جامعة الزقازيق
كلية التجارة
قسم الاقتصاد

أثر دعم الطاقة على عدالة توزيع الدخل فى مصر

أيه محمد عوض الله عوض الله
معيد بقسم الاقتصاد
كلية التجارة - جامعة الزقازيق

تحت اشراف

الأستاذ الدكتور
جمعة محمد عامر
أستاذ الاقتصاد
كلية التجارة - جامعة الزقازيق

الملخص

تهدف هذه الدراسة الى قياس اثر دعم الطاقة على عدالة توزيع الدخل في مصر خلال الفترة (2000-2014)، وذلك بالاعتماد على منهج التكامل المشترك باستخدام منهج اختبار الحدود (The Bounds Testing Approach)، والمبنى على استخدام الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) . ولقد أظهرت النتائج وجود تأثير سلبى ومعنوى لمؤشر دعم الطاقة كنسبة من الانفاق الحكومي على معامل جيني في مصر، وهو ما يشير الى ان زيادة دعم الطاقة كنسبة من الانفاق الحكومى يؤدى الى انخفاض معامل جينى وبالتالي زيادة عدالة توزيع الدخل في مصر، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية ،وقد تم التأكيد من هذه النتيجة بإجراء اختبار(RLS) Robust least squares.

الكلمات الدالة : دعم الطاقة، معامل جينى، أسلوب ARDL، أسلوب RLS.

المقدمة:

يعتبر الدعم أحد الوسائل التي تستخدم من قبل الحكومات للتخفيف عن كاهل محدودي الدخل بهدف خفض معدلات الفقر والارتقاء بمستوى المعيشة. وعلى الرغم من الزيادة المطردة في قيمة الدعم، إلا أنه قد لا يصل إلى مستحقيه ويتسرب لمن لا يستحقه، وهذا يؤدي إلى عدم تحقيق العدالة الاجتماعية وتزايد الإنفاق العام مما يؤثر سلباً على الخزانة العامة للدولة (أمين، 2009).

ويمثل دعم الطاقة حصة كبيرة من الإنفاق الحكومي في مصر، حيث تدعم الحكومة جميع المنتجات البترولية والغاز الطبيعي بصرف النظر إذا كانت هذه الأنواع من الوقود يتم استهلاكها من قبل الأسر أو المصانع أو ما إذا كانت هذه الأنواع المفضلة لدى الفقراء أو الأغنياء، ففي عام 2014/2013م بلغ دعم الطاقة حوالي 126.179مليار جنيه بما يشكل 5.8% من الناتج المحلي الإجمالي، 18% من إجمالي الإنفاق الحكومي، 27.8% من إجمالي الإيرادات الحكومية (kandil,2012).

وينتج عن الدعم مشكلات اكثرمن المشكلات التي يقصد علاجها، حيث يؤثر دعم الطاقة من الناحية الاقتصادية سلبيا على نمو الاقتصاد المصري، ويثبط همة الاستثمار، ويشجع استهلاك الطاقة، ويزاحم الانفاق العام الداعم للنمو الاقتصادى، اما من الناحية الاجتماعية فعلى الرغم من أن دعم الطاقة يشكل شبكة هامة للسلامة الاجتماعية للفقراء فإن هذا الدعم ارتدادي بطبيعته، حيث أنه في حالات كثيرة تميل الأسر الأكثر غنى إلى الاستيلاء على الجزء الأكبر من الدعم مما يؤدي إلى تشويه التوزيع الحالي للدخل، وعلاوة على ذلك يمكن أن يؤدي دعم الطاقة في كثير من الحالات لبقاء موارد كبيرة بمنأى عن "القطاعات الداعمة للفقراء" مثل الصحة والتعليم وفي المشروعات الاجتماعية ومشروعات البنية التحتية الأكثر فائدة للأسر ذات الدخول المحدودة (المحلاوى،2014).

الدراسات السابقة:

1- دراسة (Abouleinein et al., 2009):

تهدف هذه الدراسة الى تقييم تأثير الخفض التدريجي لدعم الطاقة في مصر في الاجلين القصير والمتوسط، باستخدام نموذج التوازن العام المحسوب (CGE) في إطار مصفوفة المحاسبة الاجتماعية المقدرة للاقتصاد المصري للعام المالي 2007/2006، والذي يقيس أثر رفع أسعار الطاقة على المتغيرات الاقتصادية الكلية (الأسعار، الاستثمار، معدلات النمو الاقتصادي، عجز الموازنة، فجوة الموارد، ورفاة فئات الانفاق المختلفة من الاسر في الريف والحضر.

وتوصلت الدراسة الى أن دعم الطاقة في مصر له تأثير ارتدادي على توزيع الدخل، ففي المناطق الحضرية، توصلت الى ان الاسر الواقعة في الشريحة الأعلى في توزيع الدخل تحصل على حصة من دعم الطاقة أكبر نسبيا من غيرها، حيث تحصل تلك الاسر على 33% مقارنه ب 3,8% والتي تحصل عليها الاسر الواقعة في الشريحة الأدنى من توزيع الدخل، أما في المناطق الريفية فتحصل الاسر الواقعة في الشريحة الأعلى من توزيع الدخل على 12.8%مقارنه ب 5,6% تحصل عليها الاسر الواقعة في الشريحة الأدنى من توزيع الدخل.

كما توصلت الدراسة الى أن اصلاح أسعار الطاقة في حالة عدم وجود أي تدابير تخفيفية ستعرض مؤشرات الاقتصاد الكلي الرئيسية لأثار سلبية، كما سيؤدى تعديل الاسعار لما يساوى تكلفة الإنتاج الى حدوث زيادة حادة في مؤشر أسعار المستهلك.

وأخيرا توصلت الدراسة الى أن إصلاح أسعار الطاقة المرتبطة بتحويلات نقدية موجهة سيفيد الفقراء أكثر من الأغنياء وسيؤدى الى تحسين كبير في تدابير توزيع الدخل.

2- دراسة (وزارة المالية، 2011): -

عرضت هذه الدراسة تحليلا لمدى استفادة الشرائح الأقل دخلا من دعم المنتجات البترولية، فأشارت الدراسة في ضوء نتائج مسح الدخل والانفاق لعام 2009/2008 الى ان دعم الطاقة يستفيد منه الفئات الأعلى دخلا، حيث أن الاستفادة التي تعود على 40% من المواطنين الأقل دخلا من دعم الطاقة لا تتعدى 3% من الدعم الموجة للبنزين و 7% من الدعم الموجة للغاز الطبيعي و 10% من الدعم الموجة للسولار و 30% من دعم البوتاجاز. بالإضافة الى ان دعم الطاقة يتسبب في توجيه الاستثمارات للمجالات كثيفة استهلاك الطاقة والتي لا تتميز بكونها كثيفة العمالة، بجانب سوء الاستخدام على جانب الاستهلاك وزيادة كميات الفاقد، وما يترتب على ذلك من أضرار على المستوى البيئي والصحة العامة، وتشير الدراسة أيضا الى ضرورة مراجعة نظام دعم الطاقة، فضلا عن ضرورة فرض ضريبة على استخدامها، إلا ان عند رفع دعم الطاقة يجب ان يكون تدريجيا وان يصاحبه مظلة حماية اجتماعية قوية وفعالة لحماية الفقراء والفئات الأولى بالرعاية.

3. **دراسة (تقرير التنمية الإنسانية العربية،2012):**

توصلت هذه الدراسة إلى أن خفض دعم الطاقة أو رفع هذا الدعم في غياب برامج تعويضية سيؤثر على الدخل الحقيقي ويؤدي إلى انخفاض رفاهية الأسر، حيث أن لرفع الدعم عن الطاقة أثر ذو شقين على الأسر: شق مباشر، من خلال ارتفاع أسعار الطاقة المستهلكة مثل الكهرباء والوقود المنزلي، وشق غير مباشر، من خلال ارتفاع أسعار السلع الاستهلاكية الأخرى مثل المواد الغذائية- والتي يتوقف سعرها في كثير من الأحيان على مدخلات الطاقة خلال عمليات الإنتاج والنقل والتخزين- يمكن أن تؤدي إلى زيادة كبيرة في تكاليف المعيشة على جميع مجموعات الأسر، كما يؤثر إصلاح تسعير الطاقة على القدرة التنافسية للصناعات والشركات المحلية، حيث ستؤدي الأسعار المرتفعة للطاقة المرتبطة بإصلاح التسعير لزيادة تكلفة المدخلات الصناعية، والتي يمكن أن تشمل مدخلات الوقود (غاز طبيعي، كهرباء، النفط الخام والبنزين)، ويؤدي هذا التأثير المباشر إلى رفع سعر منتجات المصانع الأخرى، والذي سيؤدي بدوره إلى جولة جديدة من الآثار غير المباشرة على التكاليف.

4. **دراسة (حلمي، 2005):-**

توصلت هذه الدراسة الى أن سياسة الدعم الحالية تحقق منافع عديدة للمواطنين كتخفيف حدة الفقر، وتوفر الحد الأدنى من الاحتياجات الغذائية اللازمة لحمايتهم من سوء التغذية، وتحقيق الاستقرار السياسي، الا أنها تؤدي إلى انخفاض الكفاءة الاقتصادية وعدم العدالة الاجتماعية. فبالنسبة لانخفاض الكفاءة الاقتصادية، تؤدي السياسة الحالية إلى سوء تخصيص الموارد الاقتصادية نتيجة لتشوه الأسعار، والمغالاة في الاستهلاك، وتربح البعض من ازدواجية الأسعار والأسواق للسلعة الواحدة على حساب الأخرين. أما فيما يتعلق بعدم العدالة الاجتماعية، فتتحيز سياسة الدعم الحالية لصالح الأغنياء على حساب الفقراء، ويستفيد منها سكان الحضر أكثر من المقيمين في الريف، ويستحوذ المواطنون في الوجه البحري على النصيب الأكبر منها بالمقارنة بالمقيمين في الصعيد.

5. دراسة (Del Granado, 2010):-

استعرضت هذه الدراسة تأثير إصلاح دعم الوقود على رفاة الاسر المعيشية في البلدان النامية، ففي المتوسط يوزع عبء إصلاح الدعم بصورة محايدة على فئات الدخل، حيث أن انخفاض 0.25 دولار في دعم لتر الوقود يؤدى انخفاض نسبة 6% في الدخل لجميع الفئات،

وينشأ أكثر من نصف هذا التأثير عن التأثير غير المباشر على أسعار السلع والخدمات الأخرى التي تستهلكها الاسر المعيشية.

وتعتبر هذه الدراسة دعم الوقود منهجا مكلفا لحماية الفقراء، بسبب تسرب كبير للمنافع للفئات ذات الدخل المرتفع، ومن حيث القيمة المطلقة فأن الشريحة الخمسية للدخل الأعلى تستحوذ على 6 أضعاف الدعم بالمقارنة بالشريحة الخمسية الأدنى لتوزيع الدخل.

6. **دراسة (صندوق النقد الدولي ،2012)**:-

توصلت الدراسة الى ان الدعم يؤدي إلى تفاقم اختلالات المالية العامة، ومزاحمة مجالات الإنفاق ذات الأولوية، وتراجع الاستثمار الخاص بما في ذلك قطاع الطاقة، ويؤدي الدعم أيضاً إلى تشويه توزيع الموارد لأنه يشجع على فرط استهلاك الطاقة ويعطي دفعة مصطنعة للصناعات كثيفة الاستخدام لرأس المال ويضعف الحافز على الاستثمار في الطاقة المتجددة ويعجل بنضوب الموارد الطبيعية فضلاً على ذلك، تعود أغلب منافع الدعم على الأسر الأعلى دخلاً مما يزيد من عدم المساواة، كما تتأثر أيضاً الأجيال المستقبلية من خلال الآثار الضارة لزيادة استهلاك الطاقة على الاحترار العالمي.

7. **دراسة (خطاب ، 2007)**:-

توصلت هذه الدراسة الى ان:

- الصناعات كثيفة استخدام الطاقة في الاقتصاد المصري تستفيد بشكل كبير من دعم منتجات الطاقة إما بصورة مباشرة أو غير مباشرة.
- معدلات الربح العالية للصناعات كثيفة استخدام الطاقة تشير إلى القوة الاحتكارية لهذه الصناعات، حيث يتميز سوق الصناعات كثيفة استخدام الطاقة في مصر بتركز جانب العرض كما في صناعات الحديد والاسمنت.
- زيادة أسعار مدخلات الطاقة لا تشكل تحدياً قوياً للصناعات كثيفة استخدام الطاقة.
- إلغاء الدعم لا يؤثر بشدة على ربحية الصناعات كثيفة استخدام الطاقة، وانه يوفر نوعاً من القوة التفويضية للحكومة مع هذه الشركات.
- وأخيراً، فإنه من المهم التأكيد على أن قرار إزالة الدعم سواء كان جزئياً أو كلياً يتطلب تدابير تعويضية من أجل الحد من أثره السلبي ولاسيما، على الأسر الفقيرة، هذه التدابير ينبغي أن تكون موجهه ومبرمجة حتى يتم التعديل من قبل كل من المنتجين والمستهلكين.

8. **دراسة (الشربيني،2012):-**

توصلت هذه الدراسة إلى أن دعم الطاقة يشكل جانباً هاماً في الموازنة العامة لمصر، فقد بلغ حوالي 100 مليار جنية في موازنة عام 2011/ 2012م. كذلك يجب على الحكومة سرعة الحد من الدعم، وتجعله مقتصراً فقط على من يستحقه بالفعل، وتوجيه فوائض هذا الدعم للإنفاق على مشروعات تنموية ذات ربحية اجتماعية أعلى كالصحة والتعليم.

واضافت هذه الدراسة إلى أن الدعم لا يصل إلى مستحقيه، ولعلاج هذا يجب عمل حصر دقيق لمستحقى الدعم وكيفية الوصول إليهم وذلك لضمان وصول الدعم لمستحقيه بالفعل.

9. **دراسة (Rohac, 2013): -**

توصلت هذه الدراسة الى ان الدعم ليست الأداة الفعالة للغاية في مساعدة الفقراء بل هي اداة لاستنزاف غير مستدام للمالية العامة للدولة ولاحتياطاتها الأجنبية.

كما توصلت الى ان إلغاء الدعم والاستعاضة عنه بتحويلات نقدية من شأنه ان يحقق وفورات كبيرة، ويجب أن يصاحب الإصلاح الناتج سلسلة من الإصلاحات التكميلية.ويجب اتباع سياسات اقتصادية حكيمة مثل خفض معدلات التضخم لاحتواء الاثار المحتملة لارتفاع أسعار الغذاء والطاقة على الاسر الأكثر فقرا.

نموذج الدراسة: -

استخدمت هذه الدراسة إسلوب القياس الكمي لقياس أثر دعم الطاقة على توزيع الدخل مستخدمه في ذلك الحزمة الإحصائية E. Views، واعتمدت هذه الدراسة على بيانات سلاسل زمنية لتقدير علاقة الانحدار بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع . وتتمثل متغيرات الدراسة في المتغيرات التالية : -

1. المتغير التابع: معامل جيني Gini: والذي يقيس درجة التفاوت في توزيع الدخل ويتم الحصول عليه من قاعدة بيانات تفاوت الدخل العالمي WIID.
2. المتغيرات المستقلة تتمثل في المتغيرات التالية:
   - مقدار دعم الطاقة Energy Subsidies:- ويقاس كنسبة من إجمالي الإنفاق الحكومي.
   - معدل النمو الاقتصادي : The rate of economic growth.
   - الانفاق الحكومي: Government Spending.ويقاس كنسبة من الناتج المحلى الاجمالى .
   - الإنفتاح التجارى Trade openness :ويقاس (الصادرات +الواردات) كنسبة مئوية من الناتج المحلى الاجمالى .

ويتم صياغة العلاقة بين المتغيرات وفقاً للمعادلة التالية:-

$$Gini = \beta_0+\beta_1[\text{ energy subsidies }] + \beta_2 (\text{ Government spending }) + \beta_3 (\text{the rate of economic growth}) + \beta_4 (\text{Trade openness }) + e.$$

توصيف البيانات :

تعتمد هذه الدراسة التطبيقية على بيانات سلاسل زمنية سنوية لمصر خلال الفترة (2000 -2014)، والتى تم الحصول عليها من البنك الدولى ووزارة المالية.

وقد إستخدمت هذه الدراسة مؤشر دعم الطاقة كنسبة من الإنفاق الحكومى (subsidies energy) (SUb) كتعبير عن المتغير المستقل أو المستهدف لدينا. بينما إستخدمت الدراسة معامل جينى (Gini Coefficient) (GINI) كتعبير عن عدم عدالة توزيع الدخل فى مصر, وهو يقيس مدى انحراف توزيع الدخل أو الإنفاق الاستهلاكي بين الأفراد والأسر المعيشية في أقتصاد ما عن التوزيع العادل التام.

وقد إعتمدت الدراسة فى تحديد المتغيرات المستقلة (المساعدة) الأخرى على دراسات (Lee et al., 2013; Ospina and Monica, 2010; Schwabish et al., 2006; Niehues and Judith, 2010)، والتى تشير إلى أن عدالة توزيع الدخل (معامل جينى) دالة فى ثلاثة عوامل رئيسية تحكمها وهى: الإنفاق الحكومى (Government spending)، ومعدل النمو الاقتصادى (The rate of economic growth)، والإنفتاح التجارى (Trade oppeness). وبالتالى تم إستخدام مؤشر الإنفاق الحكومى كنسبة من إجمالى الناتج المحلى (GOV)، وتم التعبير عن الإنفتاح التجارى بمؤشر إجمالى الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلى الاجمالى (TRADE). ومن هنا يمكن صياغة نموذج الدراسة على النحو التالى:

$$GINI_t = \beta_0+\beta_1 SUB_t + \beta_2 GOV_t + \beta_3 GDP_t + \beta_4 TRADE_t + u_t$$

حيث $GINI$ تمثل المتغير التابع وهو معامل جينى, بينما $(\beta_{1,2,3,4})$ تعبر عن معاملات المتغيرات الاقتصادية المستقلة المستخدمة فى النموذج, t تعبر عن الفترة الزمنية المستخدمة فى الدراسة (2000-2014), بينما β_0 تعبر عن ثابت المعادلة, وأخيراً u_t تشير إلى حد الخطأ.

ويوضح الجدولين (1)، (2) توصيف إحصائى عام لمتغيرات الدراسة ومصفوفة الارتباط بينهما على الترتيب.

جدول (1): توصيف عام لمتغيرات الدراسة (General descriptive statistics)

Obs. 28	Mean	Std. Dev	Max	Min
GINI	32.041	1.8839	37.00	30.00
SUB	18.111	3.8522	22.038	9.8605
GOV	35.328	2.5552	39.252	30.415
GDP	4.1523	1.8775	7.1505	1.8166
TRADE	50.273	11.245	71.681	37.414

المصدر: تم إعداده بواسطة الباحث، بإستخدام برنامج E-Veiws 9.0.

جدول (2): مصفوفة الإرتباط بين متغيرات الدراسة (Correlation matrix between Variables)

Correlation [t-Statistic] (Prob)	*GINI*	*SUP*	*GOV*	*GDP*	*TRADE*
GINI	1				
SUB	-0.6877 [-3.416] (0.005)*	1			
GOV	-0.5915 [-2.645] (0.020)**	0.6448 [3.041] (0.009)*	1		
GDP	-0.1039 [-0.377] (0.712)	0.0546 [0.197] (0.847)	0.1763 [0.646] (0.529)	1	
TRADE	-0.3099 [-1.175] (0.261)	0.5512 [2.382] (0.033)**	0.5301 [2.254] (0.042)**	0.7769 [4.449] (0.007)*	1

المصدر: تم إعداده بواسطة الباحث، بإستخدام برنامج E-Veiws 9.0.

فرضية الدراسة:

لقد تناولت دراسة (Abouleinein et al., 2009; Del Granado, 2010) العلاقة بين دعم الطاقة وعدالة توزيع الدخل وذلك للتحقق من مدى استهداف سياسة دعم الطاقة اعتبارات العدالة الاجتماعية وتحسين أحوال الفقراء والمهمشين في مصر .

وعليه يمكن إستنتاج فرضية الدراسة على النحو التالى:

يؤثر دعم الطاقة سلبيا على عدالة توزيع الدخل فى مصر. اى يؤثر دعم الطاقة إيجابيا ومعنويا على معامل جينى (علاقة طردية).

كذلك من المتوقع طبقاً للنظرية الاقتصادية أن تكون إشارة المتغيرات المستقلة الأخرى وهي الإنفاق الحكومى كنسبة من الناتج المحلى الاجمالى ومعدل النمو الاقتصادى والإنفتاح التجارى إيجابيا في تأثيرها على عدالة توزيع الدخل. اى سلبياً ومعنوياً فى تأثيرها على معامل جينى.

منهجية التحليل القياسى والنتائج:

سوف تستخدم الدراسة الحالية فى تحليل السلاسل الزمنية وإستقصاء الأثر الديناميكى طويل الأجل لدعم الطاقة على عدالة توزيع الدخل فى مصر, على التكامل المشترك بإستخدام منهج إختبار الحدود The Bounds Testing Approach والمبنى على إستخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) شائع الاستخدام في السنوات الأخيرة. وقد إعتمدت الدراسة على الحزمة الإحصائية (E-Views 9.0) فى التحليل, وتتمثل الخطوات فيما يلى:

1) إختبار جذر الوحدة (Unit Root Test):

لإستخدام نماذج إنحدار السلاسل الزمنية المختلفة ينبغى أن تكون هذه السلاسل ساكنة, وذلك من أجل تجنب الانحدار الزائف (Spurious Regression). وبالتالى فالخطوة الأولى فى تحليل السلاسل الزمنية هو التحقق من سكون هذه السلاسل وتحديد درجة تكامل كل سلسلة فى النموذج, وذلك للتأكد من أنها ليست ساكنة فى الفروق الثانية لقيمتها أى I(2).

ويعتبر إختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) للتعرف على مدى سكون السلاسل الزمنية من أهم وأشهر الطرق التى تستخدم لإختبارات السكون، ورغم تعدد إختبارات جذر الوحدة يُعد إختبار ديكى فوللر الموسع (ADF) الأكثر إستخداماً فى البحوث التطبيقية للكشف عن السكون، ويمكن توضيحه من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = B_1 + \delta Y_{t-1} + U_t$$

حيث يشير إلى الفرق الأول للسلسة الزمنية (Y_t)، ويتم إختبار فرض العدم بأن المعلمة $H_0: \delta = 0$ أى يوجد جذر الوحدة (السلسة غير ساكنة) (Non-stationary)، فى المقابل نجد الفرض البديل $H_1: \delta < 0$ أن السلسة ساكنة (Stationary) (ادريوش، 2013: 1314). ويلخص الجدول (3) نتائج إختبار جذر الوحدة بإستخدام إختبار (ADF).

جدول (3) نتائج إختبار ADF - Unit root test:

Variable	Level			First defference		
	Intercept	Intercept and trend	None	Intercept	Intercept and trend	None
Gini	-3.5143 (0.029)**					
SUB	-2.5385 (0.128)			-2.9461 (0.067)***		
GOV	-2.5408 (0.128)			-4.5023 (0.005)*		
GDP	-2.7987 (0.089)***					
TRADE	-2.1207 (0.241)	-0.9420 (0.919)	-0.2707 (0.570)	-2.2576 (0.198)	-2.8559 (0.206)	-2.3594 (0.023)**
Critical Values	Level			First difference		
%1	4.2001	-4.8001	-2.7406	-4.0579	-4.8864	-2.7549
%5	-3.1754	-3.7912	-1.9684	-3.1199	-3.8289	-1.9709
%10	-27289	-3.3423	-1.6044	-2.7011	-3.3629	-1.6037

ملحوظة: - *, **, *** معنوى عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب. - ( ) تشير إلى المعنوية (Prob)

ويتضح من نتائج الجدول السابق أن مؤشرات (GOV ,SUb) كانت غير ساكنة عند المستوى (Level) ولكنها أصبحت ساكنة عند إستخدام الفرق الأول (First defference) عند الجزء الثابت (Intercept)؛ أى أنها أصبحت متكاملة من الدرجة I(1) عند مستوى معنوية 10%,1% على الترتيب. بينما متغير (TRADE) أصبح ساكن عند إستخدام الفرق الأول أيضاً ولكن عند عدم وجود الجزء الثابت والإتجاة الزمنى (None) وذلك عند مستوى معنوية 5%. بينما متغيرات (GDP ,GINI) كانت ساكنة عند المستوى (Level) عند الجزء الثابت (Intercept)؛ أى أنه متكامل من الدرجة I(0) عند مستوى معنوية 5%, 10% على الترتيب.

وبالتالى فإن نتائج جدول السكون يظهر أن المتغيرات ساكنة عند المستوى والفرق الأول معاً, أى أن المتغيرات مزيج من I(0) و I(1), مما يدعم أكثر إستخدام تقنية الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

(2) إختبار التكامل المشترك (Co-integration) باستخدام منهج ARDL:

بعد أن تم دراسة مدى سكون متغيرات الدراسة, تتمثل الخطوة التالية فى البحث عن تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات), والذى يُعرف بأنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر بحيث تؤدى التقلبات فى إحداهما لإلغاء التقلبات فى الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن (العبادلة, 2013: 102).

ويتميز منهج ARDL عن الطرق التقليدية المستخدمة لإختبار التكامل بعدة مزايا منها:

1- يمكن تطبيقه بغض النظر عن درجة تكامل المتغيرات, سواء كانت متكاملة من الدرجة نفسها؛ أى من الدرجة I(0) أو I(1), أو متكاملة من درجات مختلفة, أى I(0) و I(1); ولكن الشرط الوحيد لتطبيق هذا الإختبار هو أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2) .
2- تعطى نتائج ومقدرات ذات كفاءة فى حالة العينات الصغيرة (علوان,الطراونة, 2014: 99).
3- استخدامه يساعد على تقدير مكونات الأجلين الطويل والقصير معًا في نفس الوقت.
4- يأخذ عدد كافى من فترات التخلف الزمنى للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الأطار العام, كما أنه يعطى أفضل النتائج للمعلمات فى الأجل الطويل, وأن إختبارات التشخيص يمكن الإعتماد عليها بشكل كبير (خلف, no date: 187).

5- يمكن من نموذج (ARDL) الحصول على نموذج تصحيح الخطأ عن طريق التحويل الخطى البسيط, حيث يستخدم نموذج تصحيح الخطأ فى قياس العلاقة قصيرة الأجل بين المتغيرات.

ولإجراء التكامل المشترك بين المتغيرات طبقاً لمنهج ARDL نقوم أولاً بإختبار ما إذا كانت توجد علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة أى التكامل المشترك وذلك فى إطار فى نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM)، فإذا كان هناك تكامل مشترك فإننا نستطيع إكمال التحليل لتقدير معلمات الأجل الطويل والقصير للنموذج كما يلى:

(1-2) إختبار التكامل المشترك: وتتضمن أربع إجراءات كما يلى:

<u>الإجراء الأول</u>: إختبار فترة الإبطاء المثلى للفروق الأولى للمتغيرات فى نموذج (UECM) وفقاً لمعيار Schwarz (SBC) أو معيار Akaike (AIC) أو معيار Hannan (HQ) أو معيار Final Predicition (FPE) وإختيار طول الإبطاء الذى يعطى أقل قيمة لهذه المعايير, وهنا تم الإعتماد على معيار (AIC) والذى أفاد أن فترات الإبطاء المثلى للنموذج هى (1, 1, 1, 1, 1)، جدير بالذكر أن هذه الخطوة تتم أتوماتيكياً بإستخدام برنامج (E-Views 9.0).

<u>الإجراء الثانى</u>: تقدير نموذج (UECM) بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، كما يلى:

$$\Delta GINI_t = \alpha_i + \varphi_i GINI_{t-1} + \delta_i^* SUB_t + \theta_i^* GOV_t + \gamma_i^* GDP_t + \vartheta_i^* TRADE_t + \sum_{j=1}^{m} \beta_j^{**} GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \delta_j^{**} SUB_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{m} \theta_j^{**} GOV_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \gamma_j^{**} GDP_{t-1} + \sum_{j=0}^{m} \vartheta_j^{**} TRADE_{t-1} + \mu_t$$

حيث يمثل $GINI$ المتغير التابع, ويشير δ_j^{**}، θ_j^{**}، γ_j^{**}، ϑ_j^{**} إلى معاملات الأجل القصير (تصحيح الخطأ) بينما φ_i، δ_i^*، θ_i^*، γ_i^*، ϑ_i^* يشير إلى معاملات الأجل الطويل, α يمثل الحد الثابت, ويشير الرمز Δ إلى الفرق الأول First Difference للمتغيرات, بينما يمثل m فترات الإبطاء lags لمتغيرات الفرق الأول ويمثل u حد الخطأ العشوائى.

<u>الإجراء الثالث</u>: صياغة الفروض لكل معادلة كما يلى:

الفرض العدمى: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_0: \vartheta_i^* = \gamma_i^* = \theta_i^* = \delta_i^* = 0$

الفرض البديل: وجود تكامل مشترك $H_1: \vartheta_i^* \neq \gamma_i^* \neq \theta_i^* \neq \delta_i^* \neq 0$

الإجراء الرابع: مقارنة قيمة F– statistic المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة critical bounds المقترحة من قبل Pesaran et al. (2001). ونظراً لأن إختبار F له توزيع غير معيارى, فإن هناك قيمتين حرجتين لإحصاء هذا الاختبار؛ قيمة الحد الأدنى Lower Critical Bounds (LCB) التى تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(0), وقيم الحد الأعلى Upper Critical Bounds (UCB) التى تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(1).

فإذا كانت قيمة F– statistic المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية ($F^T > F^U$) ففى هذه الحالة يتم رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل؛ أى أن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. وعلى النقيض من ذلك, إذا كانت قيمة F– statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية, ففى هذه الحالة يتم قبول الفرض العدمى الذى يشير إلى عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات, أما إذا وقعت قيمة F– statistic المحسوبة بين قيمة الحد الأعلى والأدنى, ففى هذه الحالة تكون النتيجة غير محسومة بمعنى عدم القدرة على إتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه (علوان, الطراونة, 2014: 100). ويوضح الجدول رقم (4–4) نتائج إختبار التكامل المشترك بإستخدام منهج الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة ARDL كما يلى:

جدول (4): نتائج إختبار التكامل المشترك (إختبار الحدود):

Regressors: (K = 4)		F-statistic
$GINI_t = f(SUB_t, GOV_t, GDP_t, TRADE_t)$, ARDL (1, 1, 1, 1, 1)		5.3343*
Significant level	Critical values bounds	
	Lower Critical Bounds (LCB)	Upper Critical Bounds (UCB)
10%	2.2	3.09
5%	2.56	3.49
2.5%	2.88	3.87
1%	3.29	4.37

ملحوظة: – *, **, *** معنوى عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

– K تشير إلى عدد المتغيرات المستقلة فى المعادلة.

يتبين من النتائج الموضحة أعلاه أن قيمة إحصاء (F-statistic) المحسوبة للنموذج تفوق قيمة الحد الأعلى الجدولية (UCB) المناظرة, ومن ثم يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بما يفيد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات فى هذه النموذج أى هناك علاقة تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1%. ونتيجة لذلك يمكننا إكمال التحليل للحصول على مقدرات المعلمات طويلة وقصيرة الأجل.

(2-2) تقدير نموذج الأجل الطويل والقصير بإستخدام نموذج ARDL:

نظراً لأن نتائج الجدول السابق أكدت على وجود علاقة تكامل, فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل للمعادلة والتى تأخذ الشكل التالى:

$$y_t = \theta + \sum_{i=1}^{p} \sigma_i \, y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} k_{i_t} \, x_{t-i} + \epsilon_t$$

بالإضافة إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ويتم ذلك من خلال إستخدام البواقى المقدرة بفترة إبطاء واحدة ε_{t-1} التى يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل فى المعادلة السابقة, لذا فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة الأتية:

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^{r} \pi_i \, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \omega_i \, \Delta x_{t-i} + \gamma \varepsilon_{t-1} + v_t$$

حيث نموذج تصحيح الخطأ (ECM) له أهميتين, الأول أنه يقدر معاملات الأجل القصير, بينما الثانى هو حد تصحيح الخطأ (ECT) الذى يتمثل فى معامل γ فى المعادلة السابقة, وهو يقيس سرعة تعديل الاختلال فى التوازن من الأجل القصير بإتجاه التوازن فى الأجل الطويل وهو ما يستلزم أن يكون معنوياً وسالباً حتى يُقدم دليلاً على إستقرار العلاقة فى الأجل الطويل (أى أن أليه تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج). ويوضح الجدول (6) نتائج تقدير معاملات الأجل الطويل والقصير.

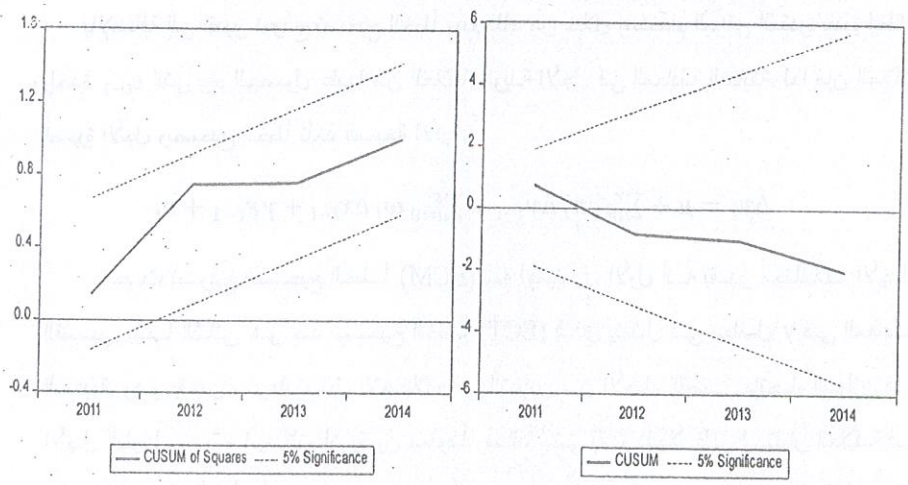
ولكن قبل إستخدام نموذج ARDLفى تقدير المعاملات ينبغى التأكد من جودة النموذج المستخدم فى التحليل وخلوه من مشاكل القياس المختلفة, ويتم ذلك بإستخدام الأختبارات التشخيصية (Diagnostic Tests) وفقاً للإختبارات التالية فى الجدول (5):

جدول (5): نتائج الإختبارات التشخيصية والإستقرار للنموذج:

Diagnostic Tests	Tests used	F-statistic (Prob)	
Heteroskedasticity	Breusch –Pagan –Godfrey	F(9, 4)	0.1298 (0.994)
Serial Correlation	Lagrange multiplier stat.	F(2, 2)	4.3387 (0.187)
Normality	Jarque-Bera		1.7051 (0.426)
Function Form	Ramsey RESET Test	F(1, 3)	4.2347 (0.132)
Stability test	CUSUM		Stability
	CUSUM of Squares		Stability

R-squared	0.9229	F-statistic (Prob)	5.327 (0.061)***
Adjusted R-squared	0.7497	Durbin-Watson stat	2.8779

Figure (1): CUSUM and CUSUM of Squares test:



ويوضح الجدول السابق نتائج هذه الأختبارات حيث جائت قيمة P-value (Prob) أكبر من مستويات المعنوية فى جميع نتائج الأختبارات، بما يفيد إلى خلو النماذج القياسية المقدرة من مشكلة الأرتباط التسلسلى بين البواقى (Serial Correlation) وكذلك مشكلة عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity) كما تدل على أن البواقى تتوزع توزيع طبيعى (Normality Test)، وأن النماذج موصفة بشكل ملائم (صحة الشكل الدالى للنماذج) (Functional Form).

بالإضافة إلى الأحصاءات العامة (key regression statistics) والتى توضح إرتفاع قيمة معامل التحديد المعدل ($\overline{R}^2$) حيث يفسر النموذج 75% من التغيرات التى تحدث فى التنمية المستدامة، وإستقرار قيمة إختبار دربن- واطسون (DW-statistic) حول 2 وهو ما يؤكد عدم وجود إرتباط تسلسلى بين البواقى، كما يشير إختبار فيشر *(Fisher)* (F-Stat) إلى رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل بوجود دلالة إحصائية للنموذج المستخدم ككل عند مستوى معنوية 10%.

كذلك لكى نتأكد من خلو البيانات المستخدمة فى هذه الدراسة من وجود أى تغيرات هيكلية فيها, أى التأكد من عدم وجود قفزات أو تغيرات مفاجئة فى البيانات مع مرور الزمن، فقد إستخدمنا إختبار المجموع التراكمى للبواقى المعاودة (CUSUM)، وكذلك المجموع التراكمى لمربعات البواقى المعاودة (CUSUM of Squares). ويتحقق الأستقرار الهيكلى للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج (ARDL)، إذا وقع الشكل البيانى لاختبار (CUSUM) و (CUSUM of Squares) داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5%، وهو ما يتحقق فى النموذج كما يتضح من الشكل (1)، وبالتالى هناك إستقراراً وإنسجاماً فى النموذج المستخدم بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير.

وترتيباً على نتائج هذه الأختبارات يمكن إتخاذ قرار بصلاحية إستخدام هذه النموذج فى تقدير العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل، ويوضح الجدول (6) نتائج القياس كما يلى:

جدول (6): نتائج تقدير معاملات الأجل الطويل ونموذج تصحيح الخطأ حسب معيار (AIC):

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
Long-run coefficients				
SUB	**-0.71993**	**0.0850**	**-8.4654**	**0.001***
GOV	0.17579	0.1372	1.2813	0.269
GDP	-0.68810	0.2435	-2.8264	0.048**
TRADE	0.15571	0.0478	3.2543	0.031**
Constant	33.8457	3.8168	8.8676	0.001*
Error correction coefficient				
φ_i	**-1.96812**	**0.2319**	**-8.4861**	**0.001***
Short-run coefficients				
D(*SUB*)	-0.11956	0.0815	-1.4667	0.216
D(*GOV*)	0.64703	0.1309	4.9402	0.008*
D(*GDP*)	0.41891	0.2007	2.0876	0.105
D(*TRADE*)	0.02592	0.0413	0.6269	0.564

ملحوظة: - *, **, *** معنوى عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

يتضح من نتائج الجدول أن أغلب متغيرات النموذج كانت ذات دلالة إحصائية (معنوية)، فيما عدا مؤشر الإنفاق الحكومى، كما أن إشارات معظم متغيرات النموذج متفقة مع النظرية الاقتصادية أو الإشارات المتوقعة.

وأخيراً يتضح أيضاً أن معامل تصحيح الخطأ (-1) ECM جاء معنوياً وسالبا، مما يدل على أن آلية تصحيح الخطأ موجودة فى النموذج, أى هناك إستقرار فى العلاقة فى الأجل الطويل، وهو بذلك يتفق مع إختبار (CUSUM)، (CUSUM of Squares).

(3) إجراءات إضافية للتحقق من قوة العلاقة (Robustness Checks):

تقوم بعض الدراسات التطبيقية بإستخدام بعض إجراءات للتحقق من مدى إستقرار أو قوة (Robust) العلاقة التطبيقة وعدم تنيرها؛ مثل إستخدام أكثر من مؤشر بديل للمتغيرات المستقل أو إستخدام أكثر من نموذج أو إستخدام أكثر من منهجية قياسية مختلفة أو حذف بعض الدول التى تحتوى على قيم متطرفة وإعادة التقدير وغيرها من الأساليب التى تجعلنا نتطمئن من خلالها أن العلاقة التطبيقية هى علاقة مستقرة لا تتغير بتغير الأساليب القياسية المستخدمة أو المؤشرات الوكيلة المستخدمة وغيرها.

وقد قامت الدراسة فى الجزء السابق بقياس العلاقة التطبيقية بين دعم الطاقة وعدالة توزيع الدخل فى مصر بإستخدام نموذج ديناميكى طويل الأجل وهو نموذج (ARDL)، وهنا فى هذا الجزء سوف نقوم بقياس العلاقة التطبيقية السابقة بإستخدام نموذج إستاتيكى قصير الأجل وذلك للتحقق من مدى إستقرار العلاقة التطبيقية, وهو طريقة المربعات الصغرى المعدلة أو القوية Robust Least Squares (RLS)، وتتميز هذه الطريقة بأنها تأخذ فى إعتبارها غياب بعض فروض المربعات الصغرى العادية أو فى حالة وجود قيم متطرفة (شاذة). وقد تم تقدير العلاقة بين دعم الطاقة وعدالة التوزيع فى مصر بإستخدام هذه الطريقة بإسلوب (MM-estimation)، كما فى الجدول التالى:

جدول (7): نتائج تقدير العلاقة التطبيقية بإستخدام طريقة (RLS_MM-estimation):

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
SUB	-0.35652	0.1209	-2.9480	0.003*
GOV	-0.25120	0.1405	-1.7874	0.074***
GDP	-0.44086	0.3177	-1.3876	0.165
TRADE	0.12068	0.0649	1.8604	0.063***
Constant	42.9196	3.9528	10.858	0.000*
R-squared	0.51741	Adjusted R-squared		0.32437
Rn-squared statistic	22.6955	Prob(Rn-squared stat.)		0.000*

ملحوظة: - *, **, *** معنوى عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

يتضح من نتائج الجدول إتساق نتائج نموذج (RLS) مع نتائج نموذج (ARDL) إلى حد كبير، حيث يتضح وجود أثر سلبى ومعنوى لدعم الطاقة (*SUB*) على معامل جينى فى مصر عند مستوى معنوية 1%، فزيادة دعم الطاقة بنسبة 1% يؤدى إلى إنخفاض معامل جينى وبالتالى إرتفاع عدالة توزيع الدخل بمقدار 0.356، كذلك نجد تأثير الإنفتاح التجارى موجب ومعنوى عند مستوى 10%، بينما نلاحظ إختلاف نتائج الإنفاق الحكومى عن نموذج (ARDL) حيث يتضح هنا أن (*GOV*) ذو تأثير سلبى ومعنوى عند مستوى 10% على معامل جينى, بينما جاء تأثير الناتج سلبى أيضاً ولكنه غير معنوى. ويتضح من ذلك أن العلاقة بين دعم الطاقة (*SUB*) وعدالة توزيع الدخل فى مصر مستقرة ضد الإجراءات المختلفة.

النتائج:

1. **أظهرت النتائج وجود تأثير سلبى ومعنوى لمؤشر دعم الطاقة كنسبة من الإنفاق الحكومى (SUP) على معامل جينى فى مصر عند مستوى معنوية 1%, حيث كان قيمة المقدر (0.71993-) وهو يشير إلى أن زيادة دعم الطاقة كنسبة من الإنفاق الحكومى بنسبة 1% فى مصر فى الأجل الطويل يؤدى إلى إنخفاض معامل جينى وبالتالى زيادة عدالة توزيع الدخل فى مصر بمقدار 0.719 وحدة فى المتوسط.** وهو بذلك يخالف فرضية الدراسة والتي تنص على ان دعم الطاقة يؤثر إيجابيا ومعنويا على معامل جينى وهو يشير الى ان زيادة دعم الطاقة كنسبة من الإنفاق الحكومى فى مصر يؤدى إلى زيادة معامل جينى وبالتالى زيادة التفاوت في توزيع الدخل . وهناك دراسة (Alvaredo and Piketty, 2014) اكدت صحة فرضيه الدراسة. حيث توصلت الى ان عدم المساواة العالية في توزيع الدخل ساهمت في ثورة الربيع العربي وخاصة في مصر حيث ان السخط الشعبى يعكس في الغالب المستوى المتصور عن عدم المساواة، ونصت الدراسة على ان مصادر البيانات المتوفرة حاليا غير كافية لاستخلاص تقديرات موثوق فيها عن اسهم الدخل الاعلي في مصر، بالإضافة الى ان عدم الشفافية في الدخل والثروة من احد الأسباب التي تقلل من مستوى عدم المساواة في مصر ودول الشرق الأوسط ، فى حين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية (غير معنوى) بين المتغيرين فى الأجل القصير.
2. وبالنسبة للإنفاق الحكومى نلاحظ عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين الإنفاق الحكومى كنسبة من إجمالى الناتج المحلى وبين معامل جينى فى الأجل الطويل, فى حين نلاحظ وجود أثر إيجابى للإنفاق الحكومى فى الأجل القصير على معامل جينى عند مستوى معنوية 1%، وهو ما يشير إلى أن زيادة الإنفاق الحكومى فى مصر يؤدى إلى زيادة عدم عدالة توزيع الدخل فى الأجل القصير بمقدار 0.647 وحدة فى المتوسط فى

حين يختفى أثره فى الأجل الطويل، وهو ما يدعو إلى إعادة النظر فى هيكل الإنفاق الحكومى فى مصر حيث يتجه أكثر نحو الأغنياء، مع إهمال برامج الضمان الاجتماعى ودعم الطبقات الفقيرة.

3. كذلك نلاحظ وجود تأثير إيجابى ومعنوى للإنفتاح التجارى (TRADE) على معامل جينى فى مصر عند مستوى معنوية 5% فى الأجل الطويل، وهو ما يشير أيضاً إلى أن زيادة حجم الصادرات والواردات كنسبة من إجمالى الناتج المحلى فى مصر بـ 1% يؤدى إلى زيادة معامل جينى بمقدار 0.156 وحدة فى المتوسط وبالتالى إنخفاض عدالة توزيع الدخل، فى حين لم يكن هناك أى تأثير للإنفتاح التجارى على عدالة التوزيع فى الأجل القصير.

4. كما نلاحظ وجود تأثير سلبى ومعنوى لمعدل النمو الاقتصادى (GDP%) على معامل جينى فى مصر عند مستوى معنوية 5% فى الأجل الطويل، وهو ما يشير أيضاً إلى أن زيادة معدل النمو الاقتصادى بواحد فى المائة يؤدى إلى إنخفاض معامل جينى بمقدار 0.688 فى المتوسط وبالتالى إرتفاع عدالة التوزيع فى مصر، بينما فى الأجل القصير لم نجد أيضاً أى تأثير معنوى لمعدل النمو فى إجمالى الناتج على عدالة التوزيع فى مصر.

المراجع:

اولا: المراجع باللغة العربية:

امين ، محمود احمد محمود ، 2013 ، "سياسة الدعم الحكومى في مصر (المشاكل، والحلول)"، رسالة ماجستير ،كلية التجارة ، جامعة عين شمس .

تقرير التنمية الإنسانية العربية، برنامج الأمم المتحدة الانمائى، 2012،"دعم الطاقة في العالم العربى "، المكتب الإقليمي للدول العربية.

حلمى، أمنية، 2005، " كفاءة وعدالة سياسة الدعم في مصر"، سلسلة اوراق العمل، القاهرة، المركز المصرى للدراسات الاقتصادية.

خطاب، عبد الله، 2007، "تقييم اثر دعم الطاقة علي الصناعات كثيفة استخدام الطاقة في مصر"، ورقة عمل، المركز المصري للدراسات الاقتصادية .

الشربينى، ابراهيم زكريا عطا، 2012،"برنامج الإصلاح الاقتصادى في مصر ، وعدالة توزيع الدخل، كمدخل لدعم سياسات النمو (بالتطبيق علي السلع الاستراتيجية) "، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة المنصورة .

صندوق النقد الدولي ، 2012 ،" اصلاح دعم الطاقة (الدروس المستفادة والانعكاسات)"، 28 يناير 2012.

المحلاوى، شعبان عبدة ابو العز، 2014،" دعم الطاقة فى مصر الاشكالية واستراتيجية الاصلاح "، مجلة البحوث القانونية والاقتصادية، القاهرة، العدد 56، الجزء الثانى.

وزارة المالية ، 2011، البيان المالى 2012/2011، الموازنة العامة للدولة.

ثانيا: المراجع باللغة الإنجليزية

Abouleinein, S., El Laithy, H., & al-Dīn, H. K. (2009). The impact of phasing out subsidies of petroleum energy products in Egypt. Egyptian Center for Economic Studies.

Del Granado, F. J. A., Coady, D., & Gillingham, R. (2010). The unequal benefits of fuel subsidies: *A review of evidence for developing countries. World Development, 40(11), 2234-2248.*

Kandil, M. (2012). The subsidy system in Egypt: alternatives for reform. Policy Viewpoint Series, The Egyptian Centre for Economic Studies (ECES),

Lee, H. Y., Kim, J., & Cin, B. C. (2013). Empirical analysis on the determinants of income inequality in Korea. International Journal of Advanced Science and Technology, 53, 95-110.

Ospina, M. (2010). The effect of social spending on income inequality: An analysis for Latin American countries. Center for Research in Economics and Finance (CIEF), Working Papers, (10-03).

Rohac, D. (2013). Solving Egypt's Subsidy Problem. Policy Analysis, (741).

Schwabish, J. A., Smeeding, T. M., & Osberg, L. (2006). Income distribution and social expenditures. In The Distributional Effects of Government Spending and Taxation (pp. 247-288). Palgrave Macmillan UK..

Abstract:

This paper studies the effect of energy subside on farrness of income distribution in Egypt during the period (2000-2014),based on the methodology co integration using the bounds testing approach and building on the autoregressive distributed lag (ARDL) . The results showed a negative and significant impact of the Energy Support Index as a percentage of government spending on a Gini coefficient in Egypt, He points out that increasing energy subsidies as a proportion of government spending leads to a decrease in the Gini coefficient, Thus increasing the fairness of income distribution in Egypt and this is consistent with economic theory, This result was confirmed by the RLS test

Key words: energy subsidy , Gini Coefficient, ARDL method, RLS method.