قياس أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري

بحث مُستَلْ من رسالة ماجستير في الاقتصاد

إعداد

أ. مريم محمد توفيق علي
معيدة بقسم الاقتصاد
كلية التجارة – جامعة دمياط

أ.م.د. أشرف لطفي السيد
أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة – جامعة طنطا

أ.م.د. ابراهيم زكريا الشربيني
أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة – جامعة دمياط

أ.د.علا عادل علي عبد العال
أستاذ الاقتصاد المتفرغ
كلية التجارة – جامعة دمياط

المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية

كلية التجارة – جامعة دمياط

المجلد الرابع - العدد الأول – الجزء الرابع - يناير ٢٠٢٣

التوثيق المقترح وفقاً لنظام APA:

علي، مريم محمد توفيق؛ **السيد،** أشرف لطفي؛ **الشربيني،** إبراهيم زكريا؛ **عبد العال،** علا عادل علي (٢٠٢٣). قياس أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري. **المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية،** كلية التجارة، جامعة دمياط، ٤(١)، ٧٩-١١٣.

رابط المجلة: https://cfdj.journals.ekb.eg/

قياس أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري

أ. مريم محمد توفق؛ د. أشرف لطفي السيد؛ د. إبراهيم زكريا الشربيني؛ د. علا عادل عبد العال

ملخص

يؤثر سعر الفائدة على الاستثمار بشكل عام وعلى الاستثمار في قطاع الأسمنت بشكل خاص لأنه يعتمد بشكل كبير على الاستثمار الخاص والأجنبي، ولهذا استهدفت الدراسة قياس أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري ، والذي تم التعبير عنه بقيمة الإنتاج بسعر البيع، باستخدام بيانات سلسلة زمنية ربع سنوية لفترة الدراسة الممتدة من عام ٢٠٠٢ وحتي عام ٢٠١٦، وتم استخدام اختبار جذر الوحدة Phillip-Perron (P-P) لفحص استقرارية متغيرات الدراسة والذي توصل إلى استقرار متغيرات الدراسة مع أخذ الفرق الأول I(1) فيما عدا سعر الفائدة الحقيقي والذي كان مستقراً عند المستوى I(0). ومن ثم اعتمدت الدراسة علي منهجية الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة ARDL (Autoregressive Distributed Lag) .

وقد توصل التقدير إلى أن متوسط سعر بيع طن الأسمنت يؤثر على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع من الأسمنت بعلاقة طردية في الأجلين القصير والطويل، يؤثر متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع بعلاقة طردية في الأجلين القصير والطويل، كما يؤثر متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع بعلاقة طردية في الأجل القصير، إلا أن العلاقة تنقلب لتصبح سالبة في الأجل الطويل وتتفق هذه النتيجة وحالة دراسة قطاع الأسمنت، وبالنسبة لسعر الفائدة يؤثر على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع بعلاقة طردية في الأجل القصير وتتعارض العلاقة مع النظرية الاقتصادية إلا أن اختلالات الأجل القصير يتم تصحيحها في الأجل الطويل وفقاً لمعامل تصحيح الخطأ (ECT) وتتحول العلاقة في الأجل الطويل لتصبح سالبة بما يتفق والنظرية الاقتصادية.

الكلمات المفتاحية: سعر الفائدة، الاستثمار الخاص، قطاع الأسمنت، تقدير العلاقة.

المقدمة:

يُعد سعر الفائدة من أكثر الأدوات فاعلية في نقل أثر السياسة النقدية المطبقة من قبل الدولة إلى مكونات النشاط الاقتصادي، إلا أن درجة الفعالية هذه تتوقف على مدي قوة وسيطرة القطاع الخاص في النشاط الاقتصادي للدولة؛ ويُمثل قطاع الأسمنت أحد القطاعات التي خضعت لسيطرة القطاع الخاص خلال الفترة (٢٠٠٢- ٢٠١٦) حيث اجتذبت هذه الصناعة القطاع الخاص لما حققه خلال هذه الفترة من ارتفاع معدلات الربحية وصلت إلى ١٤٦٪ كنسبة من التكلفة في عام ٢٠٠٨.

بالإضافة إلى أن صناعة الأسمنت تُعد واحدة من الصناعات الاستراتيجية التي تلعب دوراً تنموياً هاماً في الاقتصاد القومي، فتُمثل إلى جانب صناعة الحديد والصلب العمود الفقري لقطاع التشييد والبناء والذي يعتبر من القطاعات الهامة على المستوي الكلي، فغالباً ما يُقاس رواج أو ركود الاقتصاد بما يعتري هذا القطاع من دورات اقتصادية، كما يُعد الأسمنت عنصراً حيوياً تقوم عليه البنية الأساسية

للمشروعات الإنتاجية، الخدمية والعمرانية من مرافق عامة ووحدات استثمارية وصحية وتعليمية، وهذه المشروعات ضرورية لتنفيذ برامج التنمية الاقتصادية والاجتماعية ، ليس هذا فحسب وإنما غالباً ما يُستخدم استهلاك الفرد من الأسمنت مؤشراً للتنمية الاقتصادية خاصة في الدول الاقل نمواً (Daugherty, 1973).

كما أن إنتاج الأسمنت محلياً يخفف العبء على الميزان التجاري من خلال خفض الكمية المستوردة منه والاعتماد بدلاً من ذلك على المنتج منه محليا بما يخفف الضغط على حجم الطلب من النقد الأجنبي خاصة وأن هذا المنتج يتسم بارتفاع باهظ في تكاليف النقل هذا من جانب، ومن جانب آخر تحقيق فائض يتم توجيهه للتصدير بما يجعل من هذه الصناعة مصدراً للنقد الأجنبي خاصة وأن الأسمنت المصري يتسم بجودة عالمية عالية تحتل معها مرتبة متقدمة ضمن أفضل الدول المنتجة له، فهو يحتل الترتيب الثاني عشر عالمياً من حيث الجودة، ومن هنا جاءت أهمية البحث في أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري.

مشكلة الدراسة:

يُعد سعر الفائدة من أكثر الأدوات فاعلية في نقل أثر السياسة النقدية المطبقة من قبل الدولة إلى مكونات النشاط الاقتصادي، إلا أن درجة الفعالية هذه تتوقف على مدي قوة وسيطرة القطاع الخاص في النشاط الاقتصادي للدولة، وفي قطاع الأسمنت فقد سيطر القطاع الخاص على ملكية الصناعة خلال الفترة المستهدفة للدراسة والممتدة (٢٠٠٢-٢٠١٦). لذلك يمكن صياغة مشكلة الدراسة في التساؤلات الرئيسية التالية:

- ما هي العوامل المؤثرة على الاستثمار في قطاع الأسمنت؟
- ما هي درجة تأثير سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت في مصر؟

أهداف الدراسة:

تستهدف الدراسة التعرف على:

- العوامل المؤثرة على الاستثمار في قطاع الأسمنت المصري.
- درجة معنوية سعر الفائدة في التأثير على الاستثمار في قطاع الأسمنت المصري خلال فترة سيطرة القطاع الخاص الممتدة من عام ٢٠٠٢ وحتى عام ٢٠١٦.

خطة الدراسة:

تتناول الدراسة بجانب المقدمة، مشكلة الدراسة، هدف الدراسة، خطة الدراسة، ودراسات سابقة تناولت قطاع الأسمنت، العوامل المؤثرة على الاستثمار في صناعة الأسمنت المصرية والدراسة القياسية لأثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري.

دراسات سابقة تناولت قطاع الأسمنت في مصر:

ركزت دراسة (فوزي، ٢٠٠٢) على مقومات صناعة الأسمنت في مصر، وخلصت الدراسة لعدة نتائج أهما: توافر المقومات المادية والطبيعية والبشرية لإقامة صناعة الأسمنت في الاقتصاد المصري، وهدفت دراسة (فرج، ٢٠٠٥) إلى التعرف على الملامح الأساسية لصناعة الأسمنت المصرية والوضع التنافسي لهذه الصناعة باستخدام بعض مؤشرات قياس الميزة التنافسية؛ وقد توصلت المؤشرات إلى تمتع صناعة الأسمنت بميزة تنافسية بداية من عام ٢٠٠٢؛

كما ركزت دراسة (الشهواني، ٢٠١١) على أثر التركز الصناعي على الأداء الاقتصادي لصناعة الأسمنت والشركات العاملة به، كما هدفت إلى تتبع أثر اتجاه الشركات متعددة الجنسيات إلى الخروج من أوربا وإقامة مصانعها في الدول النامية، فضلا عن الاستحواذ على الشركات القائمة ولاسيما بعد أن ارتفعت تكلفة حماية البيئة في أوروبا نتيجة لما تتسم به هذه الصناعة من تلويث للبيئة. وتوصلت الدراسة إلى أن عمليات الخصخصة لشركات الأسمنت في مصر قد أدت إلى التركز الصناعي والذي نتج عنه استحواذ عدد قليل من الشركات على نسبة كبيرة من سوق المنتج مما أدى إلى ظهور الاتجاهات الاحتكارية ولا يخفى تأثيرها القوي على مستوى الأسعار والإنتاج.

وجاءت نتائج دراسة (عطية، ٢٠١٤) متفقة مع نتائج دراسة (الشهواني، ٢٠١١) حيث توصلت الدراسة إلى أن عمليات الخصخصة لوحدات إنتاج وتسويق الأسمنت في مصر نتج عنها استحواذ عدد قليل من الشركات خاصة الأجنبية على صناعة الأسمنت في مصر ومن ثم ظهور الاحتكار في هذه الصناعة، واعتمدت الدراسة للوصول إلى هذه النتائج على إجراء تحليل إحصائي يقوم على المقارنات الزمنية لفترة ما قبل الخصخصة وما بعدها خلال الفترة من عام ١٩٨٥ إلى عام ٢٠١٢، كما توصلت دراسة (عبد العال، ٢٠١٤) لنفس النتائج حول ظهور الممارسات الاحتكارية في قطاع الاسمنت.

بينما هدفت دراسة (سالمان، ٢٠١٦) إلى إلقاء الضوء على الدور التنموي للاستثمار الأجنبي المباشر في مصر وتحليل العلاقة التي تربط هذا المتغير بقطاع الأسمنت؛

واستخدمت الدراسة معادلة انحدار متعدد تربط بين إنتاج الأسمنت في مصر والعوامل المؤثرة علية باستخدام طريقتي (Enter, Stepwise) وتم صياغة المعادلة في الصورة التالية:

$$y = B_0 + B_1X_1 - B_2X_2 + B_3X_3 + B_4X_4 + E$$

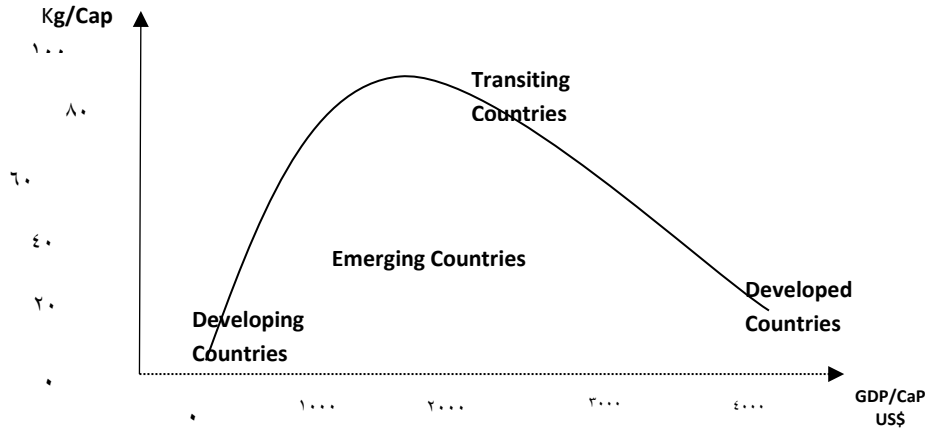
وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين كل من متوسط نصيب الفرد من الدخل القومي X_1 والطلب علي الأسمنت من أجل البناء، كما أظهرت علاقة طردية بين متوسط سعر طن الاسمنت X_4 والمعروض من الأسمنت y ، بينما جاءت إشارة متغير صافي الاستثمار الأجنبي المباشر X_2 سالبة بمعنى وجود علاقة عكسية بين المتغير X_2 والمعروض من الأسمنت وأرجعت الدراسة السبب في ذلك إلى التقلبات التي تعرض لها الاقتصاد القومي خلال الفترة ٢٠١١ إلى ٢٠١٤ والتي أدت إلى هروب الاستثمار الأجنبي المباشر من مصر، كما أظهرت الدراسة عدم معنوية متغير دعم المواد البترولية X_3 في تأثيره على التغير التابع y وأرجعت الدراسة السبب في ذلك إلى أن ارتفاع معدلات الربحية في القطاع تعوض ارتفاع التكاليف الناتج عن رفع الدولة للدعم عن المواد البترولية.

أولاً: العوامل المؤثرة على جانبي الطلب وعرض الأسمنت المصري:

يتأثر الاستثمار في صناعة ما بمجموعة من المقومات والتحديات التي تسود في البيئة الاستثمارية لهذه الصناعة، فإما أن تجتذب المستثمرين وتحفز الاستثمار وتدفع علي زيادة معدلاته او أنها تثبط من دافع الاستثمار في هذه الصناعة وربما خروج منتجين قائمين بالفعل من سوق الصناعة. وبالنسبة لصناعة الأسمنت فيتأثر كل من جانبي الطلب والعرض عليه بعدة عوامل.

فبالنسبة **لمجموعة العوامل التي تؤثر على جانب الطلب** والذي يمثل استهلاك السلعة، فنجده يتأثر بعدة عوامل هي: معدل النمو السكاني ومعدل النمو الاقتصادي؛ حيث يعتبر استهلاك الفرد من الأسمنت انعكاساً للطلب على الإسكان والبنية التحتية ويرتبط بمستويات التحضر في الدولة وهذه تكون مدفوعة بالاستثمارات الحكومية وأنشطة القطاع الخاص بالإضافة إلى أن ارتفاع معدلات التصنيع الناتج عن التوسع الاقتصادي تؤدي إلى رفع معدلات استهلاك الأسمنت. كما نجد أن النمو في متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يُعد عاملاً مساهماً في تحديد الطلب على الأسمنت، هذه العلاقة بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت والناتج المحلي الإجمالي تُستخدم للحكم على النمو الاقتصادي النسبي بين الدول، والتنبؤ بمعدلات الأسمنت المتوقع استهلاكها مع التغير في الناتج المحلي الإجمالي لدولة ما. ويتم التعبير عن هذه العلاقة بيانياً بالشكل رقم (١) والمعروف بـ S Curve (Davidson,2014) ويأخذ شكل حرف U مقلوب ليوضح أربع مراحل:

شكل رقم (١) العلاقة بين استهلاك الأسمنت ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي



Source; Shen &els.(2014). P338.

المرحلة الاولى: تُميز الدول ذات مستوي الناتج المحلي الإجمالي المنخفض ويكون فيها معدلات استهلاك الفرد من الأسمنت منخفضة لانخفاض معدلات التنمية الاقتصادية ومستويات القدرة الشرائية لدي الأفراد.

المرحلة الثانية: تُميز الدول الناشئة والتي تسعى إلى الاستثمار في البنية التحتية بشكل كبير، وبالتالي فهي تستهلك الأسمنت بمعدلات كبيرة ومتزايدة لتنفيذ مشروعات البنية التحتية المستهدفة.

المرحلة الثالثة: تكون بعد معدل استهلاك معين من الأسمنت بحيث تصل الدولة إلى مرحلة التشبع أو الذروة ويكون هناك مزيد من التنمية الاقتصادية ولكن مع انخفاض مستويات استهلاك الأسمنت والذي غالباً لا يتجاوز الـ ٦٠٠ Kg للفرد في الدول التي يزيد نصيب الفرد من GDPS عن ٢٥٠٠٠$ (Davidson,2014, P8)، حيث يكون الاعتماد الأكبر على التكنولوجيا لرفع معدلات النمو الاقتصادي في هذه المرحلة.

المرحلة الرابعة: تُميز الاقتصادات الأكثر رسوخاً ولديها معدلات استهلاك من الأسمنت تتماشى مع احتياجاتها وتكون معظم استخدامات الأسمنت موجهه إلى عمليات الصيانة.

أما عن مجموعة العوامل التي تؤثر على جانب العرض والذي يوضح إنتاج السلعة نجد أنه يعتمد على عدة عوامل أهمها:- سعر بيع المنتج، تكلفة الإنتاج ومستوى الربحية المرتبطة بها، وبالنسبة لقطاع الأسمنت المصري فيتضح أن انخفاض مستويات التكلفة وارتفاع مستويات الربحية التي تحققها شركات الأسمنت العاملة في الاقتصاد المصري مقارنة بشركات الأسمنت العاملة بدولٍ أخرى من أهم عوامل جذب المستثمرين المحليين والأجانب نحو هذه الصناعة حيث تعمل هذه الدول على:

- توفير المواد الخام اللازمة لصناعة الأسمنت من منتجات المحاجر كالحجر الجيري والطفلة والجبس وغيرها بكميات كبيرة في مصر.
- توفير الأيدي العاملة اللازمة للصناعة وبخبرات على درجات عالية من الكفاءة، ويعود ذلك بشكل رئيسي لقدم توطن صناعة الأسمنت في مصر.
- تخفيض معدلات الضرائب ورسوم التنمية المفروضة على المستثمرين في صناعة الأسمنت المصرية مقارنة بالدول الاجنبية.

وتسمح هذه العوامل بتحقيق مستويات مرتفعة من الربحية كما هو موضح بالجدول رقم (٤) بالملاحق والذي يوضح متوسط الأرباح والعوائد التي تحققها شركات الأسمنت في مصر سواء الوطنية أو الدولية مقارنة ببعض شركات الأسمنت العالمية، ويتبين تفوق شركات الأسمنت العاملة بالاقتصاد المصري في حجم الأرباح وحجم العوائد المحققة مقارنة بالشركات العاملة في الاقتصاديات الأجنبية كما يلي:

- حققت شركة مصر بني سويف معدل عائد على رأس المال في عام ٢٠١٣ بلغ ٩٠,٦٪ مقارنة بـ ٥,١٪ حققتها شركة (Hanil) بكوريا و ٦,١٪ حققتها شركة (Tatheiyo) باليابان عن نفس العام.
- حققت بعض الشركات المصرية مستويات أرباح استثنائية، فنجد أن فقد متوسط مستوي الربح لشركة مصر للأسمنت قنا تجاوز الـ ٤١٪عن الفترة (٢٠١٠-٢٠١٣) وهو معدل لم تستطع أي من شركات العينة تحقيقه، فمثلا حققت شركة (Tatheiyo) باليابان متوسط ربح ٢٪، وشركة Hanil بكوريا لم تستطع أن تحقق سوي ٠,٧٥٪ عن نفس الفترة.
- حقق فرع شركة Titan في مصر معدل عائد علي رأس المال بلغ ٩,٣٪ عن عام ٢٠١٣ مقارنة بـ ١,٨٪ حققتها نفس الشركة في فرع اليونان لنفس العام، كما حققت الشركة متوسط ربح عن الفترة (٢٠١٠-٢٠١٣) بلغ ١٩,٣٪ في مصر ولم يبلغ متوسط الربح في فرع اليونان سوى ١٪ عن نفس الفترة.

حققت شركة Italcement Spaفي إيطاليا معدل عائد على رأس المال بلغ ٢٪ في عام ٢٠١٣ مقارنة بـ ٦٥,١٪ حققتها الشركة في مصر، ومتوسط ربح سجل قيمة سالبة بلغت ١٢٪ مقارنة بـمتوسط ربح ١٥,٨٪ حققتها الشركة في مصر.

ثانياً: قياس أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت المصري

يستهدف هذا الجزء من الدراسة قياس أثر سعر الفائدة على الاستثمار الخاص في قطاع الأسمنت وذلك بهدف معرفة درجة تأثير سعر الفائدة على حجم الاستثمار في القطاع.

توصيف المتغيرات:

فيما يلي سوف نوضح توصيف المتغيرات التي سوف يتم استخدامها في الجزء التطبيقي ومصادر الحصول عليها والتي تنقسم إلى:

متغير تابع

- **إنتاج القطاع الخاص من الأسمنت (Total Production of Cement)**

تم الاعتماد على إجمالي قيمة الإنتاج التام للقطاع الخاص من الأسمنت بسعر البيع كمؤشر عن الاستثمار الخاص في القطاع ونرمز له بالرمز TPC.

وتُحسب قيمة الإنتاج التام من الأسمنت بسعر البيع من خلال المعادلة الصادرة عن الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء كما يلي:

قيمة الإنتاج التام بسعر البيع = صافي مبيعات الإنتاج التام بسعر البيع + التحويلات التالف والفاقد من الإنتاج بسعر البيع +_ التغير في مخزون إنتاج تام بسعر البيع.

وأخذت بيانات فترة الدراسة الممتدة من عام ٢٠٠٢ وحتى عام ٢٠١٦ من نشرات الإنتاج الصناعي السنوي لمنشئات القطاع الخاص الصادرة عن الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء.

المتغيرات المفسرة (المستقلة):

- **سعر الفائدة الحقيقي ((Real Interest Rate:**

يشير سعر الفائدة الحقيقي إلى سعر الفائدة الإسمي بعد إزالة أثر التضخم بحيث يعكس التكلفة الحقيقية التي يتحملها المقترض، ونرمز له بالرمز (RINERT) وتم الحصول على بيانات السلسلة الزمنية الخاصة بهذا المتغير من بيانات البنك الدولي.

- **نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (Grosse Domestic Product Per Capita):**

يشير إلى متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي بعد قسمة الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية على عدد السكان، ونرمز له بالرمز (AGDP) وتم الحصول على بيانات السلسلة الزمنية من البنك الدولي.

- **متوسط سعر بيع طن الأسمنت (Average Price of Cement):**

يشير إلى متوسط سعر بيع طن الأسمنت في السوق المحلية، ونرمز له بالرمز (APC)، وتم الحصول على البيانات للفترة (٢٠٠٠-٢٠١٢) من دراسة صناعة الأسمنت الصادرة عن الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء في عام ٢٠١٥، وبيانات الفترة (٢٠١٣-٢٠١٦) تم الحصول عليها من النشرة السنوية لأسعار المنتجات الصناعية الصادرة عن الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

- **متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت (Average Cement Consumption):**

يشير إلى متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت، ونرمز له بالرمز (ACC) وهو خارج قسمة الاستهلاك الكلي من الأسمنت بالطن (تم الحصول على البيانات من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء) على عدد السكان بالمليون نسمة (وتم الحصول على البيانات من مؤشرات التنمية الصادرة عن البنك الدولي).

مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المفسرة:

يُعد وجود ارتباط خطى Multicollinearity قوي بين المتغيرات المفسرة للمتغير التابع من أهم المشكلات التي تواجه التحليل القياسي، فوجود هذه المشكلة يؤدي إلى تفسير مضلل لإحصائيات الاختبار، خاصة وإذا كانت الدراسة تهدف إلى تقدير المعلمات ومعرفة أثر كل متغير مستقل على المتغير التابع بشكل منفصل، وليس مجرد التنبؤ بقيم المتغير التابع (Zahari&all, 2014). ونظراً لوجود علاقة بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي كما تم دراستها وفقاً لمنحنى S-Curve، بالإضافة إلى وجود علاقة بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت ومتوسط سعر بيع طن الأسمنت، كان من الضروري دراسة درجة الارتباط بين المتغيرات للتأكد من أنها لا تتعدى حد الأمان (٠,٧) وفقاً لمعامل الارتباط الخطي لبيرسون (أبو صالح، ٢٠١٧) وتتضح في الجدول التالي.

جدول رقم (١): مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المفسرة

Correlation	RINERT	APC	A_GDP	ACC
RINERT	1.000000			
APC	-0.396308	1.000000		
AGDP	-0.383862	0.576271	1.000000	
ACC	-0.302909	0.723737	0.395288	1.000000

يتضح من الجدول السابق رقم (١): أن أقصى معامل ارتباط لم يتخطَ (٠،٧) وكان بين متوسط سعر بيع طن الأسمنت APC ومتوسط استهلاك الفرد من الأسمنت ACC وهي نتيجة منطقية وفقاً للنظرية الاقتصادية، وهو مالا يتعارض مع إمكانية إدراج كل من المتغيرين في النموذج.

فروض النموذج:

يختبر النموذج مجموعة من الفروض والمتمثلة في:

- وجود علاقة عكسية بين سعر الفائدة الحقيقي RINERT وإجمالي قيمة إنتاج القطاع الخاص من الأسمنت (TPC).
- وجود علاقة عكسية بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي (A_GDP) وإجمالي قيمة إنتاج القطاع الخاص من الأسمنت (TPC).
- وجود علاقة طردية بين متوسط سعر بيع طن الأسمنت (APC) وإجمالي قيمة الإنتاج في القطاع (TPC).
- وجود علاقة طردية بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت (ACC) وإجمالي قيمة إنتاج الأسمنت في القطاع (TPC).

التوصيف الإحصائي لمتغيرات النموذج:

يقوم التوصيف الإحصائي بحساب المقاييس الإحصائية لمتغيرات النموذج والمتمثلة في:

- مقاييس النزعة المركزية: لمعرفة اتجاه البيانات ارتفاعاً أو انخفاضاً ويعبر عنها من خلال إحصائيات الوسط الحسابي Meanوالوسيط Median؛
- مقاييس التشتت: لمعرفة درجة تشتت البيانات حول وسطها الحسابي وتعكسها إحصائيات الانحراف المعياري Std. Dev والمدى (الفرق بين أعلى قيمة Maximum وأقل قيمة Minimum)؛
- ومقاييس الشكل: والتي تعكسها إحصائية التوزيع الطبيعي Jarque-Bera، ويوضح الجدول التالي الوصف الإحصائي للمتغيرات حيث تم الاعتماد على البيانات الربع سنوية خلال الفترة (٢٠٠٢-٢٠١٦):

جدول رقم (٢)
الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics Analysis لمتغيرات النموذج القياسي

	RINERT	APC	AGDP	ACC	TPC
Mean	2.406667	442.8467	2637.653	391.1467	14325741
Median	1.111875	446.5359	2192.791	426.6609	12645941
Maximum	11.60719	696.8125	8333.528	494.0625	35006284
Minimum	-7.359687	155.0156	1051.609	235.5719	2434687.
Std. Dev.	4.091060	155.8661	1740.778	84.72358	9128207.
Skewness	0.005096	0.011986	1.829308	-0.675113	0.481619
Kurtosis	3.243928	2.037326	6.473477	1.976451	2.149965
Jarque-Bera	0.149012	2.318292	63.62628	7.176905	4.125964
Probability	0.928202	0.313754	0.000000	0.027641	0.127074
Sum	144.4000	26570.80	158259.2	23468.80	8.60E+08
Sum Sq. Dev.	987.4696	1433361.	1.79E+08	423507.0	4.92E+15
Observations	60	60	60	60	60

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائيEViews 12.

يتضح من الجدول السابق عدم انتظام السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج، حيث أن التوزيع الطبيعي Normal Distribution يتسم بمجموعة خصائص منها:

- انخفاض قيمة انحراف البيانات عن متوسطها الحسابي (التشتت) ويعبر عنها بإحصائية Std. Dev، فكلما انخفضت قيمة الـ Std. Dev دل ذلك على انخفاض درجة تشتت البيانات والعكس في حالة ارتفاع قيمته، ويتضح من بيانات الجدول السابق أن تشتت البيانات حول الوسط الحسابي كبير لمعظم متغيرات الدراسة.
- قيمة معامل التفرطح Kurtosis تساوي (٣): وهو يمثل تكرارات القيم علي طرفي المتغير، فإذا كانت قيمة Kurtosis> (٣) يعني هذا وجود leptokurtic أي تدبب في قمة المنحني كما في متغير RINERT ومتغيرAGDP، وإذا كانت قيمة Kurtosis< (٣) يعني هذا وجود Platykurtic أي انخفاض في قمة المنحني مقارنة بمنحنى التوزيع الطبيعي، كما في المتغيرات ACCوAPC و TPC.

- قيمة معامل الالتواء Skeweness تساوي (صفر): ووجود التواء يعني عدم تماثل التوزيع الطبيعي حول نقطة المركز فإذا كانت قيمة معامل الالتواء موجبة يعني هذا تطرف القيم ناحية اليمين وتتضح في الرسم البياني والإحصاء الوصفي للمتغيرات AGDP، والعكس إذا كانت قيمة معامل الالتواء سالبة كما يتضح في متغير ACC.
- انخفاض قيمة Jarque-Bera: والتي تعتمد على قيمتي كل من معامل الالتواء ومعامل التفرطح، ويلاحظ من الجدول السابق ارتفاع قيمة Jarque-Bera لمعظم متغيرات النموذج، بما يشير إلى عدم اتباع السلاسل الزمنية للتوزيع الطبيعي،

وبالتالي يتم إدخال اللوغاريتم Logarithmعلى بعض متغيرات النموذج (فمن المفترض عدم إدخال الصيغة اللوغاريتمية علي القيم السالبة أو النسب المئوية وبالتالي لم يتم إدخال اللوغاريتم على سعر الفائدة)، حيث يعمل اللوغاريتم على معالجة القيم المتطرفة وخفض قيم معاملات Skeweness وKurtosis بما يخفض من قيمة احصائية Jarque-Beraومن ثم تصبح البيانات أقرب للتوزيع الطبيعي.

النموذج المستخدم في القياس Autoregressive Distributed Lag (ARDL):

يُقترح استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي فترات الإبطاء الموزعة Autoregressive (ARDL) Distributed Lag، وهو منهجية تم اقتراحها وتطويرها من قبل Pesaran and shin (1995) و Pesaran et al (1996) (Nkoro&Uko,2016). حيث تتسم منهجية ARDL بإمكانية تطبيق اختبار الحدود للتكامل المشترك Bounds Testبغض النظر عما إذا كانت المتغيرات مستقرة عند المستوى in Level I(0) أو تستقر مع أخذ الفرق الأول in First Difference I(1) أو مزيج بينهما؛ وبذلك تتغلب منهجية ARDL علي المشكلات التي كانت تواجه أساليب التكامل المشترك الأخرى في حالة إذا اختلفت درجة استقرار أو تكامل المتغيرات محل الدراسة، مثل Engle and granger (1987)و Johansen (1988) التي تتطلب أن تكون المتغيرات متكاملة أو مستقرة من نفس الدرجة (السواعى،٢٠١٥) .

كما تتسم منهجية ARDL بإمكانية تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل معاً في معادلة واحدة.

خطوات تطبيق منهجية ARDL:

تتمثل الخطوات الرئيسية لمنهجية ARDL في التالي:

I. اختبار الاستقرار (جذر الوحدة) Unit Root Test للتأكد من أن جميع المتغيرات مستقرة عند المستوى I(0) أو عند الفرق الأول I(1) أو مزيج بينهما وعدم وجود أي من المتغيرات مستقرة

عند الفرق الثاني I(2)، حيث لا يمكن تطبيق منهجية ARDL إذا استقر أحد المتغيرات على الأقل عند الفرق الثاني أو أكثر.

II. تحديد درجات إبطاء النموذج Specify ARDL Lag Structure.

III. تقدير النموذج Estimate ARDL.

IV. تقدير علاقة الأجل القصير ARDL Error Correction Regression وتفسير المعلمات.

V. اختبار الحدود F-Bounds Test للكشف عند وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل من عدمه.

VI. تقدير علاقة الأجل الطويل .ARDL Long Run Form

VII. إجراء الاختبارات التشخيصية للتأكد من صلاحية النموذج ويتمثل أهم هذه الاختبارات في، Serial Correlation Test للتأكد من عدم وجود ارتباط تسلسلي بين البواقي، Heteroskedasticity للتأكد من تجانس تباين البواقي واختبار Ramsey Testللتأكد من صلاحية الشكل الدالي للنموذج.

اختبارات الاستقرار:Unit Root Test

يتم إجراء اختبار استقرار السلاسل الزمنية باستخدام اختبارات جذر الوحدة unit root test، وتهدف هذه الاختبارات إلى فحص خواص السلاسل الزمنية محل الدراسة، والتأكد من درجة سكونها وهي لا تسمح فقط بالكشف عن وجود صفة عدم الاستقرار، ولكن تحدد أيضاً درجة تكامل كل متغير على حده.

ويُعد اختبار Phillip-Perron (P-P) واختبار Augmented Dickey Fuller (ADF) من أهم اختبارات جذور الوحدة، إلا أنه سوف يتم الاعتماد على اختبار Phillip-Perron (P-P)، نظراً لأنه يُعد أدق من اختبار (ADF) فهو يتغلب على مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي Serial) correlation in the error terms) والتي لا يأخذها اختبار (DF) في الحسبان & Gujarati) Porter.2008,P758)، وتتضح نتائج اختبار (P-P) في الجدول التالي:

جدول رقم (٣)

نتائج اختبار Phillip-Perron (P-P) لاستقرار السلاسل الزمنية

Variables	الـ **Exogenous**	الفروق		
		Level	**1st diff**	**2nd diff**
LTPC	Inter	(0.8940)	(0.0011)	////
	T& Inter	(0.3511)	(0.0074)	////
	Non	(0.9933)	(0.0005)	////
RINERT	Inter	(0.1544)	(0.0014)	///
	T& Inter	(0.7609)	(0.0018)	////
	Non	(0.0343)	///	////
LAPC	Inter	(0.0818)	(0.0029)	////
	T& Inter	(0.1303)	(0.0140)	////
	Non	(0.9986)	(0.0006)	////
LACC	Inter	(0.6317)	(0.0023)	///
	T& Inter	(0.6022)	(0.0139)	///
	Non	(0.8108)	(0.0001)	////
LAGDP	Inter	(0.5382)	(0.0003)	////
	T& Inter	(0.3667)	(0.0020)	////
	Non	(0.8284)	(0.0001)	////

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائيEviews 12

يمكن تلخيص نتائج اختبار جذور الوحدة كما يلي:

المتغير	(LTPC)	RINETR	(LAPC)	(LACC)	(LAGDP)
درجة التكامل	I (١)	I (٠)	I (١)	I (١)	I(١)

يتضح من بيانات الجداول السابقة أن نتائج اختبارات جذور الوحدة تنوعت في درجة استقرارها Stationarity أو تكاملها Integration بين سلاسل تستقر عند المستوي (٠) I مثل سعر الفائدة (RINERT) وأخرى تستقر مع أخذ الفرق الأول (١) I مثل (LTPC) و (LAPC) و (LACC) و(LAGDP) ،وبذلك تتوافق نتائج الاختبار مع أحد شروط استخدام نموذج ARDL والتي تقضي بأن تكون بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة مستقرة عند المستوى او مع الفرق الأول أو متكاملة من الدرجة (٠) I و(١) Iمعاً وعدم تكامل أيٍ من متغيرات الدراسة عند الدرجة (٢).

تحديد درجات إبطاء النموذج Specify ARDL Lag Structure:

توجد ثلاثة أسباب رئيسية تؤدي إلى حدوث ظاهرة التأخر ومن ثم تدعو إلى اتخاذ فترات الإبطاء وهي: (Gujarati& Porter,2003, p.622)

- أسباب نفسية: فعلى سبيل المثال لا تتغير عادات الأفراد الاستهلاكية فور انخفاض الأسعار أو زيادة الدخل، وتعرف هذه الظاهرة بالقصور الذاتي.
- أسباب تكنولوجية: فإذا فُرض وتم اتخاذ قرار بإحلال رأس المال محل العمل، فتحتاج هذه العملية إلى وقت ولا تظهر النتائج فور اتخاذ القرار.
- أسباب مؤسسية: كالالتزامات بالعقود أو خطط التأمين أو الإجراءات الإدارية التي تحول دون اتخاذ وتنفيذ القرار بشكل فوري.

ولتحديد فترات الإبطاء يتم عمل اختبار VARثم تحليل المعايير التي تحدد من خلالها فترات الإبطاء المثالية للنموذج القياسي، وتظهر هذه المعايير كما في الجدول التالي:

جدول رقم (٤)
فترات الابطاء المثالية VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LTPC LAPC LACC LAGDP RINERT
Exogenous variables: C

Sample: 2002Q1 2016Q4
Included observations: 58

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-151.1570	NA	0.000150	5.384724	5.562348	5.453912
1	262.9962	742.6196	2.24e-10	-8.034353	-6.968607	-7.619223
2	336.9350	119.8318*	4.22e-11*	-9.721896*	-7.768028*	-8.960825*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews١٢

وفقاً لمعايير اختبار الـ VAR في الجدول السابق تكون فترات الإبطاء المثالية هي الفترة المقابلة لأقل قيمة خاصة قيمة معيارSchwarz information criterion (SC) ويشار إليها في الجدول بالعلامة (*)، ويتضح من الجدول أن فترة الإبطاء المثالية للمتغيرات محل الدراسة تتحدد عند ٢، وهي تعني أن المتغير التابع في الفترة t يتأثر بالمتغيرات التفسيرية في الزمن (t) والزمن (t-1) والزمن (t-2).

معادلات النموذج:

المعادلة في شكلها الضمني:

$$LTPC_t = \int (LAPC_t, LACC_t, LAGDP_t, rinert_t)$$

المعادلة في شكلها الصريح:

$$LTPC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LTPC_{t-i} + \alpha_2 LAPC_t + \alpha_3 LACC_t + \alpha_4 LAGDP_t + \alpha_5 rinert_t + \varepsilon_t$$

المعادلة وفقاً للصيغة الرياضية لنموذج ARDL:

$$\Delta LTPC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_1 \Delta LTPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_2 \Delta LAPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_3 \Delta LACC_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_4 \Delta LAGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_5 \Delta\, rinert_{t-i} + \varphi \mathrm{ECT}_{t-1} + \beta_1 LTPC_{t-1} + \beta_2 LAPC_{t-1} + \beta_3 LACC_{t-1} + \beta_4\, LAGDP_{t-1} + \beta_5 rinert_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث:

- (Δ) تُمثل معامل الفرق الأول.
- (α_0) تُمثل ثابت المعادلة Intercept.
- (ε_t) تُمثل حد الخطأ العشوائي (البواقي).
- (L) تُمثل عدد فترات الإبطاء.
- (φ) تُمثل حد تصحيح الخطأ Correction Term Error.
- $(\alpha_5 - \alpha_1)$ في الشق الأول من المعادلة تُشير إلى معلمات الأجل القصير.
- $(\beta_5 - \beta_1)$ في الشق الثاني من المعادلة تُشير إلى معلمات الأجل الطويل.

وبالتالي فإن المعادلة السابقة لنموذج ARDL تنقسم الي شقين:

الشق الأول: ويُمثل معادلة الأجل القصير وتُعرف بـ Error Correction Model وتكون كالتالي:

$$\Delta LTPC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_1 \Delta LTPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_2 \Delta LAPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_3 \Delta LACC_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_4 \Delta LAGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{L} \alpha_5 \Delta\, rinert_{t-i} + \varphi \mathrm{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t$$

والشق الثاني: من المعادلة ويُمثل معادلة الأجل الطويل وتكون كالتالي:

$$LTPC_t = \beta_0 + \beta_1 LTPC_{t-1} + \beta_2 LAPC_{t-1} + \beta_3 LACC_{t-1} + \beta_4\, LAGDP_{t-1} + \beta_5 rinert_{t-1} + \varepsilon_t$$

تقدير النموذج Estimate ARDL:

أظهرت اختبارات جذور الوحدة Unit Root Tests باستخدام اختبار فيلبس بيرون PP في الجدول رقم (٣) استقرار جميع متغيرات الدراسة مع اخذ الفرق الأول I(1) فيما عدا متغير سعر الفائدة فكان مستقر عند المستوي I(0) وعدم استقرار أيٍ من متغيرات الدراسة عند الفرق الثاني I (2) ، وبناءً على ذلك يُمكن تطبيق منهجية ARDL في التحليل، وبإجراء الاختبار باستخدام برنامج Eviews12 أظهرت التقديرات النتائج المبينة في الجدول التالي:

جدول رقم (٥)

تقدير نموذج ARDL (2,0,2,2,1)

Dependent Variable: LTPC
Method: ARDL

Sample (adjusted): 2002Q3 2016Q4
Included observations: 58 after adjustments
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): LAPC LACC LAGDP RINERT
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 162
Selected Model: ARDL(2, 0, 2, 2, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LTPC(-1)	1.516347	0.112240	13.50990	0.0000
LTPC(-2)	-0.597088	0.122186	-4.886723	0.0000
LAPC	0.127760	0.077038	1.658400	0.1040
LACC	0.742975	0.178375	4.165241	0.0001
LACC(-1)	-1.244934	0.309641	-4.020570	0.0002
LACC(-2)	0.534373	0.199278	2.681548	0.0101
LAGDP	-0.177081	0.060999	-2.903038	0.0057
LAGDP(-1)	0.281480	0.098170	2.867255	0.0062
LAGDP(-2)	-0.112012	0.062303	-1.797847	0.0788
RINERT	0.013084	0.005658	2.312464	0.0253
RINERT(-1)	-0.014262	0.005504	-2.591217	0.0128
C	0.422064	0.224996	1.875870	0.0670

R-squared	0.996278	Mean dependent var	16.26165
Adjusted R-squared	0.995388	S.D. dependent var	0.766763
S.E. of regression	0.052069	Akaike info criterion	-2.890484
Sum squared resid	0.124717	Schwarz criterion	-2.464185
Log likelihood	95.82402	Hannan-Quinn criter.	-2.724432
F-statistic	1119.486	Durbin-Watson stat	2.166875
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

تُشير نتائج اختبار ARDL أن النموذج محل التقدير معنوي إحصائياً حيث قيمة Prob (F-statistc) تساوي (٠,٠٠٠)، كما أن قيمة R-Squared بلغت (٠,٩٩) مما يعني أن ٩٩٪ من التأثير في المتغير التابع (الإنتاج التام بسعر البيع من الأسمنت للقطاع الخاص) يرجع إلى المتغيرات التفسيرية المدرجة في النموذج وهي متوسط سعر بيع طن الأسمنت، متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت، متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وسعر الفائدة الحقيقي.

كما أشارت النتائج إلى أن إحصائية دربن- واتسن Durbin- Watson State بلغت ٢,١٦٦٨ ، وهي تقترب من القيمة ٢ بما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين أخطاء التقدير (سلمى، ٢٠٢١، صـ402) .

نتائج تقدير الأجل القصير:

تتضح نتائج عملية تقدير الأجل القصير في الجدول التالي رقم (٦):

جدول رقم (٦)

نتائج تقدير الأجل القصير

ARDL Error Correction Regression

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTPC(-1))	0.597088	0.093810	6.364884	0.0000
D(LACC)	0.742975	0.158104	4.699266	0.0000
D(LACC(-1))	-0.534373	0.171080	-3.123524	0.0031
D(LAGDP)	-0.177081	0.052339	-3.383333	0.0015
D(LAGDP(-1))	0.112012	0.051799	2.162423	0.0358
D(RINERT)	0.013084	0.004865	2.689559	0.0099
CointEq(-1)*	-0.080741	0.021131	-3.821043	0.0004

R-squared	0.669314	Mean dependent var	0.040193
Adjusted R-squared	0.630409	S.D. dependent var	0.081342
S.E. of regression	0.049451	Akaike info criterion	-3.062897
Sum squared resid	0.124717	Schwarz criterion	-2.814223
Log likelihood	95.82402	Hannan-Quinn criter.	-2.966034
Durbin-Watson stat	2.166875		

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

Substituted Coefficients:

==========

$$\begin{aligned} LTPC = {} & 1.5163465678^{*}LTPC(-1) - 0.597087690192^{*}LTPC(-2) \\ & + 0.127760471641^{*}LAPC + 0.742974605465^{*}LACC \\ & - 1.24493382074^{*}LACC(-1) \\ & + 0.534372562034^{*}LACC(-2) \\ & - 0.177081235945^{*}LAGDP \\ & + 0.2814795685^{*}LAGDP(-1) \\ & - 0.112012071065^{*}LAGDP(-2) \\ & + 0.0130838466736^{*}RINERT \\ & - 0.0142615884114^{*}RINERT(-1) + 0.422064036037 \end{aligned}$$

تُشير نتائج الجدول السابق رقم (٦) والخاص بتقدير الأجل القصير إلى معنوية معامل حد تصحيح الخطأ ((ECT(-1) والذي يُعد أهم معامل في نتائج تقدير الأجل القصير، حيث جاءت إحصائية ((CointEq(-1) بفترة إبطاء واحدة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية ١٪ (Prob=0,0004)، ويُشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع (إنتاج الأسمنت) والمتغيرات المفسرة المدرجة في النموذج، وبلغت قيمة ((CointEq(-1) ٠,٠٨٠ وهي تُمثل سرعة تعديل الانحرافات في الفترة الحالية للعودة نحو التوازن في الأجل الطويل، بمعنى أن الانحرافات في الأجل القصير يتم تصحيحها بنسبة ٨٪ في وحدة الزمن أي كل ربع سنة (مقياس الزمن في فترة الدراسة)، بما يعني أن عملية التصحيح تستغرق ١٢,٥ ربع سنة (ثلاث سنوات تقريباً (1/0.08)) كي يصل المتغير التابع (قيمة إنتاج تام بسعر البيع من الأسمنت) إلى وضع التوازن. كما بلغت قيم R Squared٦٧. ٠ وهي تعني أن ٦٧٪ من التغيرات التي تحدث في قيمة المتغير التابع في الأجل القصير ترجع إلى المتغيرات المفسرة المدرجة في النموذج.

وتم استخراج المعاملات الموضحة في المعادلة رقم (٢) من البرنامج الإحصائي EViews 12 ومنها نستخرج معادلة الأجل القصير ونفسر النتائج كالتالي:

معادلة الأجل القصير

$$\begin{aligned}\mathrm{LTPC} = {} & 0.4221 + 0.5971^{*}\mathrm{LTPC}(-1) + 0.1277^{*}\mathrm{LAPC} + 0.7430^{*}\mathrm{LACC} \\ & - 0.5344^{*}\mathrm{LACC}(-1) - 0.1771^{*}\mathrm{LAGDP} \\ & + 0.11201^{*}\mathrm{LAGDP}(-1) + 0.01308^{*}\mathrm{RINERT}\end{aligned}$$

تُشير نتائج تقدير الأجل القصير إلى الآتي:

- توجد علاقة طردية وذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية ١٪ بين قيمة المتغير التابع وقيمته بفترة إبطاء واحدة، حيث أن تغير $\mathrm{LTPC}(-1)$ بنسبة ١٪ يؤدي إلى تغير LTPC بنسبة ٠,٥٩٪ .
- توجد علاقة طردية بين متوسط سعر بيع طن الأسمنت و LTPC حيث أن تغيراً نسبته ١٪ في LAPC ينتج عنه تغير في LTPC قيمته ٠,١٢٪ وهو ما يتفق والنظرية الاقتصادية.
- توجد علاقة موجبة وذات دلاله إحصائية عند مستوى معنوية ١٪ في الأجل القصير بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت و LTPC حيث أن تغيراً نسبته ١٪ في LACC ينتج عنه تغير قيمته ٠,٧٤٪ في LTPC في نفس الفترة ويتفق ذلك والنظرية الاقتصادية، بينما توجد علاقة عكسية وذات معنوية إحصائية بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت بإبطاء فترة زمنية واحدة $\mathrm{LACC}(-1)$ أي في الفترة(t-1)و $LTPC$ في الفترة الحالية (t) حيث أن تغيراً نسبته ١٪ في $LACC(-1)$ ينتج عنه تغير في عكس الاتجاه قيمته ٠,٥٣٪ في $LTPC$ في الفترة t وهذه العلاقة أيضاً تتفق مع حالة الدراسة في قطاع الأسمنت، حيث أنه وفقاً لمنحني *(S Curve)* والذي يوضح ارتفاع متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت حتي يصل لحد معين (ونشير له بالاستهلاك في الفترة *(t-1)* $LACC(-1)$)يعقبه انخفاض في الطلب علي الاسمنت (متوسط استهلاك الفرد من الاسمنت في الفترة اللاحقة ونشير لها بالفترة LACC t) وبالتالي انخفاض مبيعات الاسمنت ومن ثم انخفاض قيمة الإنتاج التام بسعر البيع $LTPC$ في الفترة t.

- توجد علاقة عكسية وذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية ١٪ بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي LAGDPو LTPC ، كما توجد علاقة موجبة وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ٥٪ بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بفترة إبطاء واحدة $LAGDP(-1)$ و LTPC ويتوافق ذلك مع ما تم دراسته وفقاً لمنحني *(S Curve)*، حيث أن تغير متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الفترة t بنسبة ١٪ يصاحبه تغير قيمة LTPC بنسبة ٠,١٧ في عكس الاتجاه بعلاقة عكسية. بينما ينتج عن تغير متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بفترة إبطاء واحدة $LAGDP(-1)$ بنسبة ١٪ تغير في LTPC بنسبة ٠,١١٪ وفي نفس الاتجاه بعلاقة طردية.
- توجد علاقة طردية وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ١٪ بين سعر الفائدة الحقيقي RINERT وLTPC في الأجل القصير حيث أن تغير RINERT بنسبة ١٪ ينتج عنه تغير في LTPC بنسبة ٠,٠١٣٪، والعلاقة الطردية هذه تتعارض مع النظرية الاقتصادية، الإ أنه سوف تتم عملية تصحيح الخطأ لاختلالات الأجل القصير في الأجل الطويل وفقاً لمعامل ECT.

اختبار الحدود F-Bounds Test

يُجرى اختبار الحدود F-Bounds Test في إطار نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، بهدف التعرف على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل من عدمه، ويتم ذلك من خلال مقارنة قيمة(F-Statistic) بالقيم الجدولية الحرجة التي قدمها (Pesaran at all.,2001) حيث نرفض فرض العدم H_0 ونقبل الفرض البديل H_1 الذي يقضى بوجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل إذا تجاوزت قيمة (F) قيمة الحدود العليا الحرجة Upper Critical Bound (UCB) والتي تفترض تكامل المتغيرات من الدرجة I(1) ، وفي المقابل لا نستطيع رفض الفرض العدمي الذي يقضي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل إذا جاءت قيمة (F) الإحصائية أقل من الحدود الدنيا للقيم الحرجة Lower Critical (LCB) Bound والتي تفترض تكامل المتغيرات في المستوى I(0)، أما إذا وقعت قيمة (F) بين قيم الحدود الدنيا (LCB) وقيم الحدود العليا (UCB) فإن علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات تكون غير مُحددة(عواد &مهدي، ٢٠١٩).

جدول رقم (٧)
اختبار الحدود F-Bounds Test

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	2.194827	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

جاءت قيمة إحصائية (F-Statistic) أقل من الحدود الدنيا للقيم الحرجة (LCB) عند جميع مستويات المعنوية حيث قُدرت بـ (٢,١٩) بما يشير إلى رفض الفرض البديل H_1 وقبول فرض العدم H_0 الذي ينص على عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل؛ إلا أنه من الناحية النظرية من المتوقع وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات التفسيرية المدرجة في النموذج ومنها على الأقل متوسط سعر بيع طن الأسمنت ومتوسط استهلاك الفرد من الأسمنت والمتغير التابع (قيمة الإنتاج التام من الأسمنت بسعر البيع)؛

لذلك جاء Gregory et al. (1996) ليؤكد بأن عدم وضوح علاقة للتكامل المشترك بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع مع توقع حدوثها من الناحية النظرية قد يكون بسبب تجاهل اختبار التكامل المشترك لتغيرات هيكلية Structural Breaks حدثت خلال فترة الدراسة وأدت إلى ظهور علاقة غير مستقرة في الأجل الطويل (عدم وجود علاقة تكامل مشترك)، ويعني Gregory (1996) بذلك أن وجود تغيرات هيكلية Structural Breaks في بيانات العينة محل الدراسة قد يؤدي إلى نتائج خادعة وقبول الفرض العدمي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل علي الرغم من وجودها(Kisswani. et.all. 2019) ؛

لذلك سوف نختبر ما إذا كانت بيانات السلسلة الزمنية محل الدراسة شهدت تغيرات هيكلية Breaks أدت إلى عدم وضوح علاقة التكامل المشترك في الأجل الطويل، خاصة أن قطاع الأسمنت قد واجه تحولات جذرية خلال فترة الدراسة (2002- 2016) متأثراً بالعديد من التغيرات المحلية والدولية التي حدثت خلال هذه الفترة، وتمثل أهمها مع بداية عام ٢٠٠٩ عقب أحداث الأزمة المالية العالمية في ٢٠٠٨ ثم رفع أسعار الغاز ورفع الدعم تدريجياً عن الطاقة وتلتها أحداث يناير لعام ٢٠١١ ، فبعد أن حقق القطاع نمواً في الإنتاج بنسبة ١٣,٨٪ في عام ٢٠٠٨ عن العام السابق له قد سجل تراجعا بنسبة (١٥,٣٪) في عام ٢٠١٢ وفي عام ٢٠١٥ سجل تراجعاً بنسبة (٠,٣٪) عن العام السابق له، كما انخفضت أرباح القطاع كنسبة من التكلفة من ١٤٦,٧٪ في عام ٢٠٠٨ حتى وصلت إلى ٣٥,١٪ في

عام ٢٠١٦ (الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الإنتاج الصناعي السنوي لمنشآت القطاع الخاص، سنوات مختلفة).

ويتم اختبار وجود تغيرات هيكلية Structural Breaks في سلسلة الدراسة باستخدام اختبار Bai& Perron (1998)للتغيرات الهيكلية المتعددة for multiple structural breaks، فقد طور Bai& Perron منهجية لاختبار التغيرات الهيكلية المتعددة في السلسلة الزمنية وأوضحا كيفية اختبار المعنوية الإحصائية لهذه الـ Breaks حيث يُظهر الاختبار إجراءات التعديل والتي تُقلل من مجاميع تربيع البواقي في نموذج الانحدار؛

ووفقاً لاختبار Bai& Perron نحدد (٥)كحد أقصي للتغيرات الهيكلية (Maximum Breaks ونستخدم نسبة ١٥٪(Trimming Percentage) عند مستوى معنوية Significance Level (٥٪) (Bai & Perron,2003) ، فإذا ثبتت معنوية الاختبار بوجود تغيرات هيكلية يتم إنشاء متغير وهمي لكل تاريخ ظهرت به تغيرات هيكلية بحيث يُفترض قيمة (٠) قبل تاريخ التغير Breaks والقيمة (١) لتاريخ التغير وما يليه (Kisswani. et.all. 2019). ويوضح الجدول التالي رقم (٨) نتائج اختبار Bai& Perron:

جدول رقم (٨)

اختبار Bai-Perron لفحص وجود تغيرات هيكلية for multiple structural breaks

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
Date: 11/12/21 Time: 22:38
Sample: 2002Q1 2016Q4
Included observations: 60
Breaking variables: LAPC LACC LAGDP RINERT
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks: 4

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	9.389606	37.55842	16.19
1 vs. 2 *	86.70651	346.8260	18.11
2 vs. 3 *	6.359672	25.43869	18.93
3 vs. 4 *	6.067049	24.26820	19.64
4 vs. 5	0.000000	0.000000	20.19

* Significant at the 0.05 level.
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Break dates:

	Sequential	Repartition
1	2010Q1	2004Q3
2	2005Q1	2007Q4
3	2013Q4	2011Q1
4	2007Q4	2013Q4

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

أظهرت نتائج اختبارBai-Perron للتغيرات الهيكلية المتعددةfor multiple structural breaks وجود تغيرات هيكلية structural breaks في أربع فترات زمنية وهي الربع الأول من عام ٢٠١٠ والربع الأول من عام ٢٠٠٥ والربع الرابع من عام ٢٠١٣ والربع الرابع من عام ٢٠٠٧، وبالتالي فإن عدم تضمين هذه التغيرات الهيكلية في التحليل يمكن أن يكون السبب الرئيسي لعدم وضوح علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل وفقاً لاختبار الحدود F-Bound test على الرغم من معنوية معامل التصحيح ((CointEq(-1)) عند مستوى معنوية ١٪.

واستناداً إلى معنوية ((CointEq(-1)) بالإضافة إلى معنوية اختبار Bai- Perron بوجود تغيرات هيكلية، لذلك تم إدخال Dummy Variable لكل ربع سنة أظهر Breaks وكانت نتيجة اختبار الحدود كما يلي:

جدول رقم (٩)

اختبار الحدود مع ادخال الفواصل الهيكيلة

F-Bound Test with Structural Breaks

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	9.058056	10%	1.85	2.85
k	8	5%	2.11	3.15
		2.5%	2.33	3.42
		1%	2.62	3.77

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

أظهر اختبار F-Bound Test مع إدخال Structural Breaks قيمة F-Bound بـ ٩,٠6 وهي أكبر من قيم الحدود العليا عند جميع مستويات المعنوية، لذلك نرفض فرض العدم H_0 الذى يقضي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل، ونقبل الفرض البديل H_1 الذي يقضي بوجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في الأجل الطويل .

نتائج تقدير الأجل الطويل ARDL Long Run Form

تتضح نتائج تقدير نموذج (2,0,2,2,1) للأجل الطويل فيما يلي:

جدول رقم (١٠)

نتائج تقدير الأجل الطويل

ARDL Long Run Form

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LAPC	1.582347	0.661207	2.393119	0.0208
LACC	0.401448	0.710134	0.565312	0.5746
LAGDP	-0.094298	0.434194	-0.217180	0.8290
RINERT	-0.014587	0.035839	-0.407010	0.6859
C	5.227374	3.345742	1.562396	0.1250

EC = LTPC - (1.5823*LAPC + 0.4014*LACC -0.0943*LAGDP -0.0146*RINERT + 5.2274)

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

معادلة الأجل الطويل:

$$EC = LTPC - (1.5823^{*}LAPC + 0.4014^{*}LACC - 0.0943^{*}LAGDP - 0.0146^{*}RINERT + 5.2274$$

$$LTPC = 5.2274 - 0.0807^{*}LTPC_{(t-1)} + 1.5823^{*}LAPC - 0.4014^{*}LACC - 0.0943^{*}LAGDP - 0.0146^{*}RINERT$$

ذلك لأن معامل $LTPC_{(t-1)}$ = معامل ECT

يتضح من نتائج تقدير الأجل الطويل:

- تظهر علاقة طردية وذات دلالة إحصائية عند مستوي معنوية ٥٪ بين متوسط سعر بيع طن الأسمنت $LAPC$ وقيمة الإنتاج التام من الأسمنت بسعر البيع للقطاع الخاص $LTPC$ حيث أن تغيراً في قيمة $LAPC$ بنسبة ١٪ يترتب عليه تغير بنسبة ١,٦٪ في قيمة $LTPC$ وفي نفس الاتجاه وهذه النتيجة تتفق مع النظرية الاقتصادية.

- توجد علاقة طردية بين متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت $LACC$ و $LTPC$ وتتفق هذه العلاقة والنظرية الاقتصادية إلا أن هذه العلاقة ليست ذا دلالة إحصائية في الأجل الطويل، بما يشير إلى أن $LTPC$ لايتأثر بـ $LACC$ على المدى الطويل.
- وتظهر علاقة عكسية وغير معنوية إحصائياً في الأجل الطويل بين متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي $LAGDP$ من ناحية وقيمة الإنتاج التام بسعر البيع $LTPC$ من ناحية أخري وهذه العلاقة تتفق مع حالة الدراسة وفقاً لمنحني (S- Curve).
- كما توجد علاقة عكسية بين سعر الفائدة الحقيقي $RINERT$ و $LTPC$ وهذه العلاقة تتفق والنظرية الاقتصادية، حيث أن ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي يرفع من تكلفة الاستثمار ومن ثم يتأثر حجم الاستثمار سلباً سواء استثمارات جديدة أو التوسع في الاستثمارات القائمة، إلا أن هذه العلاقة ليست ذا دلالة إحصائية على $LTPC$ ويمكن إرجاع ذلك لعدم اعتماد قطاع الأسمنت بشكل كبير على الاقتراض، والاعتماد بدلاً من ذلك على رأس المال الداخلي أو الأرباح المحققة للتوسع في حجم الاستثمارات.

الاختبارات التشخيصية للنموذج (Diagnostic Tests)

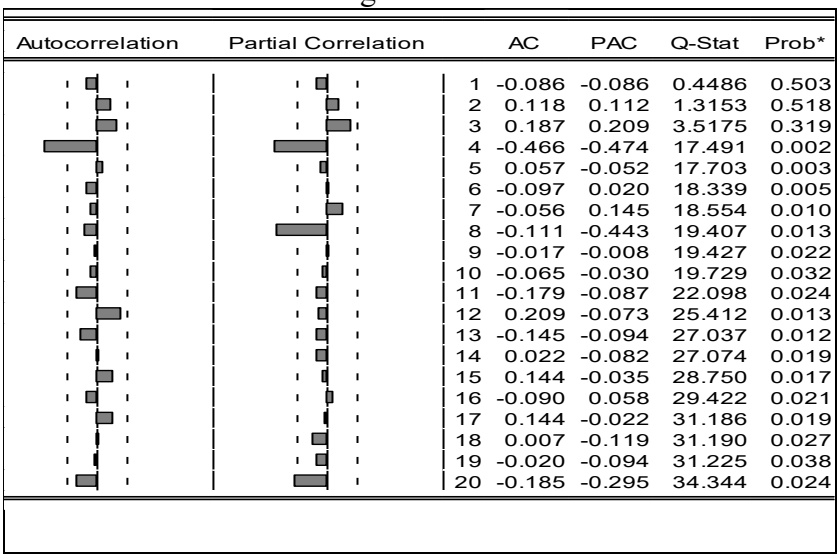
يتم إجراء الاختبارات التشخيصية للتأكد من جودة النموذج القياسي المستخدم وخلوه من مشاكل القياس وتتمثل هذه الاختبارات فيما يلي:

اختبار الارتباط التسلسلي (Autocorrelation):

يتم التحقق من وجود مشكلة الارتباط التسلسلي (الذاتي) Serial Correlation باستخدام:

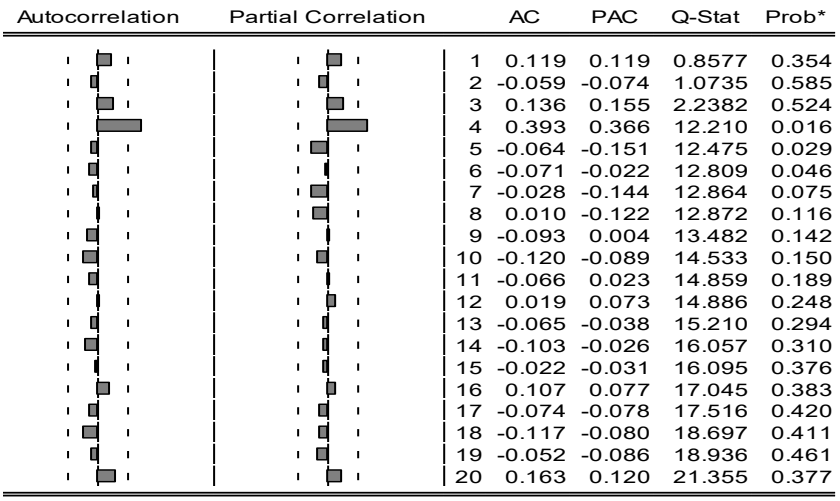
- الرسم البياني (Correlogram) وفيه يتم اتخاذ عدد فترات إبطاء تساوي ١/٣ حجم عينة الدراسة (٢٠).
- اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test، وفقاً لاختبار LM Test يتم قبول فرض العدم والذي ينص علي عدم وجود مشكلة Autocorrelation إذا تجاوزت Obs*R-squared حد المعنوية ٥٪، وفي المقابل نقبل الفرض البديل الذي ينص علي وجود مشكلة Autocorrelation إذا ثبتت معنوية الاختبار عند مستوى معنوية ٥٪:

شكل رقم (٢)
اختبار Correlegram للخطأ العشوائي
Correlegram of residuals



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.086	-0.086	0.4486	0.503
		2	0.118	0.112	1.3153	0.518
		3	0.187	0.209	3.5175	0.319
		4	-0.466	-0.474	17.491	0.002
		5	0.057	-0.052	17.703	0.003
		6	-0.097	0.020	18.339	0.005
		7	-0.056	0.145	18.554	0.010
		8	-0.111	-0.443	19.407	0.013
		9	-0.017	-0.008	19.427	0.022
		10	-0.065	-0.030	19.729	0.032
		11	-0.179	-0.087	22.098	0.024
		12	0.209	-0.073	25.412	0.013
		13	-0.145	-0.094	27.037	0.012
		14	0.022	-0.082	27.074	0.019
		15	0.144	-0.035	28.750	0.017
		16	-0.090	0.058	29.422	0.021
		17	0.144	-0.022	31.186	0.019
		18	0.007	-0.119	31.190	0.027
		19	-0.020	-0.094	31.225	0.038
		20	-0.185	-0.295	34.344	0.024

Correlegram of residuals Squared



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.119	0.119	0.8577	0.354
		2	-0.059	-0.074	1.0735	0.585
		3	0.136	0.155	2.2382	0.524
		4	0.393	0.366	12.210	0.016
		5	-0.064	-0.151	12.475	0.029
		6	-0.071	-0.022	12.809	0.046
		7	-0.028	-0.144	12.864	0.075
		8	0.010	-0.122	12.872	0.116
		9	-0.093	0.004	13.482	0.142
		10	-0.120	-0.089	14.533	0.150
		11	-0.066	0.023	14.859	0.189
		12	0.019	0.073	14.886	0.248
		13	-0.065	-0.038	15.210	0.294
		14	-0.103	-0.026	16.057	0.310
		15	-0.022	-0.031	16.095	0.376
		16	0.107	0.077	17.045	0.383
		17	-0.074	-0.078	17.516	0.420
		18	-0.117	-0.080	18.697	0.411
		19	-0.052	-0.086	18.936	0.461
		20	0.163	0.120	21.355	0.377

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

يتضح من نتائج الرسم البياني عدم وجود مشكلة Autocorrelation وللتأكيد علي هذه النتيجة يتم إجراء اختبار LM Test كما يلي:

جدول رقم (١١)

اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.515305	Prob. F(2,44)	0.6009
Obs*R-squared	1.327439	Prob. Chi-Square(2)	0.5149

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

جاءت نتائج اختبار LM Test غير معنوية بمعني قبول الفرض العدم الذي يقضي بعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي للخطأ العشوائي Autocorrelation ، حيث يتضح أن قيمة احتمال Chi- Square المقابلة لـ Obs*R-squared تزيد عن مستوى المعنوية ٥٪ فبلغت ٠,٥١٤٩ .

اختبار ثبات التباين Homoskedasticity

يتم اختبار ثبات التباين Homoskedasticityباستخدام اختبار Godfrey Breusch-pagan- واختبار Autoregressive Conditional Heteroscedasticity(ARCH) حيث نقبل فرض العدم والذي ينص على عدم وجود مشكلة اختلاف التباين Heteroscedasticity إذا جاءت Prob.FStatistics أكبر من ٥٪، وفي المقابل نرفض فرض العدم ونقبل بالفرض البديل الذي يقضي بوجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity إذا جاءت قيمة Prob.FStatistics معنوية أي أقل من ٥٪.

جدول رقم (١٢)
اختبار ثبات التباين Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.189616	Prob. F(11,46)	0.3206
Obs*R-squared	12.84531	Prob. Chi-Square(11)	0.3036

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

يتضح من الجدول أن قيمة Prob.FStatistics لكل من الاختبارين Breusch-pagan-Godfrey و (ARCH) بلغت ٠,٣٢٠٦ و ٠,٥٩٧١ على التوالي وهي أكبر من ٥٪ بما يقضي بقول الفرض العدم أي عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين.

اختبار صلاحية الشكل الدالي للنموذج Ramsey test

يختبر Ramsey test مدي صلاحية الشكل الدالي للنموذج وخلوه من مشاكل عدم التحديد بحيث يكون الشكل صالح مع قبول فرض العدم ويتحقق ذلك عندما تتخطي قيمة Prob.FStatistics قيمة معامل التحديد ٥٪ .

جدول رقم (١٣)
اختبار صلاحية الشكل الدالي للنموذج Ramsey test

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: LTPC LTPC(-1) LTPC(-2) LAPC LACC LACC(-1) LACC(-2) LAGDP LAGDP(-1) LAGDP(-2) RINERT RINERT(-1) C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.236557	45	0.8141
F-statistic	0.055959	(1, 45)	0.8141
Likelihood ratio	0.072081	1	0.7883

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي EViews 12

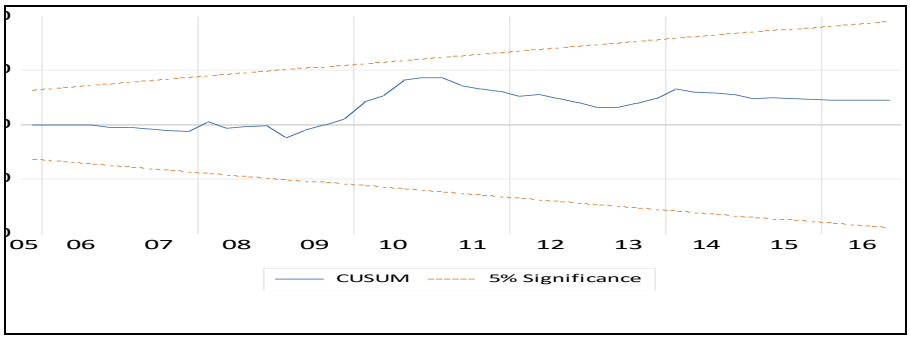
يتضح من الجدول رقم (١٣) أن قيمة Prob.FStatistics بلغت ٠,٨١٤١ وهي أكبر من ٥٪ بما يشير إلى رفض الفرض البديل وقبول فرض العدم بصلاحية الشكل الدالي وخلو النموذج من مشاكل التحديد.

اختبار الاستقرار الهيكلي: Stability Diagnostic

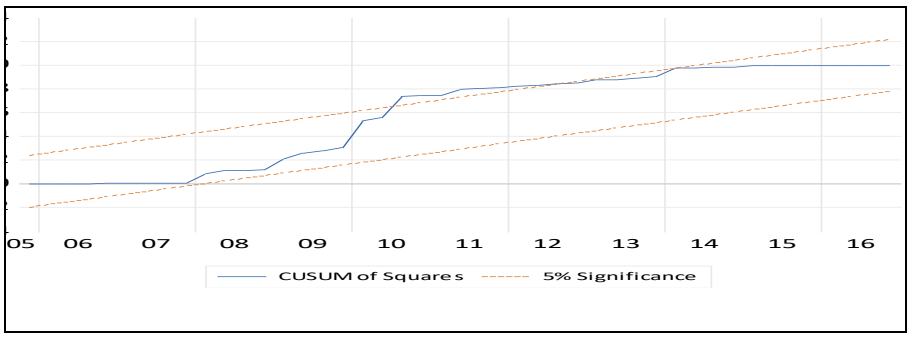
يقيس اختبار الاستقرار الهيكلي Stability Diagnostic استقرار المعاملات المقدرة واتساق نتائج الأجل القصير مع نتائج الأجل الطويل، وذلك باستخدام اختبار Cusum و اختبار CusumsQ لـ Brown.et,all.(1974) بحيث يشترط أن يكون أحد الاختباريين علي الأقل يدعم الاستقرار(Kisswani, 2017)، ويظهر ذلك عندما يقع منحنى المجموع التراكمي للبواقي (Cumulative Sum of Recursive Residual, Cusum) داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥٪ (Noureddine, 2020)، وفي المقابل تكون المعاملات غير مستقرة اذا انتقل الشكل البياني خارج الحدود الحرجة عند نفس مستوى المعنوية، ويوضح الشكل التالي نتائج اختبار Cusum و اختبار CusumsQ:

شكل رقم (٣)

اختبار Cusum لاستقرار النموذج



اختبار CusumsQ لاستقرار النموذج



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12

يتضح من خلال الشكل السابق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة بشكل تام خلال فترة الدراسة وفقاً لاختبار Cusum وبذلك يكون الحكم علي النموذج بالاستقرار حيث يتطلب الحكم استقرار أحد الاختباريين على الأقل بشكل كامل، كما يتضح استقرار النموذج بنسبة كبيرة وفقاً لاختبار CusumsQ حيث شهدت الفترة (2010Q3-2011Q4) عدم استقرار نسبي نظراً لتداعيات أحداث ٢٠١١ والتقلبات التي تعرض لها القطاع خلال هذه الفترة وتتسق هذه النتيجة مع اختبار Bai-Perron للتغيرات الهيكلية.

النتائج:

بناءً على بيانات الدراسة والفروض الموضوعة توصلت الدراسة إلى النتائج العامة التالية:

١- يؤثر متوسط سعر بيع طن الأسمنت على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع في الأجل الطويل بعلاقة طردية وذات معنوية إحصائية، وتكون العلاقة طردية في الأجل القصير إلا أنها تكون غير معنوية إحصائياً وترجع عدم معنوية متوسط سعر بيع طن الأسمنت على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع في الأجل القصير إلى أن استجابة التغير في إنتاج الأسمنت للتغير في سعر بيع الطن تتطلب فترة طويلة نسبياً.

٢- يؤثر متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع بعلاقة طردية وذات معنوية إحصائية في الأجل القصير، وتمتد العلاقة الطردية للأجل الطويل إلا أنها تُصبح غير معنوية إحصائياً بما يعني ضعف تأثير متوسط استهلاك الفرد من الأسمنت على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع في الأجل الطويل.

٣- يؤثر متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع بعلاقة طردية وذات معنوية إحصائية في الأجل القصير، إلا أن العلاقة تنقلب لتصبح سالبة وغير معنوية إحصائياً في الأجل الطويل وتتفق هذه النتيجة وحالة دراسة قطاع الأسمنت.

٤- يؤثر سعر الفائدة على قيمة الإنتاج التام بسعر البيع بعلاقة طردية وذات معنوية إحصائية في الأجل القصير وتتعارض العلاقة مع النظرية الاقتصادية إلا أن اختلالات الأجل القصير يتم تصحيحها في الأجل الطويل وفقاً لمعامل تصحيح الخطأ (ECT) حيث تتحول العلاقة في الأجل الطويل إلى سالبة وتُصبح غير معنوية إحصائياً وترجع عدم المعنوية إلى ضعف تأثير التغيرات في أسعار الفائدة على قطاع الأسمنت نظراً لما يُحققه القطاع من أرباح مرتفعة تُمكنه من التخلي عن الاقتراض.

٥- تؤثر قيمة الإنتاج التام بسعر البيع في الفترات السابقة على نفسها في الفترة الحالية بعلاقة طردية ومعنوية.

المراجع الإنجليزية:

- Bai, J., & Perron, P. (2003). Critical values for multiple structural change tests. The Econometrics Journal, 6(1), 72-78.
- Davidson, E. (2014). Defining the trend: Cement consumption vs GDP. Global Cement.
- Guenichi, H. (2008). Cointegration, Structural Changes and the Relationship between Trade and Economic Growth in Tunisia.
- Gujarati, D.,& Porter, D. (2008) "Basic Econometrics", The McGraw-Hill Series-Economics, 5th Ed.
- http://qu.edu.iq/repository/wp-content/uploads/2019/01/%D8%A8%D8%AD%D8%AB-%D8%B9%D9%84%D8%A7-1.pdf
- Kisswani, K. M. (2017). Evaluating the GDP–energy consumption nexus for the ASEAN-5 countries using nonlinear ARDL model. OPEC Energy Review, 41(4), 318-343.
- Kisswani, K., Kisswani, A. & Harraf, A. (2019). The Impacts of Oil Price Shocks on Tourism Receipts For Selected Mena Countries: Do Structural Breaks Matter?. Economic Research Forum (ERF).
- Nkoro, E. & Uko, K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. Journal of Statistical and Econometric methods, 5(4), 63-91.
- Noureddine, B. (2020). Determinants of Family Savings in Algeria during the Period (1970-2016) In the ARDL form window. Al-Balqa Journal for Research and Studies, 23(01), 1.
- Shen, L., Gao, T. & and els. (2014). Factory-level measurements on CO2 emission factors of cement production in China. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 34, 337-349.
- Wooldridge, M. (2015). Introductory econometrics: A modern approach. Cengage learning.

المراجع العربية

- أبو صالح. محمد. (٢٠١٧). فعالية أدوات البنك المركزي المصري في تحقيق الاستقرار النقدي في الفترة (١٩٩٠-٢٠١٣). رسالة ماجستير. كلية التجارة. جامعة المنصورة.
- سالمان. وفاء. (٢٠١٦). الأثر التنموي للاستثمار الأجنبي المباشر في مصر بالتركيز على صناعة الأسمنت .مركز بحوث الشرق الأوسط. جامعة عين شمس.
- سلمي. موسى. (٢٠٢١). محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية في مصر: تحليل قياسي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة واختبار الحدود (ARDL and Bound Test). المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة.420-383 .(3)51 .
- السواعي. خالد. (٢٠١١). أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام EViews. دار الكتاب الثقافي.
- السواعي. خالد. (٢٠١٥). أثر تحرير التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي: دراسة حالة الأردن. المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية. المجلد ٢.ع١.
- الشهواني. دينا نبيل. (٢٠١١). أثر التركز الصناعي على الأداء الاقتصادي بالتطبيق على صناعة الأسمنت في مصر. رسالة ماجستير. كلية التجارة. جامعة الزقازيق.
- عبد العال. الشيماء. (٢٠١٤). دور رؤوس الاموال الاجنبية في تنمية صناعة الاسمنت في مصر. رسالة ماجستير. كلية التجارة وادارة الاعمال. جامعة حلوان.
- عطية. عبد الناصر.(2014) . الآثار المترتبة على خصخصة صناعة الأسمنت المصرية وانعكاسها على الاقتصاد القومي. رسالة ماجستير. معهد التخطيط القومي.
- عواد. موسى& مهدي. علا. (٢٠١٩). تحليل وقياس الإيرادات العامة في التنمية الاقتصادية العراق المدة (١٩٩٠-٢٠١٦). جامعة القادسية/كلية الإدارة والاقتصاد.
- فرج. أيمن. (٢٠٠٥). القدرة التنافسية لصناعة الاسمنت المصرية في ظل التغيرات الاقتصادية العالمية. رسالة ماجستير. كلية الاقتصاد والعلوم السياسية. جامعة القاهرة.
- فوزي. وائل. (٢٠٠٢). اقتصاديات صناعة الأسمنت في مصر. كلية التجارة. جامعة الاسكندرية.
- مختار. الشريف. (٢٠٠٧). نظرة استشراقية لأهمية الوعي البيئي لصناعة الاسمنت. الملتقي العلمي السنوي الرابع لقطاع الاسمنت: نظرة استشراقية لاقتصاديات صناعة الاسمنت في ضوء القضايا الحاكمة. أكاديمية السادات للعلوم الادارية. صـ٣٨-٥٤.

الملاحق:

جدول رقم (٤):

مؤشر صافي الربح ومؤشر العائد على رأس المال لعينة من شركات الاسمنت المصرية والاجنبية

الشركة	٢٠١٠	٢٠١١	٢٠١٢	٢٠١٣	
	مؤشر صافي الربح				العائد على رأس المال
مصر للأسمنت قـــنا	٤٨%	٤٨%	٤٣%	٢٨%	٩٠,٦%
مصر بني سويف للأسمنت	٤١%	٢٩%	٣٠%	٢٥%	٤٣,٣%
أسمنت ســـيناء	٥٦%	٢٧%	١٢%	٤%	٤,٣%
السويس للأسمنت (Italcementi)	٢٤%	١٤%	١٣%	١٢%	٦٥,١%
Italcementi Spa (Italy)	١%	٠%	-٩%	-٤%	٢,٠%
الاسكندرية للأسمنت بورتلاند (Titan)	٢٥%	٢٧%	١٥%	١٠%	٩,٣%
Titan Cement Co .S. A(Greece)	٨%	١%	-٢%	-٣%	١,٨%
Lafarge Sa (France)	٦%	٤%	٢%	٤%	٤,٠%
Hanil Cement Co Ltd (Korea)	٢%	٢%	-٧%	٦%	٥,١%
Taiheiyo Cement Corp (Japan)	١%	١%	٢%	٤%	٦,١%

المصدر: وزارة المالية، وحدة المبادرة المصرية للحقوق الشخصية (٢٠١٥). مؤشر هامش الربح= صافي ربح الشركة/ إيرادات الشركة. مؤشر العائد على رأس المال=صافي الربح/ رأس المال.

جدول رقم (5): بيانات السلسة ربع سنوية لمتغيرات الدراسة

	TPC	RINERT	APC	ACC	AGDP
2002Q1	3963681.5625	11.6071875	155.015625	333.746875	1234.890625
2002Q2	3401959.4375	10.7703125	176.559375	307.028125	1203.684375
2002Q3	2968198.9375	9.8815625	195.771875	284.540625	1175.496875
2002Q4	2662400.0625	8.9409375	212.653125	266.284375	1150.328125
2003Q1	2484562.8125	7.9484375	227.203125	252.259375	1128.178125
2003Q2	2434687.1875	6.9040625	239.421875	242.465625	1109.046875
2003Q3	2512773.1875	5.8078125	249.309375	236.903125	1092.934375
2003Q4	2718820.8125	4.6596875	256.865625	235.571875	1079.840625
2004Q1	3203763.96...	1.8003125	260.215625	248.034375	1051.609375
2004Q2	3605361.28...	1.2121875	263.859375	251.340625	1051.815625
2004Q3	4074546.65...	1.2359375	265.921875	255.053125	1062.303125
2004Q4	4611320.09...	1.8715625	266.403125	259.171875	1083.071875
2005Q1	5367021.125	5.6846875	245.31875	244.3375	1126.2625
2005Q2	5978434.875	6.5178125	250.63125	257.0125	1162.7375
2005Q3	6596900.875	6.9365625	262.35625	277.8375	1204.6375
2005Q4	7222419.125	6.9409375	280.49375	306.8125	1251.9625
2006Q1	8278336.1875	6.01375	323.965625	389	1309.0875
2006Q2	8748620.3125	5.39625	347.359375	416.25	1365.5125
2006Q3	9056618.0625	4.57125	369.596875	433.625	1425.6125
2006Q4	9202329.4375	3.53875	390.678125	441.125	1489.3875
2007Q1	8188944.75	0.9753125	416.3375	401.53125	1549.228125
2007Q2	8408807.25	0.0571875	432.8125	404.16875	1623.396875
2007Q3	8865107.25	-0.5390625	445.8375	411.81875	1704.284375
2007Q4	9557844.75	-0.8134375	455.4125	424.48125	1791.890625
2008Q1	11835453.5	-0.0253125	460.428125	464.4375	1917.153125
2008Q2	12461692.5	0.0478125	463.546875	478.2125	2005.821875
2008Q3	12784995.5	0.1465625	463.659375	488.0875	2088.834375
2008Q4	12805362.5	0.2709375	460.765625	494.0625	2166.190625
2009Q1	10630353.5	0.5615625	444.303125	492.465625	2219.390625
2009Q2	10801824.5	0.6809375	439.621875	492.109375	2292.834375
2009Q3	11427335.5	0.7696875	436.159375	489.321875	2368.021875
2009Q4	12506886.5	0.8278125	433.915625	484.103125	2444.953125
2010Q1	16275156.7...	1.0115625	425.671875	473.125	1743.440625
2010Q2	17368916.0...	0.9459375	428.753125	464.375	2135.934375
2010Q3	18022843.6...	0.7871875	435.940625	454.525	2842.246875
2010Q4	18236939.5...	0.5353125	447.234375	443.575	3862.378125
2011Q1	16940240.875	0.68875	481.99375	431.525	7557.109375
2011Q2	16703058.625	0.05125	493.75625	418.375	8260.565625
2011Q3	16454429.875	-0.87875	501.88125	404.125	8333.528125
2011Q4	16194354.625	-2.10125	506.36875	388.775	7775.996875
2012Q1	14686844.2...	-6.8428125	491.03125	343.0125	4264.128125
2012Q2	14898271.4...	-7.3596875	494.71875	337.1875	3375.146875
2012Q3	15592647.5...	-6.8784375	501.24375	341.9875	2785.209375
2012Q4	16769972.6...	-5.3990625	510.60625	357.4125	2494.315625
2013Q1	19949965.4...	1.5721875	522.36875	425.0875	3236.840625
2013Q2	21485300.8...	3.2503125	537.58125	445.1125	3250.284375
2013Q3	22895697.7...	4.1290625	555.80625	459.1125	3269.021875
2013Q4	24181156.0...	4.2084375	577.04375	467.0875	3293.053125
2014Q1	25713030	0.8634375	618.95	459.38125	3325.3
2014Q2	26600069.5	0.3940625	639.15	459.16875	3358.75
2014Q3	27213628.75	0.1753125	655.3	456.79375	3396.325
2014Q4	27553707.75	0.2071875	667.4	452.25625	3438.025
2015Q1	26191166.0...	0.4521875	667.7625	432.728125	3529.521875
2015Q2	26555940.7...	1.0003125	674.8375	428.996875	3561.203125
2015Q3	27218891.3...	1.8140625	680.9375	428.234375	3578.740625
2015Q4	28180017.9...	2.8934375	686.0625	430.440625	3582.134375
2016Q1	29439320.4...	4.2384375	690.2125	435.615625	3571.384375
2016Q2	30996798.8...	5.8490625	693.3875	443.759375	3546.490625
2016Q3	32852453.2...	7.7253125	695.5875	454.871875	3507.453125
2016Q4	35006283.5...	9.8671875	696.8125	468.953125	3454.271875

المصدر:APC، TPC من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء نشرات الإنتاج الصناعي السنوي لمنشآت القطاع الخاص، سنوات مختلفة.Rinert، AGDP من بيانات البنك الدولي. ACC حاصل قسمة استهلاك الأسمنت من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاءعلي عدد السكان من بيانات البنك الدولي.

Measuring the Impact of Interest Rate on the Private Sector of the Egyptian Cement Sector

Mariam Mohamed Tawfik; Dr. Ashraf Lotfy Al sayed; Dr. Ibrahim Zakaria Al Sherbini and Dr. Ola Adel Ali

ABSTRACT

The interest rate affects investment in general and investment in the cement sector in particular because it depends heavily on private and foreign investment, which is why the study was aimed to measure the impact of the interest rate on private investment in the Egyptian cement sector using quarterly time series data for the study period extending from 2002 to 2016. The Phillip-Perron (PP) unit root test was used to examine the stability of the study variables, which reached the stability of the study variables Taking the first difference I(1), except for the real interest rate which was stable at the level I(0). Then the study relied on the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) methodology.

The estimate has been reached that the average sale price of a ton of cement affects the value of full production at the sale price of cement in a short- and long-term parcel relationship, affecting the average per capita consumption of cement on the value of full production at the sale price in a short- and long-term parcel relationship. Average GDP per capita also affects the value of full production at the selling price in a short-term parcel relationship, but this relationship turns into negative in the long term and this result is consistent with the status of the cement sector study. With regard to the interest rate, it affects the value of full production at the selling price in a short-term parcel relationship and the relationship is contrary to economic theory, but short-term imbalances are corrected in the long term according to the error correction factor (ECT) and the long-term relationship turns negative Consistent with economic theory.

Keywords Interest rate, private investment, cement sector, relationship estimation.