://marpa.ub.uni-muenchen.de/114571.

-Chebbi, H (2009),"Investigating Linkages Between Economic Growth, Energy Consumption, and Pollution Emissions in Tunisia", Contributed Paper Presented at **International Association of Agricultural Economist Conference**, Beijing, China, 16-22 August.

17 Kwiatkowski,D. ; Phillips,P. ; Schmidt, P.; and Shin, Y.(1992),"Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", **Journal of Econometrics**, Vol. 54, Issue 1-3, pp. 159-178.