مجلة الإسكندرية للبحوث المحاسبية
قسم المحاسبة والمراجعة

العدد الثاني– المجلد الرابع– مايو ٢٠٢٠

تحليل أنماط سلوك التكلفة في فترات الاستقرار والأزمات: هل هناك تأثير للثقة الإدارية الزائدة؟

(منهج تحليلي - اختباري على الشركات المساهمة المصرية)

د. أحمد محمد شاكر حسن سمعان
مدرس بقسم المحاسبة
كلية التجارة - جامعة الزقازيق
د. هيام فكري أحمد أحمد
مدرس بقسم المحاسبة
كلية التجارة - جامعة الزقازيق

ملخص "Abstract"

في ضوء اعتماد العديد من القرارات الإدارية في الأسواق المالية على مدى فهم المديرين لسلوك تكلفة شركاتهم، وما يُمَثِّلَه هذا السلوك من معيار هام لجودة تلك القرارات، حيث مساهمة التقدير السليم لها في اتخاذ العديد من القرارات ذات الصلة المناسبة كالقرارات الخاصة بالمنتجات وعمليات التخطيط والرقابة، مما ينعكس بشكل إيجابي على المَقْدِرَة التنافسية للشركة، فإن البحث الحالي يستخدم نموذج (Anderson *et al.*, 2003) كهدف أول لمعرفة نمط السلوك الفعلي للتكلفة في السوق المصرية باعتباره نموذجًا رائدًا في هذا المجال؛ واختبار مدى وجود تباين في نمط هذا السلوك في فترات الأزمات المالية والسياسية كهدف ثان، بالإضافة - وكهدف أخير - لاختبار تأثير الثقة الإدارية الزائدة كأحد المحددات الهامة لهذا السلوك في ضوء الدور الهام للمديرين التنفيذيين في صياغة العديد من السياسات والخيارات الاستراتيجية؛ ويعتمد البحث الحالي على معادلتي انحدار، أولهما يمثل تكلفة البضاعة المبيعة، بينما المصروفات التشغيلية تمثل المعادلة الثانية؛ وبالاعتماد على ١٢٥ شركة مُمَثِلة لمجتمع الشركات المصرية، ومُوَزَعة على مختلف القطاعات، خلال الفترة ١٩٩٩-٢٠١٧، والتي تم تقسيمها لأربع فترات أساسية، أولها: قبل فترة الأزمة، ثانيها: أثناء الأزمة المالية، ثالثها: أثناء الأزمة السياسية، وآخرها: بعد التعافي من الأزمات؛ ومع استخدام نموذج التأثيرات العشوائية "Random Effect Model" لمعادلتي البحث في الفترات المختلفة، حسبما أشارت نتائج الاختبارات الإحصائية في هذا الشأن؛ توصل البحث إلى معنوية السلوك غير المتماثل لكلا النوعين (تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية) في فترتي الاستقرار، ليكون معدلي انخفاضهما المصاحبين لانخفاض حجم النشاط أقل من معدلي زيادتهما المصاحبتين لزيادة حجم النشاط بذات معدل انخفاضه، بمعنى اتسامهما باللزوجة، في حين اتسام ذات المتغير بالضَعْف لكلا النوعين في فترة الأزمة المالية، وللمصروفات التشغيلية في فترة الأزمة السياسية، مع اتسامه بالمعنوية لنموذج تكلفة البضاعة المبيعة في فترة الأزمة السياسية، وهو ما لاحظ معه البَاحِثَانِ انخفاض في نسبة لزوجة تكلفة البضاعة المبيعة مقارنةً بنسبتها في فترتي الاستقرار؛ ليعني ذلك تباين نتائج فترتي الأزمة مقارنة بنتائج فترتي الاستقرار، ومن ثم تَأَثُر قرارات المديرين الخاصة بتعديل الموارد مع تغير حجم النشاط بالأزمات المالية والسياسية؛ وأخيرًا توصل البحث لدلالة تأثير الثقة الإدارية الزائدة على عدم تماثل سلوك تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية خلال فترتي الاستقرار فحسب، وعدم دلالتها في فترتي الأزمة.

الكلمات المفتاحية: *الثقة الإدارية الزائدة ، سلوك التكلفة، نموذج (Anderson et al., 2003) لقياس عدم تماثل التكاليف، لزوجة التكلفة.*

Analysis of cost behavior in periods of stability and crises: Is there an impact of managerial overconfidence?

(an empirical analytical approach on Egyptian companies)

Abstract

In light of the adoption of many administrative decisions in the financial markets on the extent to which managers understand the behavior of the cost of their companies, and what this behavior represents is an important criterion for the quality of those decisions, where the proper appreciation of them contributes to taking many relevant decisions such as product decisions, planning and control processes, which reflected positively on the competitiveness of the company, the present research uses (Anderson et al., 2003) model as a first objective to determine the nature of actual cost behavior in the Egyptian market as a pioneering model in this field; as a second objective to test the extent of the existence of variation in the nature of this behavior in the periods of financial and political crises, as a third objective and the last one to test the effect of managerial overconfidence as one of the important determinants of this behavior in light of the positive role of executives in the formulation of many of the policies and strategic options; the current research relies on two regression equations, the first of which represents the cost of goods sold, while operational expenses represent the second, and by relying on 125 companies representing the Egyptian corporate community, distributed over various sectors, during the period 1999-2017, which were divided into four basic periods, the first of which: before the period of the crisis, the second: during the financial crisis, the third: during the political crisis, and the most recent: after recovering from crises. With the use of the "Random Effect Model" for the two research equations in different periods, the results of statistical tests in this regard indicated that the research has found the significance of the variable for the asymmetric behavior of both types (cost of sold goods and operating expenses) in the two stability periods, so that the two rates of their decline associated with the decrease in volume of activity are less than the two rates of increase associated with increasing the volume of activity with the same rate of decrease, meaning that they have stickiness, whereas the same variable is characterized by weakness for both types in the period of the financial crisis, and for operational expenses in the period of the political crisis, with the proper significance of the cost model of goods sold in the period of political crisis and the researcher observed with it there is a decline in the percentage of stickiness of the cost of the sold goods compared to its percentage in the two stability periods, this means that the results of the two periods of the crisis are different compared to the results of the two periods of stability and then the directors 'decisions regarding modifying resources are affected as the volume of activity changes with the financial and political crises. Finally, the research has reached the significance of the effect of managerial overconfidence on the inconsistency of the cost of the goods sold and operating expenses only during the two stability periods, and the lack of significance in the crisis periods.

Key words: ***Managerial Overconfidence, Cost Behavior, (Anderson et al., 2003), Cost Stickiness.***

قائمة اختصارات وتعريفات

بعض الاختصارات		
Terminology	**الاختصار**	**المصطلح**
selling, general and administrative costs	**SG&A**	**التكاليف العامة والإدارية**
Free Cash Flow	**FCF**	**التدفقات النقدية الحرة**
Chief Executive Officer	**CEO**	**المدير التنفيذي الأول**
Overconfidence	**OVERCON**	**الثقة الزائدة**
Generalized Least Square	**GLS**	**طريقة لتقدير معالم نموذج التأثيرات العشوائية**
Adjusted R-squared	**R^2**	**معامل التحديد المعدل**
Ordinary Least Squares	**OLS**	**طريقة المربعات الصغرى**
Variance Inflation Factor	**VIF**	**معامل تضخيم التباين**

بعض التعريفات

- **نظرية علم التمويل السلوكي:**

نشأت في الثمانينات كفرع من الاقتصاد السلوكي، في ضوء الانتقادات الموجهة للنظريات التقليدية، والتي نظرت إلى أن الأفراد عقلانيون في قراراتهم، وزادت أهميتها على إثر العديد من التغيرات المؤَثِرة على الأسواق كالأزمات المالية والسياسية وتبعاتهما؛ فبدأت هذه النظرية تنظر إلى أن الأفراد طبيعيون بل ويتأثرون بالتحيزات الخاصة بهم، ويرتكبون أخطاء معرفية يمكن أن تؤدي إلى قرارات خاطئة؛ وبالتالي فهو علم يتقاطع فيه علم التمويل وعلم النفس المعرفي ليهتم بدراسة تأثير الجوانب السلوكية على فعالية العديد من القرارات، والتخلي عن النظرة العقلانية لأصحاب القرار، والعودة للعناصر الأساسية المحركة لهم ومحاولة فهم نفسياتهم ودوافعهم الشخصية؛ وهو ما بدأت معه العديد من الأدبيات المحاسبية في دراسة تأثير تلك الجوانب على فعالية قرارات عديدة.

- **السلسلة الزمنية المُسْتَقِرَة:**

هي تلك التي تتغير مستوياتها مع الزمن دون أن يتغير المتوسط فيها، خلال فترة زمنية طويلة نسبياً، ليعني ذلك عدم وجود اتجاه نحو الزيادة أو النقصان؛ بعكس السلسلة الزمنية غير المُسْتَقِرَة والتي يتغير المستوى المتوسط فيها باستمرار سواء نحو الزيادة أو النقصان.

- **المتغير التفاعلي:**

حاصل ضرب متغيرين (أو أكثر) في نموذج الانحدار، ليعني ذلك أن تأثير أحدهما (أو أحدهم في حالة أكثر من متغيرين) يتوقف على حالة الآخر (أو المتغيرات الأخرى)، وهو يستخدم في الحالات التي يسعى الباحث فيها إلى اختبار تأثير متغير ما (أو متغيرات عديدة) على علاقة متغيرين آخرين.

مشكلة البحث:

في ضوء اعتماد العديد من القرارات الإدارية في الشركة على مدى فهم مديروها لسلوك تكلفتها، فقد اهتمت الأدبيات المحاسبية في الآونة الأخيرة بمعرفة نمط هذا السلوك، حيث مساهمة التقدير السليم لها في فعالية العديد من القرارات ذات الصلة المناسبة كالقرارات الخاصة بالمنتجات وعمليات التخطيط والرقابة وتقييم الأداء، والتنبؤ بالأوضاع المستقبلية بصورة أكثر دقة، مما ينعكس بشكل إيجابي على وضع الشركة التنافسي (Novák and Popesko, 2014).

وتعتمد نماذج تحليل سلوك التكلفة المتعارف عليها على تصنيف تقليدي للتكاليف حسب علاقتها بحجم النشاط إلى ثابتة وأخرى متغيرة، وتفترض أن سلوك التكلفة المتغيرة سلوكًا خطيًا متماثلاً، بمعنى أن إجمالي التكلفة المتغيرة يتغير تناسبيًا مع تغيرات حجم النشاط أياً كان اتجاه هذا التغيير، سواء بالزيادة أو النقص مقارنة بالفترة السابقة، وهو ما يعني أن معدل زيادة التكلفة مع زيادة حجم النشاط بمقدار معين هو ذاته معدل انخفاض التكلفة إذا ما حدث انخفاض مكافئ في حجم النشاط (Qin *et al.*, 2015)؛ إلا أن دراستي (Noreen and Soderstrom, 1994; Malcom, 1991) كانتا في مصاف الدراسات التي أشارت إلى فكرة عدم تماثل التكاليف، حيث عدم تناسب التغير في العديد من التكاليف للتغير في الأنشطة؛ فمع توقع زيادة حجم الإنتاج يتم توظيف عمالة جديدة لمواجهة هذه الزيادة في حين عدم الاستغناء عنها بشكل سريع إذا ما حدث انخفاض مكافئ لحجم الإنتاج؛ وتعتبر دراسة (Anderson *et al.*, 2003) في بحثهم *"Are Selling, General and Administrative Costs 'Sticky'?"* أول ظهور حقيقي لهذه الفكرة.

في ضوء هذا السياق بات افتراض العلاقة الخطية لسلوك التكاليف أمرًا يشوبه خطأً حتمًا، وتَأَكَد بأن الإدراك الصحيح يجب ألا يعتمد فحسب علي التغير في حجم النشاط، بل أيضًا على اتجاهه، فبعض بنود التكاليف تتأثر زيادةً أو نقصًا وفقا لاتجاه التغير في حجم النشاط، نظراً لالتصاقها بحجم النشاط حال انخفاضه، وبالتالي لا يمكن تجاهلها (مندور، ٢٠١٧: Zhang, 2016)؛ وبالتالي هناك ثلاثة أنماط لسلوك التكاليف أولها: السلوك المتماثل، وهو السلوك التقليدي لها، بمعنى تناسب التغير في التكاليف للتغير في حجم النشاط؛ ثانيها: السلوك اللزج (سلوك غير متماثل)، وهو يحدث عندما يكون معدل انخفاض التكاليف المصاحب لانخفاض حجم النشاط أقل من معدل زيادتها المصاحب لزيادة حجم النشاط بذات معدل انخفاضه، ثالثها: السلوك المنزلق(سلوك غير متماثل أيضًا) وهو عندما يكون معدل انخفاض التكاليف المصاحب لانخفاض حجم النشاط أكبر من معدل زيادتها المصاحب لزيادة حجم النشاط بذات معدل الانخفاض (Hilton *et al.*, 2008)؛ وقد أيدت العديد من الدراسات لفكرة عدم تماثل سلوك التكاليف (انظر على سبيل المثال: Balakrishnan and Gruca, 2008; Calleja *et al.*, 2006; Porporato and Werbin, 2010; Ibrahim, 2015).

ويعتبر قرار الإدارة بشأن الموارد غير المستغلة ـ سواءً أكان بالاحتفاظ أو الاستغناء ـ العنصر الحاكم في تحديد نمط التكاليف السائد في الشركة، فقرار الاحتفاظ بها عند انخفاض حجم النشاط قد يؤدي إلى عدم تماثل سلوك التكاليف (اللزوجة تحديداً)، بينما قرار التخلص العاجل منها قد يؤدي إلى

انزلاقها(الوجه الآخر لعدم تماثلها)؛ ومن ثم فإن الإدراك السليم لنمط سلوك التكاليف ـ الطريقة التي تتغير بها التكاليف تبعاً للتغير في حجم النشاط ـ يمثل أحد المهام الأساسية لفريق الإدارة العليا؛ ليعكس سلوك التكاليف بشكل واضح سلوك مديري الشركات، وبالتالي تَأَثُر نمط سلوك التكاليف بقرارات الإدارة (Pichetkun and Panmanee, 2012).

وفي هذا السياق تجدر الإشارة إلى بعض الأسباب المؤدية للسلوك غير المتماثل للتكاليف، حيث:

- يتخذ المديرون قرارات عقلانية فيما يتعلق بمقايضة تكاليف التعديلات مقابل تكاليف الاحتفاظ بشأن الموارد غير المستغلة (Anderson *et al.* 2003; Noreen and Soderstrom, 1997)؛ فليس بالضرورة أنْ يتم الاستغناء عن الموارد ـ غير المستغلة طبعًا ـ مع انخفاض حجم النشاط، بسبب ارتفاع التكاليف المترتبة على هذا الاستغناء، كتكاليف نهاية الخدمة للعاملين المُستغنَى عنهم، وتكاليف التدريب للعاملين الجدد حال استعادة الطلب تارة أخرى، والتكاليف التنظيمية كفقدان الروح المعنوية بين الموظفين الحاليين عند عزل زملائهم.
- في ظل انفصال الملكية عن الإدارة، فإن المديرين يسعون لتحقيق مصالحهم الذاتية حتى وإنْ تعارضت مع مصالح الآخرين، وهو ما يتجلى في أحد صوره من خلال الاحتفاظ بالطاقة غير المستغلة، حسبما أشارت إليه دراسة (Guenther *et al.*, 2014) في بحثهم "Cost Stickiness: State of the Art of Research and Implications" من أن الاحتفاظ بالطاقة غير المستغلة يحقق للإدارة الإحساس بالسلطة على تلك الموارد المُحتفظ بها.
- قد يحقق التخلص من الموارد غير المستغلة لخفض التكلفة عند انخفاض حجم النشاط ردود أفعال سلبية في سوق الأوراق المالية نتيجة العديد من الأدوات المستخدمة كالتخلص من بعض العاملين مما قد يؤثر على صورة المديرين لديهم (He *et al.*, 2010).

وقد عَكَفَت العديد من الدراسات على اختبار ـ إمبريقياً ـ مدى استجابة التكاليف للتغيرات في حجم النشاط، فقد أوضحت دراسة (Anderson *et al.*, 2003) في الولايات المتحدة أن التكاليف البيعية والإدارية تزداد بنسبة ٠.٥٥% لكل زيادة مقدارها ١% في المبيعات، في حين تقل بنسبة ٠.٣٥% لكل انخفاض مكافئ لزيادة المبيعات؛ وفي ذات الاتجاه كانت العديد من الدراسات في أسواق مختلفة، ففي سوق الإلكترونيات التايوانية كانت دراسة (Kuo, 2007)، وفي السوق الكرواتي كانت دراسة (Pervan and Pervan, 2012)، وفي السوق البرازيلي كانا (De Medeiros and Costa, 2004)، وفي قطاع البنوك اختبر (Porporato and Werbin, 2010) سلوك التكاليف في البنوك الأرجنتينية والبرازيلية والكندية، وتوصل إلى اتسام سلوك التكاليف في هذا القطاع باللزوجة؛ وهو ما يؤكد على عدم استجابة التكلفة بشكل متماثل مع تغيرات حجم النشاط صعوداً وهبوطاً في العديد من الأسواق.

وامتدادًا لسعي الدراسات في تِبْيان نمط سلوك التكاليف في الأسواق المختلفة، فإن التساؤل الأول للبحث الحالي يتمثل في:

ما هو حقيقة نمط سلوك التكاليف (تحديدا: تكاليف البضاعة المبيعة، والمصروفات التشغيلية) في الشركات المصرية، وعلى المستوى القطاعي؟

ولطالما أن قرار الاحتفاظ بالموارد أو الاستغناء عنها، ومن ثم مدى تماثل سلوك التكاليف من عدمه هو في الأساس قرارًا إداريًا، فإنه يمكن الإشارة إلى أن ما يتحقق من استقرار عام – ماليًا كان أم سياسيًا - قد يعتبر مُحَرِكًا هامًا لنمط هذا السلوك؛ الأمر الذي دعا العديد من الدراسات إلى البحث في مدى تأثر قرارات المديرين الخاصة بتعديل الموارد مع تغير حجم النشاط بالأزمات؛ وهو ما أوضحه البنك المركزي الأوروبي في دراسته المسحية لعام ٢٠١٠، من استجابة ٨٥% من الشركات النمساوية للأزمة المالية عند المفاضلة بين التخلص من الموارد غير المستغلة والحفاظ عليها لصالح تعديل الموارد، وبالتالي ستنخفض درجة عدم تماثل التكلفة (Kwapil, 2010).

وفي هذا السياق توصلت دراسة (Banker *et al*., 2013) إلى أن سلوك التكلفة أثناء الأزمات هو نقيض سلوك التكلفة خلال الفترات الاقتصادية العادية؛ وهو ما قد يعود إلى أمور ثلاثة:

- أولها: قد تُحدِث الأزمات تشاؤمًا إداريًا حول آفاق المبيعات المستقبلية ومعدلات النمو الاقتصادي، ليدفع ذلك المديرين إلى تقليل لزوجة التكاليف بل وتصبح أكثر تماثلاً، إلى أن يتم تعافي الاقتصاد والذي بدوره يُعيد سمة اللزوجة لسلوك التكاليف تارة أخرى (Trinh, 2018; Zanella *et al*., 2015; Dalla Via and Perego, 2014).
- ثانيها: في فترات الأزمات يتناقص استحقاق عقود الشركات، لمحاولتها تجنب الالتزام طويل الأجل بالتكاليف؛ فالشركات ذات القيود المالية Financially Constrained Firms تستخدم عقود عمالة محددة المدة Fixed-Term Workers لاستيعاب نسبة أكبر من إجمالي تقلب العمالة مقارنةً بغيرها من الشركات، ليؤدي ذلك في النهاية إلى انخفاض اللزوجة بسبب انخفاض تكلفة عزلهم وفقاً لهذه العقود - حال انخفاض الطلب طبعًا -، ومن ثم انخفاض تكاليف التعديل، وبالتالي الحفاظ على عدد أقل من غير المستغلين(Zuijlen, 2012; Caggese and Cuñat, 2008).
- ثالثها: قد تجبر الأزمات الشركات على خفض التكاليف لتُبْقِي استقرار الربحية(Zuijlen, 2012).

في هذا السياق أشار (Anderson *et al*., 2003) إلى أنه إذا ما حدث انخفاض في حجم النشاط خلال الأوقات المزدهرة، فإن المديرين يقومون بتأخير اتخاذ القرار بشأن التعديل التنازلي للموارد، في حين تعجيل قرار التعديل التصاعدي لها حال زيادة حجم النشاط، مما يسبب المزيد من لزوجة التكاليف، بسبب تفاؤل المديرين بشأن مستويات الطلب مقارنة بفترات الأزمات، وهو ما يتفق معه البعض، مثل (Ibrahim, 2015; Calleja *et al*., 2006; Yükçü and Özkaya, 2011)؛ وعلى النقيض فإنه في الأوقات المغايرة يتباطأ المديرون في توظيف موارد جديدة عند زيادة حجم النشاط، وتعجيل التخلص منها عند انخفاضه، مما قد يسبب سلوك تكاليف منزلقة حسبما أشارت دراسة (Dierynck *et al*., 2012)؛ وهو ما أشار إليه البعض (Zonatto *et al*., 2018; Trinh, 2018; Ibrahim, 2015) من أن زيادة التكاليف كرد فعل على زيادة الطلب قد تكون أقل من انخفاض التكلفة استجابةً لانخفاض الطلب خلال فترة الركود، مما يقلل من لزوجة التكلفة.

وتماشياً مع هذا الاتجاه فقد ربطت بعض الدراسات بين التدهور المالي للشركات كأحد نتائج التدهور الاقتصادي ومدى تماثل سلوك التكاليف، فقد أشارت دراسة (Banker *et al*., 2014) إلى

تأثر درجة حرية المديرين في اتخاذ قرارات الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة أو تعديلها ـ والتي تؤثر بالتبعية على نمط سلوك التكلفة ـ بالصحة المالية لشركاتهم؛ وهو ما أشار إليه البعض (Abu-Serdaneh, 2014; Calleja *et al.*, 2006) إلى تماثل سلوك التكاليف في الشركات ذات المستويات المرتفعة من الديون، لزيادة عمليات الرقابة من قِبل أصحاب القروض للحصول على مستحقاتهم، مما يدفع المديرين إلى تبني هيكل تكلفة أكثر مرونة يتسم بسرعة الاستجابة للتغيرات في حجم النشاط، وهو ما أكدت عليه دراسة (Kitada *et al.*, 2016) من تأثير المخاطر المالية على سلوك التكلفة من خلال تأثيرها على مرونة القرارات الإدارية.

في ضوء ما سبق، فإن انخفاض معدل نمو الطلب في فترة الأزمات، والتي لم تلبث أن تتعافى الشركات منها حتى يرتفع الطلب تارة أخرى، فرصة جيدة لدراسة سلوك التكلفة خلال الفترات المتباينة في ظروفها، الأمر الذي يدعو إلى ضرورة البحث في مدى تأثر قرارات المديرين الخاصة بتعديل الموارد مع تغير حجم النشاط بالأزمات المالية والسياسية، ولهذا:

هل يختلف نمط سلوك التكاليف للشركات المصرية في أوقات الأزمات المالية والسياسية عن غيرها من الفترات؟...تساؤل ثان

في ضوء مناقشة التساؤلين السابقين، يتضح تباين نتائج العديد من الدراسات في تحديد نمط سلوك التكاليف حتى في الفترات ذات السمات المتشابهة، وهو ما يعني وجود عوامل أخرى مُحَدِدَة لهذا السلوك بخلاف الأزمات؛ فقد أشارت دراسات (Ezat, 2014; Pichetkun and Panmanee, 2012; Chen *et al.*, 2012) إلى حوكمة الشركات كأحدها؛ في حين أشارت (Dierynck *et al.*, 2012; Calleja *et al.*, 2006; Anderson *et al.*, 2003) إلى عوامل داخلية كهيكل الأصول، وعدد العاملين، ومستوى المديونية، ورأس المال العامل، ومعدلات الأداء.

واستمرارًا للبحث عن هذه العوامل، وفي ضوء الاهتمام في الآونة الأخيرة بعلم التمويل السلوكي كأحد فروع علم التمويل الذي يجمع بين نظريات علم النفس مع النظريات التقليدية للتمويل والاقتصاد، والذي على أثَرِه تم دراسة تأثير الجوانب السلوكية على فعالية العديد من القرارات، وفي ضوء الدور الهام للمديرين التنفيذيين في صياغة وتنفيذ العديد من السياسات والخيارات الاستراتيجية (Manner, 2010)، فقد عملت العديد من الأدبيات المحاسبية على تفسير سلوك التكاليف من خلال الثقة الزائدة للمديرين التنفيذيين Overconfident CEO كواحدة من التحيزات السلوكية الأكثر انتشارًا في مجال اتخاذ القرارات (Qin *et al.*, 2015; Chen *et al.*, 2013).

وجدير بالذكر أن هذه الظاهرة (الثقة الزائدة تحديداً) تتجلى عندما يبالغ المدير في معتقداته وقدراته (Shiller, 2003)، مما قد يؤدي إلى تحيزات سلوكية ضارة، تمتد إلى انحرافات في التنبؤات(Areiqat *et al.*, 2019)، وهو ما أشار معه (Stotz and Nitzsch, 2005) إلى ارتباطها بوَهْمِ التحكم Illusion of Control.

وقد رصدت العديد من الأدبيات انعكاسات لنظرية التمويل السلوكي على ردود أفعال أسواق الأوراق المالية (Isidore and Christie, 2018; Birau, 2012; Olsen, 1998)؛ كما أشارت دراسة (Gächter *et al.*, 2010) إلى أن هذه النظرية تمثل الفَهم الأفضل لقرارات الاستثمار، والتي تتعلق بالتحيزات المعرفية والعاطفية والاجتماعية؛ وهو ما أشار معه البعض (Areiqat *et al.*, 2019; Ritter, 2003) إلى تأثير العوامل السلوكية الخاصة بتلك النظرية على عملية اتخاذ القرارات للأفراد؛ فهي - أي نظرية التمويل السلوكي - تمثل دراسة لكيفية تصرف الممارسين الماليين وتفاعلهم مع المعلومات المالية (Appiah and McMahon, 2002)؛ بل ودراسة لمعالجة العوامل السلوكية والتي تؤثر على القرارات المالية (Pompain, 2006)؛ وهو ما توصلت معه دراسة (Alrabadi et al., 2017) لتأثير وجود تحيزات سلوكية (كالإفراط في الثقة، وتجنب الخسائر، وكراهية المخاطر، وسياسة القطيع) على أداء الاستثمار.

وفي هذا الصدد أيدت دراسات عدة لتأثير التحيزات النفسية والأخطاء الإدراكية للمديرين التنفيذيين على اتخاذ العديد من القرارات (Areiqat *et al.*, 2019; Gächter *et al.*, 2010; Choi *et al.*, 2001) حيث تأثيرها على مَقْدِرَتهم في صياغة استراتيجيات شركاتهم؛ فالمديرون الأكثر ثقة هم الأكثر مَقْدِرَة على إصدار تنبؤات أرباح لأنهم أكثر تفاؤلاً بشأن الأداء المستقبلي (Libby and Rennekamp, 2012; Hilary and Hsu, 2011)؛ بل ويصدرون أرباحًا أكثر تحفظاً (Ahmed and Duellman, 2013)، ليعني ذلك تأثير الثقة الإدارية الزائدة على العديد من الاستراتيجيات والسياسات الخاصة بالشركة.

وفي ذات الاتجاه بحثت العديد من الأدبيات المحاسبية في الثقة الإدارية الزائدة كمُحَدِد لعدم تماثل سلوك التكاليف، على سبيل المثال: (Mahali and Zahedi, 2017; Mohammadreza and Marzieh, 2016; Qiao-ming *et al.*, 2016;Qin *et al.*, 2015; Chen *et al.*, 2013)، والتي أشارت في مجملها إلى تأثيرها على تقييمات المديرين التنفيذيين للطلب المستقبلي؛ الأمر الذي يعني أنه إذا ما حدث انخفاض في المبيعات، فإن المديرين التنفيذيين - طبعاً ذوي الثقة الزائدة - يميلون إلى أن يكونوا متفائلين للغاية بشأن مَقْدِرَتهم على استعادة، بل وإنعاش المبيعات في المستقبل القريب، وعلى أثر ذلك يحتفظون بالموارد غير المستغلة عند انخفاض المبيعات، ليؤدي ذلك إلى قدر ما من عدم التماثل في سلوك التكاليف.

فهل تعتبر الثقة الإدارية الزائدة مُحدِدًا لعدم تماثل سلوك التكاليف في سوق الأوراق المالية المصرية في الفترات المختلفة؟.....تساؤل ثالث

أهداف البحث:

في ضوء مشكلة البحث، يتمثل الهدف الأول للبحث في التعرف على نمط سلوك كلًا من تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية للشركات المساهمة المصرية من أجل ترشيد قرارات الشركات المصرية في العديد من الأمور كخفض التكاليف وتحسين أوضاعها التنافسية، وذلك باستخدام نموذج (Anderson *et al.*, 2003) في الفترة ١٩٩٩-٢٠١٧؛ ويمثل الهدف الثاني في

التعرف على نمط هذا السلوك خلال فترات الاستقرار والأزمات المالية والسياسية في البيئة المصرية من خلال تقسيم الفترة محل البحث لأربع فترات أساسية، *أولها*: الفترة ١٩٩٩ ــ ٢٠٠٧، *ثانيها*: الفترة ٢٠٠٨- ٢٠١٠، *ثالثها*: الفترة ٢٠١١-٢٠١٣، *وآخرها*: ٢٠١٤-٢٠١٧؛ بينما يمثل اختبار الثقة الإدارية الزائدة كمُحَدِد لسلوك التكاليف ـ باعتبارها أحد التحيزات السلوكية الهامة والمحتمل انعكاسها على العديد من قرارات الشركة ـ الهدف الأخير للبحث.

أهمية البحث:

تنبع أهمية البحث من النقاط التالية:

- **يوضح البحث الحالي حقيقة نمط سلوك التكاليف في الشركات المصرية خلال فترات متباينة في ظروفها السياسية والاقتصادية، وهو ما يفيد في فعالية العديد من القرارات ذات الصلة كالقرارات الخاصة بالمنتجات وعمليات التخطيط والرقابة وتقييم الأداء، والتنبؤ بأوضاعها المستقبلية بصورة أكثر دقة، وبالتالي الانعكاس بشكل إيجابي على الوضع التنافسي للشركة.**
- **يُسهم البحث الحالي في توعية العديد من المهنيين والمستخدمين بالعوامل التي من شأنها أن تتحكم في سلوك التكاليف (مقدارًا واتجاهًا) في السوق المصرية في ظل ظروف سياسية واقتصادية متباينة، لترشيد العديد من القرارات الإدارية، وبالتالي زيادة منافع المستخدمين.**
- **في ضوء النقطتيْن السابقتيْن، يُعد هذا البحث من أوائل الأبحاث في البيئة المصرية ــ على حد علم البَاحِثَيْنِ- والذي عمل على اتباع تلك المنهجية في دراسة نمط سلوك التكاليف خلال فترات متباينة في ظروفها السياسية والاقتصادية، بل ودراسة الثقة الإدارية الزائدة كأحد مُحَدِدات هذا السلوك في السوق المصرية.**
- **يوضح هذا البحث بعض التأثيرات المختلفة للثقة الإدارية الزائدة على بعض القرارات الإدارية للشركات المصرية، وهو ما يعتبر أمرًا مفيدًا عند تعيين المديرين التنفيذيين الجدد، واختيارهم بشكل ملائم لاستراتيجيات العمل.**

خطة البحث:

لتحقيق أهداف البحث، سوف يقوم الباحِثانِ بتقسيم البحث كما يلي:

القسم الأول: الإطار النظري للبحث.

القسم الثاني: الدراسة التحليلية الاختبارية.

القسم الثالث: مضامين النتائج.

الإطار النظري للبحث

تعد ظاهرة عدم تماثل سلوك التكاليف من الظواهر الهامة والتي لها انعكاسات هامة على جودة العديد من القرارات؛ وهو ما كان دافعًا للاهتمام بدراسة نمط هذا السلوك، لاسيما في ظل فترات متباينة في أوضاعها السياسية والاقتصادية؛ وفي ضوء الاهتمام في الآونة الأخيرة بعلم التمويل السلوكي كأحد فروع علم التمويل، والذي على أثَرِه تجلت أهمية دراسة تأثير العديد من التحيزات السلوكية على فعالية العديد من القرارات؛ وفي ضوء اعتبار المديرين التنفيذيين من أهم عوامل النجاح التي عَوَلت عليه العديد من الأدبيات؛ إلى الدرجة التي رأى فيها البحث الحالي أن الثقة الزائدة لهم كأحد التحيزات السلوكية الهامة قد تكون أحد المحددات الهامة لسلوك التكاليف، وفي ضوء ذلك فقد عمل البَاحِثَانِ على تقسيم هذا القسم كما يلي:

أولاً: عدم تماثل سلوك التكاليف ـ ماهية وتفسيرات:

يمكن تناول سلوك التكاليف وعدم تناسبية تغيره مع التغيرات في أحجام النشاط، من خلال تناول العديد من النقاط كما يلي:

١ـ مفهوم عدم تماثل سلوك التكاليف:

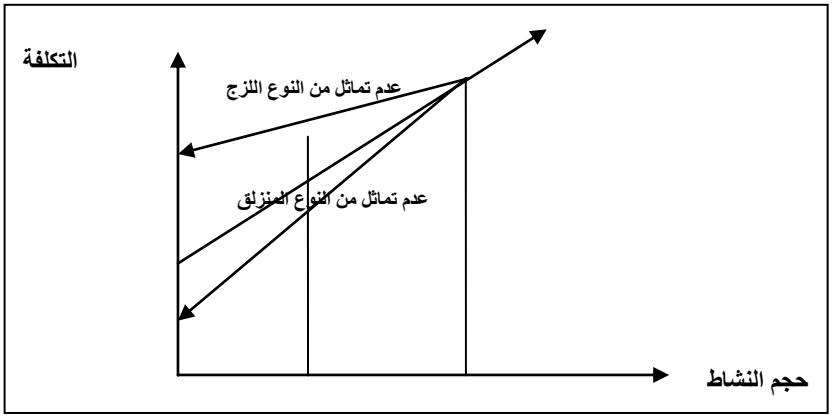
رغم اعتماد العديد من نماذج التحليل المتعارف عليها على تصنيف التكاليف على حسب علاقتها بحجم النشاط إلى تكلفة ثابتة وأخرى متغيرة، وافتراض المَسْلَك الخطي المتماثل في سلوك التكلفة المتغيرة، بمعنى أن إجمالي التكلفة المتغيرة يتغير تناسبياً مع تغيرات حجم النشاط بصرف النظر عن اتجاه هذا التغيير، أي أن نسبة زيادة التكلفة مع زيادة حجم النشاط بمقدار معين هي ذاتها نسبة انخفاض التكلفة إذا ما حدث انخفاض مكافئ في حجم النشاط؛ إلا أن ما تمتاز به بيئة الأعمال في الوقت الحاضر من زيادة حدة المنافسة، وتنوع احتياجات العملاء، وما يترتب على ذلك من زيادة التدخل الإداري في عملية تخصيص الموارد، أدى إلى التشكيك في افتراض تماثل سلوك التكاليف.

وتعتبر دراسة (Malcom, 1991) بعنوان "*Overhead Control Implications of Activity Costing*" من أوائل الدراسات التي تعرضت لمفهوم عدم تماثل سلوك التكلفة، والتي أوضحت أن كثيراً من التكاليف الإضافية لا تتناسب بشكل تام مع التغيرات في حجم النشاط، كتكلفة مناولة المواد الخام، فمع توقع زيادة حجم الطلب يتم توظيف عاملين جدد لمواجهة تلك الزيادة، مع عدم تعجيل الاستغناء عنهم إذا ما حدث انخفاض في حجم الطلب؛ ثم تلا ذلك دراسة (Noreen and Soderstrom, 1994) في بحثهما "*Are Overhead Costs Strictly Proportional to Activity?*" واللذان أوضحا أيضًا عدم تناسب التكاليف مع أحجام الأنشطة، وذلك بالتطبيق على مائة مستشفى في ولاية واشنطن لسلسلة زمنية ١٩٧٣- ١٩٩٢، وهو ما تم التأكيد عليه عند إعادتهما للدراسة على مائة وثماني مستشفى في الفترة ١٩٧٧- ١٩٩٢، ليؤكد ذلك على ضرورة توخي الحزر عند استخدام متوسطة تكلفة الوحدة عند اتخاذ العديد من القرارات.

وتعتبر دراسة (Anderson *et al.*, 2003) أيضًا من الدراسات الرائدة في هذا المجال، والتي أوضحت عدم اتساق السلوك الفعلي للتكاليف البيعية والعمومية والإدارية مع النموذج التقليدي

لسلوك التكلفة، وقدمت وجهة نظر بديلة تعتمد على تكاليف تعديل الموارد والقرارات الإدارية المتأنية "Deliberate Managerial Decisions"، فبالرغم من إمكانية تعديل بند "العمالة غير المباشرة مثلاً " في الأجل القصير، إلا أنه قد ينتج عن ذلك تحمل الشركة لتكاليف تعديل إضافية كمكافأة نهاية الخدمة للعمالة المُستغنى عنها، وتكاليف البحث عن عمالة جديدة وتدريبها عند زيادة حجم النشاط في المستقبل؛ ومن ثم فإن تكلفة تعديلها ليست ضئيلة لجعلها موردًا متغيرًا بالكامل، وليست ضخمة بالقدر الكافي لجعلها موردًا ثابتًا بالكامل، وهو ما يُشار إليها بالموارد اللزجة "Sticky Resources"؛ فعند انخفاض حجم النشاط يتخذ المديرون قرارًا بالمفاضلة بين الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة أو تحمل تكاليف تعديل للتخلص منها، وعند توقع زيادة حجم النشاط يتخذ المديرون قرارًا بزيادة الموارد للوفاء بزيادة حجم النشاط؛ وقد يتم تخفيض الموارد مع انخفاض حجم النشاط بشكل أكثر من زيادتها المصاحبة لزيادة حجم النشاط (مندور، ٢٠١٧).

في ضوء ما سبق، فإن الأمر يعني أن افتراض تماثلية استجابة التكلفة للتغير في أحجام النشاط بات يمثل خطأً حتمًا؛ فقد تستجيب التكاليف للزيادة في المبيعات، في حين ليست كذلك إذا ما انخفضت المبيعات؛ فكما يتضح من الشكل الموضح أدناه، إذا كان معدل انخفاض التكاليف المصاحب لانخفاض المبيعات أقل من معدل زيادتها في حالة زيادة المبيعات بذات نسبة انخفاضها، فإنه سلوك التكلفة هنا يمكن وصفه بالسلوك غير المتماثل (من النوع اللزج تحديدًا)، في حين يمكن وصفه بالسلوك المنزلق (كوجه آخر للسلوك غير المتماثل) إذا ما انخفض معدل التكاليف بشكل أكثر من معدل زيادتها وفقًا للتغير في اتجاه المبيعات؛ وهو ما قد يعود إلى التحيز الإيجابي في توقعات المديرين حول الطلب المستقبلي (Chen *et al.*, 2013).



شكل رقم (١)
السلوك غير المتماثل للتكلفة

في هذا السياق عَكَفَتْ العديد من الأدبيات المحاسبية على دراسة سلوك التكاليف في العديد من البيئات، ففي الولايات المتحدة أوضحت دراسة (Anderson *et al.*, 2003) أن التكاليف البيعية والإدارية ازدادت بنسبة ٠.٥٥% لكل ارتفاع مقداره ١% في المبيعات، وانخفضت بنسبة ٠.٣٥% لكل انخفاض مكافئ للزيادة في المبيعات؛ كما أشار (Subramaniam and Watson, 2016) إلى أن إجمالي التكاليف تغيرت بنسبة ٠.٩٣٪ (زيادة)، و ٠.٨٥% (انخفاض) لكل تغير ١٪ في

المبيعات؛ وأوضحت دراسة (Calleja *et al.*, 2006) أنه عندما ازدادت المبيعات بنسبة ١٪، ارتفعت التكاليف البيعية والإدارية بنسبة ٠.٩٧٪، بينما انخفضت ذات التكاليف بنسبة ٠.٩١٪ فقط مع الانخفاض المكافئ للزيادة في المبيعات؛ وفي صناعة الإلكترونيات التايوانية توصل (Kuo, 2007) إلى تغير في تكاليف "SG&A" بنسبة ٠.٤٧% (زيادة)، و ٠.٣٢% (انخفاض) لكل ١% تغير في المبيعات؛ ومن الدراسات المؤيدة لذات الاتجاه (Kama and Weiss, 2012; Pervan and Pervan, 2012; Uy, 2011; Weiss, 2010; Porporato and Werbin, 2010; Balakrishnan and Gruca, 2008; De Medeiros and Costa, 2004; Noreen and Soderstrom, 1994).

وقد قدمت دراسات (Qin *et al.*, 2015; Chen *et al.*, 2013; Anderson *et al.*, 2003) تفسيرين لهذا السلوك:

- أولهما: تفسير اقتصادي، حيث يعتمد قرار الاحتفاظ بالموارد أو خفضها ـ ومن ثم حجم تكاليف التعديل ـ على توقعات المديرين حول مدى استمرار انخفاض الطلب؛ فمن المرجح أن يحتفظ المديرون بالموارد غير المستغلة إذا كانت استعادة الطلب قريبًا أولى توقعاتهم، لأن تكلفة التعديل قد تكون أعلى من تكاليف الاحتفاظ.
- ثانيهما: قائم على مشكلة الوكالة، فالمديرون قد يتخذون قرارات تعظيم الذات والتي ربما لا تكون في مصلحة المساهمين، لأجل "بناء إمبراطوريتهم"، وبالتالي الاحتفاظ بمزيد من الموارد تحت سيطرتهم.

في ضوء ما سبق، فإن سلوك التكلفة لا يتوقف فقط على مقدار التغير في حجم النشاط بل يتأثر أيضًا باتجاه التغير، وفي هذا الصدد يرى البَاحِثَانِ أنه في ضوء أن فرضية تهاوي العلاقات في فترات الأزمات كانت محل اهتمام ـ بل ونتيجة اختبار ـ البعض مثل (الشرقاوي،٢٠١٧)، ولطالما أن قرار الاحتفاظ بالموارد أو الاستغناء عنها ـ ومن ثم مدى تماثل سلوك التكاليف من عدمه ـ هو في الأساس قرارًا إداريًا، فإن دراسة نمط سلوك التكلفة في فترات الأزمات باتت من الأهمية بمكان، ليصبح التساؤل التالي محل الاهتمام في النقطة التالية.

هل يختلف نمط سلوك التكاليف في فترة الأزمات عن غيرها من الفترات؟ بمعنى آخر: هل تمثل الأزمات ـ سياسية كانت أو اقتصادية ـ أحد العوامل الموقفية المؤثرة على مدى تناسبية التغير في التكاليف وفقا للتغير في أحجام النشاط؟

٢ـ نمط سلوك التكاليف في فترات الأزمات:

أيدت العديد من الأدبيات المحاسبية لارتكاز قرار الإدارة في تعديل الموارد من عدمه على توقعاتهم لمدى تحقيق استقرار عام من عدمه، ليؤدي ذلك إلى احتمالية اختلاف نمط سلوك التكلفة أثناء فترات الأزمات عنه خلال الفترات الاقتصادية العادية (Banker *et al.*, 2013)؛ وهو ما أشار إليه (Trinh, 2018) في بحثه ***"Do Managers Cut Sticky Costs to Alleviate***

Financial Distress During the Global Economic Crisis?" بتأثير الإدراك الإداري حول الظروف الاقتصادية على قرارات الإدارة عند إدارة التكلفة؛ ففي فترات الأزمات يكون لدى المديرين تشاؤمًا إداريًا حول آفاق المبيعات المستقبلية، وبالتالي يتخلصون قدر الإمكان من العديد من الموارد غير المستغلة؛ وهو ما أوضحه البنك المركزي في مسحه عام ٢٠١٠ من استجابة ٨٥% من الشركات النمساوية للأزمة المالية والتي عملت على تعديل الموارد حسبما أشار (Kwapil, 2010)؛ ليصبح سلوك التكلفة في مثل تلك الظروف واحدة من اثنتين:

- تماثلية السلوك إلى أن يتم تعافي الاقتصاد، والذي لم يَلْبَثْ أن يتعافى حتى تزيد معه احتمالية انتعاش الطلب، وبالتالي استعاضة التكاليف تارة أخرى بعد انخفاضها (Zanella *et al.*, 2015; Dalla Via and Perego, 2014).
- انزلاق السلوك (الوجه الآخر لعدم تماثلها)، ففي الأوقات غير المستقرة قد يحدث نوع من التباطؤ في توظيف موارد جديدة عند زيادة حجم النشاط مع تراجعها بشكل كبير عند حدوث العكس (Trinh, 2018; Dierynck *et al.*, 2012; Ibrahim, 2015).

وهنا يرى البَاحِثَانِ أنه بالرغم من تناقض هاتين الحالتيْنِ، إلا أن الأمر يعني أنه:

- أيًا كان نمط مسلك التكلفة في مثل تلك الظروف (سواء التماثلية أو الانزلاق حسبما أشار البعض)، فإن كل منهما يمثل تباينًا عن نمط مَسْلَكِهَا في الأوقات المغايرة والتي يكون المديرون فيها متفائلون بشأن مستويات الطلب، وبالتبعية تأخير اتخاذهم قرار التعديل التنازلي للموارد، مع تعجيل التعديل التصاعدي للموارد في حالة زيادة حجم النشاط، مما يسبب المزيد من اللزوجة (Ibrahim, 2015; Calleja *et al.*, 2006; Yukcu and Ozkaya, 2011; Anderson *et al.*, 2003)؛ وإنْ كانت دراسة (Zonatto *et al.*, 2018) توصلت إلى أنه في فترة الازدهار كانت نسبة الزيادة في التكلفة أقل مما كانت عليه نسبة الانخفاض استجابةً لذات نسبة التغير في الطلب، في حين العكس في فترة الركود.
- توقف المسلك المغاير للتكلفة في أوقات الأزمات على مستوى الطاقة غير المستغلة، فوجود مستوى مرتفع من هذه الطاقة يدفع المديرين التنفيذيين للتخلص العاجل من تلك الموارد، ليؤدي ذلك إلى عدم تماثل سلوك التكلفة من النوع المنزلق.

وقد قدمت دراسة (Zuijlen, 2012) تبريرين لانخفاض السلوك اللزج خلال فترات الأزمات، *أولهما*: تجبر الأزمات الشركات على خفض التكاليف لتُبْقِى استقرار الربحية؛ ثانيهما: في مثل تلك الأوقات، تتجنب الشركات التعاقدات طويلة الأجل، فمثلاً تفضل توظيف العمالة المؤقتة لسهولة فصلهم في تلك الفترات، ومن ثم انخفاض تكاليف التعديل؛ وهو ما أكدا عليه (Caggese and Cuñat, 2008) من استخدام الشركات ذات القيود المالية Financially Constrained Firms للعمالة بعقود محددة المدة Fixed-Term Workers لاستيعاب نسبة أكبر من إجمالي تقلب العمالة والحفاظ على عدد أقل من غير المستغلين مقارنةً بغيرها من الشركات.

وقد قدمت بعض الأدبيات "درجة حرية المديرين في اتخاذ قراراتهم" كأحد التفسيرات المحتملة لاختلاف نمط سلوك التكاليف باختلاف درجات الاستقرار، فالمخاطر المالية يمكن أن تؤثر على سلوك التكلفة من خلال تأثيرها على مرونة القرارات الإدارية حسبما أشارت دراسة (Kitada *et al.*, 2016)؛ فمع زيادة تلك المخاطر، تزيد درجة الرفع المالي وتكلفة رأس المال، ومن ثم تكلفة الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة، بما يؤدي إلى انخفاض المقدار المقبول من الموارد غير المستغلة، مما يحد من حرية المديرين لاتخاذ قرارات تعديل الموارد، كما تزداد تكلفة إضافة موارد جيدة مع زيادة حجم النشاط، ومن ثم يقوم المديرون بالاستفادة قدر الإمكان من الموارد غير المستغلة المتاحة من الفترة السابقة أو الحصول على الحد الأدنى الضروري من الموارد؛ لذا سوف تزداد التكلفة ببطء في حالة زيادة حجم النشاط في الفترة الحالية (مندور، ٢٠١٧).

في هذا السياق فإن درجة حرية المديرين في اتخاذ قرارات الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة أو تعديلها ـ والتي تؤثر بالتبعية على نمط سلوك التكلفة ـ تتأثر بالاستقرار المالي العام ولشركاتهم (Banker *et al.*, 2014)، وهو ما أشار معه البعض (Abu-Serdaneh, 2014; Calleja *et al.*, 2006) إلى احتمالية تماثل سلوك التكاليف في الشركات ذات المستويات المرتفعة من الديون، لزيادة عمليات الرقابة من قِبل أصحاب القروض للحصول على مستحقاتهم، مما يدفع المديرين إلى تبني هيكل تكلفة أكثر مرونة يستجيب بسرعة للتغيرات في حجم النشاط.

في ضوء ما سبق يتضح توقف نمط سلوك التكاليف إلى حد كبير على ما يتحقق للبيئة المحيطة بالشركات من استقرار عام، ولكن يبقى التساؤل عن الأسباب الداعية لضرورة دراسة نمط هذا السلوك، والعوامل الحاكمة له، هو محور اهتمام البَاحِثَيْنِ في النقطة التالية.

٣ـ سلوك التكلفة ـ أسباب دراستها ومُحَدِدَاتها:

تعتبر دراسة ظاهرة سلوك التكاليف ومدى تماثلها من عدمه من الظواهر الهامة والتي لها انعكاسات ذات دلالة على جودة العديد من القرارات، فمعرفة حقيقة طبيعتها تساهم في تمكين إدارة الشركة من اتخاذ قرارات تخطيطية ورقابية أكثر دقة في خفض التكاليف، وتحقيق الاستخدام الأمثل للموارد، بل وفي فهم عناصر التكلفة المختلفة وسلوكها، ومن ثم قياس تكلفة الوحدة خاصة التكاليف الصناعية غير المباشرة بشكل دقيق، مما قد يؤدي لتحسين عملية تخصيص التكاليف، الأمر الذي ينعكس أثره في تحسين عملية التسعير (Anderson and Lanen, 2009).

وقد بحثت دراسة (Banker, 2006) في التنبؤ بالأرباح باستخدام نماذج قائمة على عدم تماثل سلوك التكلفة *"Predicting Earnings Using a Model Based on Cost Variability and Cost Stickiness"*، وتوصلت إلى ارتفاع المَقْدِرَة التنبؤية في النماذج التي تأخذ بعين الاعتبار نمط هذا السلوك مقارنةً بغيرها من النماذج؛ وهو ما بحثت معه دراسة (Weiss, 2010) في كيفية تأثير السلوك غير المتماثل للتكلفة على تنبؤات المحللين الماليين، وتوصلت إلى أن الشركات ذات سلوك التكلفة الأكثر لزوجة لديها تنبؤات للمحللين أقل دقة من الشركات ذات سلوك التكلفة الأقل لزوجة، بل وأن لزوجة التكلفة تؤثر على أولويات تغطية المحللين الماليين للشركات،

بالإضافة وأن المستثمرين يأخذون في الاعتبار سلوك التكلفة اللزجة في تشكيل معتقداتهم حول قيمة الشركات؛ هذا بالإضافة إلى أهمية دراسة نمط سلوك التكلفة عند تحديد أنظمة مكافآت المديرين القائمة على الأرباح حسبما أشارت دراسة (Banker *et al.*, 2013).

في هذا السياق بحثت العديد من الأدبيات المحاسبية في العوامل المؤثرة في سلوك التكاليف، فقد أشارت بعض الدراسات (Dierynck *et al.* 2012; Kama and Weiss, 2012; Dierynck and Renders, 2009) إلى أن المديرين الذين لديهم حوافز لإدارة الأرباح يقومون بتقليص الموارد الزائدة الخاصة بـ "*SG&A*" بشكل عاجل من أجل الوفاء بمقاييس الأرباح، مما يؤدي إلى تقليل السلوك اللزج، وهو ما يعني أن إدارة الربح تمثل أحد محددات سلوك التكاليف.

وقد توصلت دراسات (Huang and Yan, 2019; Yadollah *et al.*, 2018; Rezaei and Barandagh, 2016) إلى أنه لدى المديرين ذوي الكفاءات العالية انخفاضًا أقل في التكاليف مع انخفاض المبيعات مقارنةً بزيادتها المصاحبة لزيادة المبيعات، ليعني ذلك أن المَقْدِرَة الإدارية تمثل أحد المحددات الهامة في هذا الشأن؛ كما أشارت دراسات (Ezat, 2014; Pichetkun and Panmanee, 2012; Chen *et al.*, 2012) إلى حوكمة الشركات كأحد المحددات؛ في حين أشارت (Dierynck *et al.*, 2012; Calleja *et al.*, 2006; Anderson *et al.*, 2003) إلى اختلاف استجابة التكلفة للتغير في حجم النشاط باختلاف هيكل الأصول، وعدد العاملين، ومستوى المديونية، ورأس المال العامل، ومعدلات الأداء.

وفي قطاع البنوك توصل (Porporato and Werbin, 2010) إلى أن هيكل التكاليف والمناخ الاقتصادي يفسران التغير في مستوى استجابة التكاليف للتغير في حجم النشاط، فالبنوك ذات المستويات الأكبر من كثافة الأصول تُظْهِر انخفاضًا أقل في التكاليف عند انخفاض حجم النشاط مقارنة بزيادتها المصاحبة لزيادة حجم النشاط، وأن البنوك التي تعمل في ظل درجة عدم التأكد في البيئة الاقتصادية تُظْهِر زيادة أقل في التكاليف عند زيادة حجم النشاط مقارنةً بانخفاضه.

وفي سياق استمرار البحث عن تلك المحددات، وفي ضوء الاهتمام في الآونة الأخيرة بدراسة تأثير العديد من الجوانب السلوكية على فعالية العديد من القرارات، وفي ضوء التأثيرات ذات الدلالة لسمات المديرين التنفيذيين في صياغة وتنفيذ العديد من السياسات الإدارية، فقد اعتبرت العديد من الأدبيات المحاسبية الثقة الإدارية الزائدة أحد تلك المحددات والتي يمكن أن تساهم في تفسير سلوك التكاليف، ويُعتبر ذلك محل اهتمام البَاحِثْيِن في باقي هذا القسم كما يلي في ثانياً.

ثانياً: الثقة الإدارية الزائدة كأحد التحيزات السلوكية وعدم تماثل سلوك التكاليف:

تزايد الاهتمام في الآونة الأخيرة بعلم التمويل السلوكي كأحد فروع علم التمويل والذي يجمع ما بين نظريات علم النفس مع النظريات التقليدية للتمويل والاقتصاد؛ وهو ما بدأت معه العديد من الأدبيات المحاسبية في دراسة تأثير الجوانب السلوكية على فعالية العديد من القرارات، ويمكن تناول الثقة الإدارية الزائدة في تأثيرها على سلوك التكاليف كأحد تلك الجوانب كما يلي:

١ـ ماهية الثقة الإدارية الزائدة:

يمكن تناول ذلك من خلال شِقيْن كما يلي:

- **المفهوم النظري للثقة الإدارية الزائدة:**

تعتبر دراسة (Burrel, 1951) بعنوان *"Possibility of an Experimental Approach to Investment Studies"*، ودراسة (Tversky and Kahneman, 1974) بعنوان *"Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases"* من أوائل الدراسات في مجال التمويل السلوكي واللتان عملتان على ربط علم التمويل بعلم النفس؛ وقد اختبرت دراسة (De Bondt and Thaler, 1985) بعنوان *"Does the Stock Market Overreact?"* فرضية التحيز الإدراكي (Cognitive Bias) في بورصة نيويورك، وتوصلت إلى أن هناك ردود أفعال مبالغ فيها من قبل المستثمرين لسلسلة من الأخبار السيئة المتتالية والتي يمكن أن تؤدي لعدم عدالة في الأسعار.

في هذا السياق بدأت العديد من الأدبيات بالتحليل والدراسة لنظرية التمويل السلوكي، فقد أشارت دراسة (Gächter *et al.*, 2010) إلى أن التمويل السلوكي يمثل الفهم الأفضل لقرارات الاستثمار وفقًا للعديد من التحيزات المعرفية والعاطفية والاجتماعية؛ وأشار (Appiah and McMahon, 2002) إلى أنه يمثل دراسة لكيفية تصرف الممارسين الماليين مع المعلومات المالية؛ بل ودراسة العوامل السلوكية التي تؤثر على القرارات المالية (Areiqat *et al.*, 2019;Pompain, 2006; Ritter, 2003)؛ لتشير معه دراسة (Alrabadi *et al.*, 2017) إلى تأثير وجود تحيزات سلوكية (كالإفراط في الثقة، وتجنب الخسائر، وكراهية المخاطر، وسياسة القطيع) على أداء الاستثمار؛ بل وعلى ردود أفعال أسواق الأوراق المالية في العديد من الدراسات مثل (Isidore and Christie, 2018; Birau, 2012; Olsen, 1998)

وجدير بالذكر أن نظرية التمويل السلوكي نشأت في الأساس نتيجة الانتقادات التي وُجهت إلى فرضية عقلانية متخذي القرارات الاستثمارية، وأنه من الأهمية بمكان دراسة آثار سيكولوجية أصحاب القرار عند اتخاذ العديد من القرارات؛ بل أصبح من الضروري تطبيق العلوم السلوكية على العديد من القضايا المحاسبية، لأجل تفسير السلوك البشري، بل والتنبؤ به في جميع السياقات المحاسبية الممكنة (Kutluk, 2017; Breitkreuz, 2008)؛ وهو ما أشار معه (Baker and Nofsinger, 2002) من أن علم التمويل السلوكي يدرس كيفية تأثير علم النفس في القرارات المالية والأسواق المالية؛ فهو يسعى لمزيد من التكامل مع النظريات المالية التقليدية عن طريق دمجها مع علم النفس المعرفي في محاولة لاكتشاف نموذج أكثر شمولاً للسلوك البشري في عملية صناعة القرار (Barberis and Thaler, 2003).

وقد أيدت العديد من الأدبيات المحاسبية لتأثير التحيزات النفسية والأخطاء الإدراكية على مَقْدِرَة المديرين التنفيذيين في صياغة استراتيجيات شركاتهم وسياساتها المختلفة (Areiqat *et al.*, 2019; Gächter *et al.*, 2010; Choi *et al.*, 2001)؛ وتعتبر الثقة الإدارية الزائدة واحدة من التحيزات السلوكية الأكثر انتشاراً[١] في مجال اتخاذ القرارات (Doukas and

---

[١] هناك تحيزات أخرى مثل: تحيز التأكيد Conformation Bias، تحيز إدراك الأمور بأثر رجعي Hindsight Bias ، تجنب الخسارة Loss Aversion

(Petmezas, 2007)، وهي تتجلى عندما يبالغ المدير في معرفته بالواقع (Shiller, 2003)، مما قد يؤدي إلى تحيزات سلوكية ضارة، والمبالغة في التنبؤات (Areiqat *et al.*, 2019)، لدرجة وَهْمِ السيطرة Illusion of Control في العديد من الأمور (Bhandari and Deaves, 2010; Stotz and Nitzsch, 2005; Nevins, 2004).

وقد تمثل الثقة الزائدة ميل المديرين إلى المبالغة في خصائصهم "كالمَقْدِرَة، والحكم، واحتمالات النجاح"، ويُسمى العنصر الأخير أحيانًا بالتفاؤل (Hirshleifer *et al.*, 2012)؛ وإنْ كان (Fairchild, 2009) أشار إلى ارتباط الثقة الإدارية الزائدة بتقدير المدير المنخفض للمخاطر، بعكس التفاؤل والذي يمثل تقدير شخصي مبالغ فيه لبعض الأحداث المستقبلية؛ وهو ما أكد عليه (Heaton, 2002) من أن التفاؤل يمثل ميل الفرد باستمرار إلى المبالغة في تقدير احتمالية حدوث الأحداث الإيجابية المرغوبة وتهوين احتمالية حدوث الأحداث غير المرغوبة؛ وقد أشار (Malmendier and Tate, 2005) إلى الثقة الزائدة بأنها تمثل وضع تقدير أكبر لمتوسط العائد المتحقق من الاستثمار.

في ضوء ما سبق، يرى البَاحِثَانِ أن الثقة الإدارية الزائدة تتجلى عندما يكون اعتقاد المديرين بالمعرفة خطأً حتمًا، وهو ما يعني المبالغة في قدراتهم الذاتية حيال عملية اتخاذه القرارات، وفي التعامل مع المخاطر المرتبطة بها في ظل وجود حالة من عدم التأكد التي تحيط بالظروف المحيطة بالقرار؛ في حين يتعلق التفاؤل بالمبالغة بالأحداث المستقبلية.

وتجدر الإشارة إلى أن الثقة الإدارية الزائدة قد يكون لها انعكاسات إيجابية، فقد أشارت دراسة (Hirshleifer *et al.*, 2012) في بحثهم *"Are Overconfident CEOs Better Innovators?"*، إلى أنه بالرغم من النتائج السلبية المحتملة لها، إلا أنها يمكن أن تفيد المساهمين بزيادة عمليات الاستثمار خاصة في عمليات الابتكار (مقيسةً بنسبة البحوث والتطوير لإجمالي الأصول، وعدد براءات الاختراع)، مع مساعدة المديرين على استغلال العديد من فرص النمو.

وعلى الرغم من احتمالات النجاح للتعزيز المستمر للثقة الزائدة، إلا أنها ترتبط بالعديد من الأخطاء التقديرية والتي قد تقلل من جودة القرارات، فالمديرون التنفيذيون ذوو الثقة الزائدة يميلون إلى التقليل من شأن المخاطر، بل والحد من التقدير السيء لنتائج أعمالهم وأداء شركاتهم مع المبالغة في دقة نتائجهم وقدراتهم على اتخاذ القرارات بشكل فعال، بالإضافة إلى مبالغتهم في إظهار معرفتهم بالواقع وبدقة توقعاتهم (McKay and Dennett, 2009; Heaton, 2002)؛ مما قد يؤدي لنتائج استثمارية سلبية (Bhandari and Deaves, 2010; Nevins, 2004)؛ كما أنها قد تدفع المديرين لإظهار معلوماتهم الخاصة على حساب تجاهل المعلومات المتاحة للجمهور (Chuang and Lee, 2006)؛ والمغالاة في تقدير كفاءاتهم، تحت ادعاء أن لديهم الكثير من المعرفة، بل يعانون من وَهْمِ السيطرة واثقين أنهم يبذلون تحكم ورقابة على النتائج، بل قد يتجاهلون منافسيهم (Paredes, 2005).

في ضوء ما سبق، فإنه تجدر الإشارة إلى أن سمة الثقة الزائدة تدفع المديرين التنفيذيين إلى:

- **الميل لقبول المخاطر، وزيادة تأثرهم بالأرباح عن الخسائر.**
- **المبالغة في الاستثمار في ظل أخطاء في تقييم قيمة الاستثمار ومخاطره (Malmendier and Tate, 2005)؛ مما ينعكس سلبًا على قيمة الشركة (Goel and Thakor, 2008).**
- **إظهار التحيزات في الإسناد الذاتي، فقد يحصلون على الكثير من الائتمان عن طريق إسناد النجاح الى قدرتهم الخاصة، وإرجاع الفشل في بيئة الشركات الى سوء الحظ (Gervais and Odean, 2001).**

- **المفهوم الإجرائي للثقة الإدارية الزائدة:**

يعتبر تحديد المفهوم الإجرائي للثقة الإدارية الزائدة من الأمور التي نالت اهتمام العديد من الأدبيات المحاسبية، لصعوبة إجراء قياسات كمية للعديد من السمات الشخصية والتحيزات السلوكية الخاصة بالمدير، ليصبح التعبير الكمي عن الثقة الإدارية الزائدة من التحديات الأساسية للمهتمين بعلم التمويل السلوكي، من أجل دراسة التأثيرات المختلفة لها.

ويعتبر "توقيت ممارسة عقد الخيار" واحدة من المؤشرات الهامة والتي اعتمدت عليه العديد من الدراسات كأحد المؤشرات الدالة على الثقة الإدارية الزائدة، على سبيل المثال: (Aktas *et al.*, 2019;Humphery-Jenner *et al.*, 2015; Ahmed and Duellman, 2013; Malmendier and Tate, 2005) ، حيث يمثل عقد الخيار أحد أدوات الاستثمار الحديثة التي تعطي للمستثمر فرصة الحد من المخاطر التي يتعرض لها خاصة مخاطر تغير أسعار الأوراق المالية التي يريد بيعها أو شرائها في المستقبل نظير مبلغ معين غير قابل للرد يدفع لطرف آخر على سبيل التعويض أو مكافأة ويسمى ثمن الخيار؛ ليقوم المدير التنفيذي مرتفع الثقة بتأخير ممارسة عقود الخيارات والاحتفاظ بها لمدة طويلة.

بينما اعتمدت بعض الدراسات الأخرى على "التغطية الصحفية للمديرين" (Fedyk, 2014; Shu *et al.*, 2013) حيث الاعتماد على تحليل المقالات المهتمة بالمدير محل الاختبار، من خلال تقييمها وفقًا لعدد المقالات التي تشير إلى أن المدير ذو ثقة أو متفائل إلى إجمالي عدد المقالات.

وقد أشار البعض مثل (Ahmed and Duellman, 2013; Schrand and Zechman, 2012) إلى مقياس يعتمد على قرارات الاستثمار كأحد المؤشرات التقريبية الدالة على الثقة الإدارية الزائدة، من خلال القياس الثنائي للإنفاق الرأسمالي نسبةً لإجمالي الأصول في بداية السنة مقارنةً بمتوسط الصناعة لذات السنة؛ ويعتبر هذا المقياس محل استخدام البحث الحالي، لملاءمة بياناته للبيئة المصرية، بعكس المقياس القائم على عقود الخيارات ـ برغم أهميته ـ إلا أنه يتطلب بيانات تفصيلية عديدة والتي يصعب الحصول عليها في السوق المصرية، بالإضافة لعدم منطقية المقياس القائم على التغطية الصحفية خاصة في ظل عدم اهتمام العديد من الصحف في البيئة المصرية بهذا الشأن.

وفي إطار التعبير الكمي للثقة الإدارية الزائدة، فقد عَكَفَتْ العديد من الدراسات في الآونة الأخيرة على دراسة التأثيرات المختلفة لها، والتي يتم مناقشة جزءًا منها في البند التالي.

٢ـ بعض تأثيرات الثقة الإدارية الزائدة:

في ضوء تأييد الأدبيات المحاسبية في الآونة الأخيرة لتأثر العديد من قرارات المديرين التنفيذيين بثقتهم الزائدة، فقد اختبر (Ahmed and Duellman, 2013) التحفظ المحاسبي مقيسًا بنموذج (Basu's ,1997) كنتيجة للثقة الإدارية الزائدة، في إطار أن المديرين ذوي الثقة الزائدة يبالغون في تقدير عائداتهم المستقبلية من مشاريع شركاتهم، وتوصلا إلى أن الثقة الإدارية الزائدة تُحِد من التحفظ المحاسبي، وأوضحا أن اليات المراقبة الخارجية قد تؤثر على تلك العلاقة؛ وهو ما يتفق مع دراسة (Ahmed and Duellman, 2007) والتي أشارت إلى أن آليات المراقبة الخارجية القوية قد تخفف من التأثير السلبي للثقة المفرطة عند نزعة الإدارة للتحفظ، وذلك من منظور التأثيرات السلبية للتحفظ، فعلى سبيل المثال (قد يُحِد من نقل المعلومات حول إمكانيات الاستثمارات في الشركة) في مثل هذه الحالات، فإن المراقبين الخارجيين يختارون المديرين ذوي الثقة الزائدة لتخفيف الآثار السلبية للتحفظ.

وفي ذات السياق فإن المديرين التنفيذيين ذوي الثقة الزائدة قد يسعون لتمهيد الأرباح بشكل أكثر من غيرهم حسبما أشارت دراسة (Bouwman, 2014)، بل ويكون لديهم الحافز لإدارة التدفقات النقدية من العمليات التشغيلية للإشارة إلى تلبية متطلبات المساهمين وجذب انتباه مستثمري السوق كما توصلت إليه دراسة (Jeon, 2019).

وقد توصل (Kramer and Liao, 2016) إلى تأثير الثقة الإدارية الزائدة على جودة قرارات المحللين الماليين، فمن المرجح أن يكون لدى الشركات ذات المديرين التنفيذيين زائدي الثقة توقعات للأرباح متفائلة إذا ما قورنت بالأرباح الفعلية، إضافةً لأخطاء وتشتت تنبؤات أقل، ليؤكد ذلك على أهمية الخصائص السلوكية للمديرين التنفيذيين في تشكيل البيئة التي يتخذ فيها المحللون والمشاركون الآخرون في السوق قراراتهم المالية، والتي تنعكس بدورها علي جودة قرارات المستثمرين؛ وهو ما يستتبعه التأثير الهام على جودة تنبؤات الإدارة حسبما أشارت دراسة (Hribar and Yang, 2016).

كما اختبرت دراسة (Lee, 2016) العلاقة بين الثقة الزائدة وجودة نظام الرقابة الداخلية، وتَبَين أن المديرين التنفيذيين ذوي الثقة الزائدة يتجاهلون أهمية الرقابة الداخلية على التقارير المالية، لتصبح المعلومات المالية أقل موثوقية وجودة، وبالتالي تقليل ثقة المستثمرين في مصداقية البيانات المالية، وهو ما يؤثر سلباً على استثمارات الشركة؛ وعلى مخاطر انهيار أسعار الأسهم حسبما أشارت دراسة (Liang *et al*., 2019)؛ وبالتالي التأثير السلبي على سوق الأوراق المالية كأحد التحيزات السلوكية الضارة (Stotz and Nitzsch, 2005)، وهو ما أشارت معه دراسة (Malmendier and Tate, 2008) إلى احتمالية قيامهم بعمليات الدمج المدمرة للقيمة.

وقد ربطت العديد من الدراسات بين الثقة الإدارية الزائدة والقرارات التمويلية، فقد أشارت دراسة (Ben-David *et al.*, 2007) إلى أن المديرين التنفيذيين الذين أساءوا في تقديراتهم بشأن سوق الأوراق المالية، يُظهِرون سوء تقدير مماثل فيما يتعلق بآفاق شركاتهم، ويستخدمون المزيد من تمويل الديون؛ كما أشار (Shefrin, 2001) إلى أن التحيزات السلوكية قد تُنشِأ فجوات بين القيمة الأساسية وأسعار السوق، والتي قد تؤثر على هيكل التمويل للشركات؛ وهو ما أكدا عليه (Rihab and Lotfi, 2016) من أن الثقة الإدارية الزائدة تعد مُحَدِدًا رئيسيًا لقرارات التمويل، وأنها قد تقلل من احتمال حدوث ضوائق مالية؛ كما أشارت دراسة (Sunder *et al.*, 2010) إلى تأثيرها الهام في تصميم عقود المديونية، وفي نفس الاتجاه كانت دراسات (Barros and da Silveira, 2007; Hackbarth, 2007)

وقد ربطت العديد من الدراسات بينها وبين سياسة توزيع الأرباح، فقد أشارت دراسات (Lu, 2016; Deshmukh *et al.*, 2013;Cordeiro, 2009; Brav *et al.*, 2005) إلى تأثيرها الهام على حجم توزيعات الأرباح، وذلك لاعتقاد المديرون الأكثر ثقة أن هناك فرص نمو أفضل في المستقبل، لذا يكونون أقل ميلًا إلى دفع توزيعات أرباح لاعتقادهم بتحقيق كسب عوائد أعلى من خلال الاستثمار في مشاريع شركاتهم.

وفي هذا الصدد، ولطالما أشارت العديد من الأدبيات المحاسبية إلى التأثيرات المختلفة للثقة الزائدة على العديد من القرارات الإدارية، ولطالما أن قرار تعديل الموارد أو الاحتفاظ بها ـ ومن ثم مدى تماثل سلوك التكاليف من عدمه ـ هو في الأساس قرارًا إداريًا هامًا كما تمت الإشارة آنفاً، فإن سلوك التكاليف يمثل أحد الآثار الهامة للثقة الإدارية الزائدة، وهو ما يوضحه البَاحِثَانِ في ثالثاً.

ثالثاً: عدم تماثل سلوك التكلفة كأحد آثار الثقة الإدارية الزائدة:

يُجمل البَاحِثَانِ التفسيرات المختلفة لعدم تماثل سلوك التكاليف في ثلاثة أوجه: *أولها*: ينظر المديرون إلى حالة انخفاض المبيعات ـ إذا ما حدثت ـ بأنها ظاهرة عرضية، ومن ثم فالأمر لا يستدعي خفض الموارد اللازمة للأنشطة التشغيلية، فإذا ما زادت المبيعات لاحقاً فستتحمل الشركة تكاليف إعادة توظيف نفس الموارد المتاحة، مما يؤدي إلى لزوجة سلوك؛ *ثانيها*: التأخير في ضبط تكاليف الموارد من جانب المديرين، ليؤدي ذلك إلى سلوك لزج أيضًا، فالعديد من القرارات تتطلب وقتًا لخفض التكلفة كاتخاذ قرار بيع الأصول غير المستغلة، وقرارات إعادة هيكلة الموظفين أو الإبقاء عليهم أو عزلهم؛ *ثالثها*: قد يرى المديرون ـ لا سيما في ظل ارتفاع مستوى الطاقة العاطلة ـ أن الأفضلية تكون لصالح تعديل الموارد غير المستغلة وعدم الاحتفاظ بها، ليكون هناك نوع من عدم التماثل في سلوك التكاليف أيضًا لكن من النوع المنزلق.

وعلى ضوء توثيق عدد كبير من الأدبيات المحاسبية لتأثير الثقة الإدارية الزائدة على العديد من القرارات المحاسبية، على سبيل المثال: (Jeon, 2019; Kramer and Liao, 2016; Ahmed and Duellman, 2013; Manner, 2010; Baker *et al.*, 2009; Bertrand and Schoar, 2003)، فقد فُسِّر تباين سلوك التكاليف من خلال تلك الثقة كواحدة من التحيزات السلوكية الأكثر انتشاراً في مجال اتخاذ القرارات.

في هذا السياق أشار (Yasukata, 2011) في بحثه *"Are 'Sticky Costs' the Result of Deliberate Decision of Managers?"* أن لزوجة التكلفة تمثل نتيجة لقرارات مُتَعَمَدَة من قبل المديرين التنفيذيين، فعندما يُوَاجَه المديرين انخفاضًا في المبيعات، فقد يعتبرونه انخفاضًا عرضيًا، ويتوقعون انتعاشها في المستقبل القريب، هنا يتعمد المديرون ذوو الثقة الزائدة الاحتفاظ بالموارد وإنْ كانت غير مستغلة خلال فترات الانخفاض؛ مثل هذا السلوك له ما يبرره على المدى الطويل عندما يؤدي الاحتفاظ بالموارد إلى انخفاض التكاليف، مقارنةً بالتخلص منها استجابةً لتراجع المبيعات وإعادة الاستحواذ عليها في أوقات زيادتها؛ هنا أشار (Qin *et al.*, 2015) إلى أنه ينبغي أن تدمج لجان المكافآت بالشركات تأثيرات سلوك التكلفة الناتجة عن تلك الثقة في تصميم حزم المكافآت الإدارية، فقد تؤدي زيادة نسبة الأجر المستند إلى الأداء إلى تخفيف مثل هذا السلوك.

و يمكن للباحث الاستدلال على تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك التكاليف، كما يلي:

- تأثير الثقة الزائدة على نمط سلوك التكاليف نابع في الأساس من تقييمات المديرين التنفيذيين للطلب المستقبلي؛ فإذا ما حدث انخفاض في المبيعات، فإن المديرين التنفيذيين ـ ذوي الثقة الزائدة طبعًا ـ يميلون إلى أن يكونوا متفائلين للغاية بشأن مَقْدِرَتهم على استعادة المبيعات تارة أخرى، وبالتالي، فمن المرجح أن يبالغوا في تقدير احتمال حدوث انتعاش في المبيعات في المستقبل القريب، نتيجة لذلك، سوف يحتفظون بالموارد الزائدة، حتى وإنْ انخفضت المبيعات، ليؤدي ذلك لعدم تماثل في سلوك التكاليف (اللزوجة تحديداً) (Qin *et al.*, 2015)؛ فمبالغة المديرين في قدراتهم ومهاراتهم قد تؤدي إلى مبالغتهم في تقدير العوائد لمشاريعهم الاستثمارية (Malmendier and Tate, 2005)، وبالتالي المبالغة في احتياجاتهم للموارد وما يستتبعه التأثير على سلوك التكاليف، مما يؤدي إلى عدم تماثل سلوك التكاليف (Banker *et al.*, 2014).
- يشعر المديرون التنفيذيون ذوو الثقة الزائدة بأن لديهم قدرات فائقة في صنع القرار، مما يدفعهم للتأكيد على أحكامهم الشخصية في اتخاذ القرارات (Doukas and Petmezas, 2007) ؛ ومن ثم لديهم المبررات لإظهار التحيزات المتفائلة والمتعمدة في الأرباح بل وفي تنبؤاتهم (Libby and Rennekamp, 2012; Schrand and Zechman, 2012; Hilary and Hsu, 2011)، وهو ما قد يُحدث نوع من عدم التناسبية في التكاليف مع مستويات النشاط، نتيجة للتحيزات المتعمدة.
- يميل المديرون التنفيذيون ذوو الثقة الزائدة إلى التقليل من شأن المخاطر مع المبالغة في دقة نتائجهم وقدراتهم على اتخاذ القرارات بجودة مرتفعة، والمغالاة في التقدير الجيد، والحد من التقدير السيء لنتائج أعمالهم وأداء شركاتهم، وإظهار معرفتهم بالواقع ودقة توقعاتهم (Paredes, 2005; Heaton, 2002)؛ مما ينعكس على سلوك التكاليف في شركاتهم.

- **إذا ما اقترنت الثقة الزائدة بالمَقْدِرَة العالية للمديرين التنفيذيين، فإنها تدفعهم لدراسة اتجاهات الصناعة والتكنولوجيا وطلب السوق والتخطيط للإنتاج؛ وهو ما يؤهلهم للاستثمار في المشاريع ذات القيمة العالية، بل ويديرون الشركة بمستوى عالٍ من الكفاءة (Naoum and Vlismas, 2015)؛ فإذا ما إذا ما انخفضت المبيعات، فإن ثقة المديرين بكفاءاتهم تدفعهم للتخلص العاجل من العديد من الموارد ـ طالما قدراتهم تؤهلهم لذلك ـ في ظل المستوى المرتفع من الطاقة العاطلة، ليُحدث ذلك نوع من عدم التماثل من النوع المنزلق؛ في حين لجوئهم للحفاظ على تلك الموارد في ظل المستوى المنخفض من الطاقة العاطلة، يؤدي إلى لزوجة السلوك.**

وإمبريقياً اختبرت العديد من الدراسات الثقة الإدارية كمحدِد لعدم تماثل التكاليف، على سبيل المثال: (Mahali and Zahedi, 2017; Mohammadreza and Marzieh, 2016; Qiao-ming *et al.*, 2016;Qin *et al.*, 2015; Chen *et al.*, 2013)

فهل فعلا ــ إمبريقيا ــ تتحقق صحة المزاعم النظرية السابقة بتأثير الأزمة المالية والسياسية والثقة الإدارية الزائدة على سلوك التكاليف في سوق الأوراق المالية المصرية؟.. هو ما سيُخْضِعه البَاحِثَانِ للاختبار في القسم التالي بعد التعرف على نمط سلوك التكاليف في البيئة المصرية.

الدراسة التحليلية و الاختبارية

اولاً: منهجية البحث:

١ـ دراسات سابقة واشتقاق فرضيات البحث:

- **اشتقاق الفرضية الأولى: (نمط سلوك التكاليف):**

عَكَفَتْ العديد من الأدبيات المحاسبية على دراسة نمط سلوك التكاليف في العديد من البيئات، فعلى عينة من ٧٦٢٩ مشاهدة في الولايات المتحدة لسلسلة زمنية ١٩٧٩-١٩٩٨، كانت دراسة (Anderson *et al.*, 2003) والتي تعد من أوائل الدراسات الإمبريقية في هذا الشأن، حيث توصلت إلى أن التكاليف البيعية والإدارية ازدادت بنسبة ٠.٥٥% لكل ارتفاع مقداره ١% في المبيعات، وانخفضت بنسبة ٠.٣٥% لكل انخفاض مقداره ١% في المبيعات؛ كما توصلت دراسة (Calleja *et al.*, 2006) إلى أنه عندما تزداد المبيعات بنسبة ١٪، ترتفع التكاليف البيعية والإدارية بنسبة ٠.٩٧٪، بينما تنخفض ذات التكاليف بنسبة ٠.٩١٪ فقط لكل انخفاض مكافئ لذات الارتفاع في المبيعات؛ بينما إجمالي التكاليف تغيرت بنسبة ٠.٩٣٪ (زيادة)، و ٠.٨٥% (انخفاض) لكل تغير ١٪ في المبيعات في دراسة (Subramaniam and Watson, 2016).

وفي صناعة الإلكترونيات التايوانية توصل (Kuo, 2007) إلى تغير في تكاليف "SG&A" بنسبة ٠.٤٧% (زيادة)، و ٠.٣٢% (انخفاض) لكل ١% تغير في المبيعات؛ وقد أشار (Uy, 2011) أن تكاليف "SG&A" تزيد في المتوسط بنسبة ٠.٥٣% لكل زيادة ١% للمبيعات، في حين تنخفض بنسبة ٠.٤٦% لكل انخفاض في المبيعات بنفس نسبة الارتفاع.

وعلى تكاليف المواد والعاملين توصل (Pervan and Pervan, 2012) بالتطبيق على عينة من الشركات الكرواتية، في الفترة من ٢٠٠٣- ٢٠١٠، إلى أنها تتغير بنسبة ٠.٨٥% (زيادة)، و ٠.٦٨% (انخفاض) لكل تغير ١% في المبيعات.

وفي قطاع البنوك اختبر (Porporato and Werbin, 2010) نمط سلوك التكاليف في البنوك الأرجنتينية والبرازيلية والكندية، باستخدام بيانات الفترة ٢٠٠٤- ٢٠٠٩، وتوصلا إلى لزوجة سلوك التكاليف في هذا القطاع، وأوضحت النتائج أن هيكل التكاليف والمناخ الاقتصادي يفسران سلوك التكاليف؛ وفي نفس الاتجاه، وعلى عينة من ٥٤٢ شركة في السوق البرازيلي في الفترة ١٩٨٦ - ٢٠٠٣ كانت دراسة (De Medeiros and Costa, 2004).

بالاعتماد علي ما تم عرضه آنفا، يمكن صياغة فرضية البحث الرئيسية الأولى ، وفرضيتيه الفرعيتين كما يلي:

فرضية رئيسية:
ف١: "يتسم سلوك التكاليف في البيئة المصرية في الأوقات العادية بعدم التماثل"
فرضيتان فرعيتان:
ف١/١: "يتسم سلوك تكلفة البضاعة المبيعة في البيئة المصرية في الأوقات العادية بعدم التماثل"
ف١/٢ "يتسم سلوك المصروفات التشغيلية في البيئة المصرية في الأوقات العادية بعدم التماثل"

- **اشتقاق الفرضية الثانية: (الأزمات ← سلوك التكاليف)**

كان اختبار سلوك التكاليف في فترات الأزمات محل اهتمام العديد الأدبيات المحاسبية؛ فعلى ١١٩ شركة فيتنامية وفي الفترة ٢٠٠٨-٢٠١٦ توصلت دراسة (Trinh, 2018) إلى أن المديرين في فترات الأزمات يقللون من لزوجة التكاليف والتي لم تلبث أن تعود تارة أخرى بعد تعافي الاقتصاد، حيث اختبرت الدراسة سلوك التكاليف خلال فترتين، الأولى: فترة الأزمة المالية (٢٠٠٨-٢٠١٠)، والثانية: فترة الانتعاش الاقتصادي (٢٠١١-٢٠١٦)، وتوصلت إلى أن معدلات النمو الاقتصادي تؤثر على مدى تماثل سلوك التكاليف، ففي فترة الأزمة ينخفض السلوك غير المتماثل للتكاليف وتصبح التكاليف أكثر تماثلاً، حيث انخفضت لزوجة التكاليف في أواخر عام ٢٠٠٨، وتم استعادتها في أواخر عامي ٢٠٠٩، ٢٠١٠، وفسَّر ذلك بأن تأثير الأزمة العالمية على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والطلب على المستهلكين قد أوجد تشاؤمًا إداريًا حول آفاق المبيعات المستقبلية والنمو الاقتصادي؛ وإنْ كانت دراسة (Zonatto *et al.*, 2018) على عينة من ٦٦ شركة في البرازيل و ١٩ في روسيا و ١٥٠ في الصين و ٢٥ في جنوب إفريقيا، في الفترة من ٢٠٠٤ ـ ٢٠١٣، توصلت إلى أن زيادة التكاليف كرد فعل على زيادة الطلب قد تكون أقل من انخفاض التكلفة استجابةً لانخفاض الطلب خلال فترة الركود، مما يقلل من لزوجة التكلفة.

وعلى ٤٢ ألف مشاهدة في الشركات الأمريكية عملت دراسة (Banker *et al.*, 2013) على دراسة سلوك التكاليف أثناء فترة الأزمة المالية العالمية في عام ٢٠٠٨، وامتدت فترة الدراسة من عام ٢٠٠٥ حتى ٢٠١١، وأوضحت أن سلوك التكلفة أثناء الأزمة الاقتصادية هو نقيض سلوك التكلفة خلال الفترات الاقتصادية العادية الموثقة في أبحاث المحاسبة السابقة.

كما اختبرت دراسة (Zuijlen, 2012) سلوك تكاليف "SG&A" في ٢١ دولة على ٧٧١٧٦ مشاهدة في الفترة ٢٠٠١-٢٠١٠، واختبرت فرضية أن الشركات في فترات الأزمات تُبْدِي سلوكًا أكثر تكافؤًا من حيث التكلفة مقارنة بذات الشركات في الفترات الأخرى، على اعتبار أنه في فترة الأزمة الاقتصادية يتناقص استحقاق عقود الشركة، لأن الشركات تحاول تجنب الالتزام طويل الأجل بالتكاليف كالتعاقدات طويلة الأجل، وتفضل التعاقدات المؤقتة، وإنْ كانت النتائج مشيرةً إلى رفض تلك الفرضية، وتوصلت إلى زيادة التكاليف بنسبة ٠.٥٩% لكل زيادة ١% زيادة في حجم النشاط، وانخفاض بنسبة ٠.٣٧% لكل انخفاض ١% سواء في فترة الأزمات أو غيرها؛ وفي نفس سياق التأصيل أشار (Caggese and Cuñat, 2008) إلى أن الشركات التي لديها قيود مالية تستخدم عقود العمالة محددة المدة لاستيعاب نسبة أكبر من إجمالي تقلب العمالة مقارنةً بغيرها من الشركات، مما يؤدي إلى انخفاض اللزوجة .

وقد أجرى البنك المركزي الأوربي دراسة مسحية في عام (٢٠١٠) بين الشركات النمساوية قبل وبعد الأزمة المالية (في عامي ٢٠٠٧، ٢٠٠٨)، وتوصلت إلى استجابة حوالي ٨٥% من تلك الشركات للأزمة المالية عند المفاضلة بين التخلص من الموارد غير المستغلة والحفاظ عليها لصالح تعديل الموارد، وبالتالي انخفاض درجة عدم تماثل التكلفة في تلك الفترات (Kwapil, 2010).

كما أشار (Anderson *et al.*, 2003) إلى أنه خلال الأوقات المزدهرة، يتباطأ المديرون في اتخاذ قرار التعديل التنازلي للموارد، في حين تعجيل قرار التعديل التصاعدي في حالة زيادة حجم النشاط، ليسبب ذلك المزيد من لزوجة التكاليف، حيث يكون المديرون متفائلون بشأن مستويات الطلب مقارنةً بفترات الأزمات، وهو ما يتفق معه البعض (Ibrahim, 2015; Calleja *et al.*, 2006; Yukcu and Ozkaya, 2011)؛ وعلى النقيض فإن ضَعْف فرص النمو الاقتصادي قد يدفع المديرين إلى تأخير توظيف موارد جديدة مع تراجع الموارد بشكل كبير عندما ينخفض الطلب مما يسبب سلوك تكاليف منزلقة (لزج لأسفل) حسبما توصلت دراسة (Dierynck *et al.*, 2012) على فترتين، الأولى: قبل الأزمة من ٢٠٠٦ إلى ٢٠٠٨، والثانية: بعد الأزمة من ٢٠٠٩ إلى ٢٠١١؛ فخلال فترات الأزمات، تفضل الشركات توظيف عمال مؤقتين، ليسهل عزلهم بمجرد انخفاض الطلب؛ بموجب هذا، لن تتحمل الشركات تكاليف تعديل كبيرة، وبالتالي فإن استراتيجيات خفض التكاليف وتجنب العقود الملتزم بها خلال فترة الأزمات تحفز المديرين على الحد من لزوجة التكلفة؛ وهو ما أشار إليه (Ibrahim, 2015) من أنه خلال فترة الركود تكون زيادة التكاليف المصاحبة لزيادة الطلب أقل من انخفاض التكلفة استجابةً لانخفاض الطلب، مما يعني لزوجة أقل.

وكان التساؤل عن القرارات الإدارية فيما يتعلق بقيادة سلوك التكاليف عقب تعافي الاقتصاد من فترات الأزمات المالية محل اهتمام العديد من الدراسات، فإذا ما زاد الطلب مع الانتعاش الاقتصادي عقب فترات الأزمات فإنه تتم الاستعاضة مرة أخرى، حيث يتم استبدال التشاؤم بشأن المبيعات المستقبلية بالتفاؤل (Zanella *et al.*, 2015; Dalla Via and Perego, 2014).

وقد أشارت دراسة (Kitada *et al.*, 2016) إلى أنه من المتحمل أن تؤثر المخاطر المالية على سلوك التكلفة من خلال تأثيرها على مرونة القرارات الإدارية؛ فمع زيادة تلك المخاطر، تزيد درجة الرفع المالي ومن ثم تزداد تكلفة الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة بما يؤدي إلى انخفاض المقدار المقبول من الموارد غير المستغلة، كما تزداد تكلفة إضافة موارد جيدة مع زيادة حجم النشاط؛ لذا سوف تزداد التكلفة ببطء في حالة زيادة حجم النشاط في الفترة الحالية.

وتماشياً مع هذا الاتجاه فقد ربطت بعض الدراسات بين التدهور المالي كأحد نتائج التدهور الاقتصادي ونمط سلوك التكاليف، فقد أشارت دراسة (Banker *et al.*, 2014) إلى تأثر درجة حرية المديرين في اتخاذ قرارات الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة أو تعديلها والتي تؤثر بالتبعية على نمط سلوك التكلفة بالصحة المالية لشركاتهم؛ وهو ما أشار إليه البعض (Abu-Serdaneh, 2014; Calleja *et al.*, 2006) إلى تماثل سلوك التكاليف في الشركات ذات المستويات المرتفعة من الديون، لزيادة عمليات الرقابة من قِبل أصحاب القروض للحصول على مستحقاتهم، مما يدفع المديرين إلى تبني هيكل تكلفة أكثر مرونة يتسم بسرعة الاستجابة للتغيرات في حجم النشاط.

بالاعتماد علي ما تم عرضه آنفا، يمكن صياغة الفرضية الرئيسية الثانية، وفرضيتيه الفرعيتين كما يلي:

فرضية رئيسية:

ف٢: " يختلف نمط سلوك التكاليف في البيئة المصرية في أوقات الأزمات عن غيرها من الأوقات"

فرضيتان فرعيتان:

ف٢/١: " يختلف نمط سلوك تكلفة البضاعة المبيعة في البيئة المصرية في أوقات الأزمات عن غيرها من الأوقات"

ف٢/٢ "يختلف نمط سلوك المصروفات التشغيلية في البيئة المصرية في أوقات الأزمات عن غيرها من الأوقات"

- **اشتقاق الفرضية الثالثة: (الثقة الإدارية الزائدة ← نمط سلوك التكاليف)**

في ضوء التأثيرات المختلفة للمديرين التنفيذيين في صياغة وتنفيذ العديد من السياسات والخيارات الاستراتيجية، فقد عملت العديد من الأدبيات المحاسبية على دراسة الثقة الزائدة للمديرين التنفيذيين كمحدد لسلوك التكاليف كأحد التحيزات السلوكية الأكثر انتشارًا في مجال اتخاذ القرارات.

فعلى ٦٢٨٠ مشاهدة في الفترة من ٢٠١١-٢٠١٧ في السوق الكوري، بحثت دراسة (Hur *et al.*, 2019) في تأثير ثقة المدير التنفيذي الزائدة على سلوك نفقات البحث والتطوير "R&D" ، واختبرت من ضمن فرضياتها أن الشركات التي يتمتع مديروها التنفيذيون بمستوى عالٍ من الثقة الزائدة لديهم سلوك أكثر لزوجة في نفقات البحث والتطوير من غيرها من الشركات، وتوصلت إلى أن المديرين التنفيذيين ذوي الثقة المرتفعة لا يميلون إلى اتخاذ إجراءات لتقليل تلك النفقات حتى لو انخفضت المبيعات، لأن الثقة الزائدة تدفع المديرين إلى الإيجابية الدائمة تجاه البحث والتطوير، باعتبارها استثمارات طويلة الأجل، ورسملتها تعد تعزيزًا للسياسة العامة و لاستدامة الأعمال.

وعلى عينة من ١٥٠ شركة في سوق طهران في الفترة من ٢٠٠٦- ٢٠١٣، توصل (Mahali and Zahedi, 2017) إلى أنه في ظل الثقة الإدارية الزائدة كان معدل انخفاض التكاليف مع انخفاض المبيعات أقل من معدل ارتفاعها مع ارتفاع المبيعات، وهو ما يعني تأثير إيجابي للثقة الإدارية الزائدة على لزوجة التكاليف؛ وفي نفس السوق وعلى عينة من ١٢٧ شركة في الفترة ٢٠٠٩- ٢٠١٣ اختبر (Mohammadreza and Marzieh, 2016) نفس العلاقة، وتوصلا أيضًا لتأثير إيجابي للثقة الإدارية الزائدة على لزوجة التكاليف العامة والإدارية وتكاليف البيع والتوزيع وتكاليف البضاعة المباعة.

كما توصلت دراسة (Qiao-ming *et al.*, 2016) في الفترة ٢٠١١ - ٢٠١٤ لعينة من الشركات الصينية إلى أن الشركات مع الثقة الإدارية المرتفعة للمديرين التنفيذيين لديها لزوجة تكلفة مرتفعة مقارنةً بغيرها من الشركات، وأن عدم كفاءة الاستثمار تلعب دور الوسيط في هذه العلاقة.

وقد توصلت دراسة (Qin *et al.*, 2015) إلى أن زيادة لزوجة التكاليف في الشركات التي تُدار بواسطة مديرين تنفيذيين ذوي الثقة العالية، وذلك بالتطبيق على ١٦٢٨ مشاهدة في الفترة ٢٠٠٢-٢٠٠٩، حيث تُزيد الثقة الزائدة من إيجابية تأثيرهم على استعادة المبيعات، وهو ما يستتبعه الأمر المحافظة على الموارد في حالة انخفاض المبيعات، مما يؤدي إلى عدم تماثل سلوك التكاليف.

وقد اختبرت دراسة (Chen *et al*., 2013) ذات العلاقة على عينة من ١٤٥٦٨ شركة من مؤشر S&P 1500 في الفترة ١٩٩٢ــ٢٠١١، وأشارت النتائج إلى إيجابية تأثير الثقة الزائدة على لزوجة التكلفة، حيث إيجابية تأثير المديرون زائدو الثقة على استعادة مبيعات الطلب، وبالتالي المبالغة في تقدير احتمال انتعاش المبيعات في المستقبل القريب، بل والمبالغة في دقة تقييمهم للطلب المستقبلي، وهو ما يحفزهم على الاحتفاظ بتكاليف "SG&A" الزائدة حال انخفاض المبيعات، مما يؤدي إلى لزوجة تكلفة أكبر.

وعلى عينة من ٤٤٧٤ شركة في بورصة طوكيو في الفترة ١٩٩١-٢٠٠٥، أشار (Yasukata, 2011) إلى أن لزوجة التكلفة تمثل نتيجة لقرارات مُتَعَمَدَة من قبل المديرين التنفيذيين، فعندما يواجه هؤلاء المديرون انخفاضًا في المبيعات، فقد يعتبرونه انخفاضًا مؤقتًا، ويتوقعون انتعاشها في المستقبل القريب، وبالتالي يتعمدون الاحتفاظ بالموارد - وإنْ كانت غير مستغلة - خلال فترات الانخفاض؛ مثل هذا السلوك له ما يبرره طبعًا عندما يؤدي الاحتفاظ بالموارد على المدى الطويل إلى انخفاض التكاليف، وبالتالي زيادة الأرباح، مقارنةً بالتخلص منها استجابةً لتراجع المبيعات وإعادة الاستحواذ عليها في أوقات زيادتها.

بالاعتماد على ما تم عرضه آنفا، يمكن صياغة الفرضية الرئيسية الثالثة وفرضيتيه الفرعيتين كما يلي:

فرضية رئيسية:

ف٣: "من المتوقع وجود تأثير للثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك التكاليف في سوق الأوراق المالية المصرية في الفترات المختلفة"

فرضيتان فرعيتان:

ف٣/١: "من المتوقع وجود تأثير للثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك تكلفة البضاعة المبيعة في سوق الأوراق المالية المصرية في الفترات المختلفة"

ف٣/٢: "من المتوقع وجود تأثير للثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك المصروفات التشغيلية في سوق الأوراق المالية المصرية في الفترات المختلفة"

- **تقييم ما تم عرضه من دراسات سابقة:**

في ضوء نتائج الدراسات السابقة، يخلص الباحثان لما يلي:

- رغم اهتمام بعض الدراسات السابقة بدراسة نمط سلوك التكلفة وتأثيرات الأزمة المالية عليها، إلا أن أغلبها تم في بيئات أجنبية؛ بالإضافة لعدم اهتمام الدراسات العربية بوجه عام والمصرية منها بوجه خاص بالتساؤلات الحالية، ليختلف عنها البحث الحالي في:
  - تحليل نمط سلوك التكلفة في فترات سياسية واقتصادية متباينة، من خلال إجراء الاختبارات في فترات متباينة السمات، لمعرفة تأثير الأزمات السياسية والاقتصادية على نمط سلوك التكلفة في السوق المصرية، بالإضافة إلى إجراء التحليل على المستوى القطاعي، كما سيتضح في الجزء الإحصائي.

- **اختبار الثقة الإدارية الزائدة كمحدد لسلوك التكلفة في البيئة المصرية، في فترات البحث المختلفة والمتباينة في ظروفها، وهو مالم يلق اهتمامًا إمبريقيًا من قبل الدراسات السابقة التي تمت في البيئة المصرية.**

- **في ضوء النقطة السابقة يمكن لنتائج البحث الحالي أن تساهم في توعية العديد من الأطراف بالتعرف على نمط السلوك الحقيقي للتكلفة في فترات سياسية واقتصادية متباينة، ليُزيد ذلك من فعالية اتخاذ العديد من القرارات ذات الصلة؛ بالإضافة لتوعية المستثمرين والمحللين الماليين ببعض التأثيرات المختلفة للثقة الإدارية الزائدة.**

في ضوء التقييم السابق، يتسنى للباحث صياغة نماذج البحث في البند التالي.

٢ـ الصيغة المبدئية لنموذجي البحث والقياس الإجرائي لمتغيراتهما:

يعرض الجدول التالي بشكل مبدئي نموذجي الانحدار، واللذين سيستخدمان في إجراء اختبار فرضيات البحث، وذلك قبل تطويرهما وفقًا لتحديد النوع الملائم لبيانات كل فترة محل الاختبار (حيث الاختيار من بين ثلاثة أنواع وهي: Pooled Regression Model; Fixed Effect Model; Random Effect Model)، لضمان دقة استخلاص النتائج كما سيتضح لاحقاً:

جدول (١) الصيغة المبدئية لنموذجي البحث والقياس الإجرائي لمتغيراتهما

الصياغة المبدئية لنموذجي البحث	
نموذج تكلفة البضاعة المبيعة	$\Delta ln\ COGS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_2\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_3\ OVERCON_{it} + \beta_4\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * OVERCON_{it} + \beta_5\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * AINTE_{it} + \beta_6\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * FCF_{it} + \beta_7\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * LOSS_{it} + \varepsilon_1$
نموذج المصروفات التشغيلية	$\Delta ln\ OPER_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_2\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_3\ OVERCON_{it} + \beta_4\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * OVERCON_{it} + \beta_5\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * AINTE_{it} + \beta_6\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * FCF_{it} + \beta_7\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * LOSS_{it} + \varepsilon_1$

القياس الإجرائي للمتغيرات

المتغير التابع — سلوك التكاليف

القياس الإجرائي	صيغة القياس		المصدر
	نموذج تكلفة البضاعة المبيعة	$\Delta ln\ COGS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_2\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} + \varepsilon_1$	Anderson *et al.*, 2003
	نموذج المصروفات التشغيلية	$\Delta ln\ OPER_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_2\ DEC_{it} * \Delta lnSALES_{it} + \varepsilon_1$	
الدلالة	تمثل β_1 نسبة زيادة التكاليف المصاحبة لزيادة المبيعات بنسبة ١%؛ بينما β_2 تمثل درجة عدم تماثل استجابة التكلفة لانخفاض المبيعات؛ فمعنوية التفاعل $\Delta ln\ SALES_{it} * DEC_{it}$ مع إشارة سالبة لـ β_2 ، يعني اتسام التكلفة باللزوجة، وبالتالي ارتفاع المبيعات بنسبة ١% يُزيد التكلفة بنسبة β_1، أما إذا انخفضت المبيعات بنفس نسبة زيادتها فإن التكلفة تنخفض بمقدار $(\beta_{1+}\ \beta_2)$؛ أما إذا كانت β_2 موجبة، فإن هذا يعني اتسام التكلفة بالانزلاق، وهو ما يعني أن انخفاض التكلفة حال انخفاض المبيعات يفوق ارتفاعها حال ارتفاع المبيعات بنفس النسبة؛ أما إذا كانت β_2 مساوية للصفر فإن هذا يعني تماثل سلوك التكاليف.		

المتغير المستقل — الثقة الإدارية

القياس الإجرائي	صيغة القياس	المصدر
	قياس وهمي، بحيث يتم إعطاء القيمة (واحد) لو كانت نسبة النفقات الرأسمالية علي اجمالي الاصول للشركة اكبر من الوسيط للعينة ككل في نفس العام، وإعطاء القيمة (صفر) بخلاف ذلك.	Schrand and Zechman, 2012

الضابطة — كثافة الأصول، التدفقات الحرة، تحقيق خسائر للفترة السابقة

القياس الإجرائي			المصدر
	كثافة الأصول	اللوغاريتم الطبيعي لإجمالي الأصول/ صافي إيراد المبيعات	Anderson *et al.*, 2003
	التدفقات الحرة	(صافي التدفقات النقدية من الأنشطة التشغيلية – توزيعات الأرباح للمساهمين)/ إجمالي الأصول	Kama and Weiss, 2012
	تحقيق خسائر	قياس وهمي يأخذ (١) في حالة تحقيق الشركة لخسائر في الفترة السابقة، و(٠) خلاف ذلك	Dierynck *et al.*, 2012

التعريف بالمتغيرات

المعنى	الرمز	المعنى	الرمز
اللوغاريتم الطبيعي للتغير في المصروفات التشغيلية للشركة I بين العامين T و $T-1$	$\Delta lnOPER_{it}$	اللوغاريتم الطبيعي للتغير في تكلفة البضاعة المبيعة للشركة I بين العامين T و $T-1$	$\Delta ln\ COGS_{it}$
متغير وهمي لانخفاض المبيعات للعام T، يأخذ (١) حال انخفاض المبيعات، و(٠) خلاف ذلك.	DEC_{it}	اللوغاريتم الطبيعي للتغير في المبيعات للشركة I بين العامين T و $T-1$	$\Delta lnSALES_{it}$
كثافة الأصول للشركة I في العام T	$AINTE_{it}$	الثقة الإدارية	$OVERCON_{it}$
التدفقات النقدية الحرة للشركة I في العام T.	FCF_{it}	متغير وهمي يأخذ القيمة (١) في حالة تحقيق الشركة خسائر في الفترة السابقة، و (٠) خلاف ذلك.	$LOSS_{it}$
معاملات الانحدار	β	الخطأ العشوائي	ε_1

٣ـ مجتمع وعينة وفترة البحث:

يتمثل مجتمع البحث في جميع الشركات المساهمة المقيدة في البورصة المصرية، والتي تم اختيار منها عينة عشوائية مكونة من ١٢٥ شركة مُمَثِلة لهذا المجتمع، مُوَزَعة على مختلف القطاعات، وذلك في الفترة من عام ١٩٩٩ حتى عام ٢٠١٧، ليكون عدد المشاهدات ٢٣٧٥ مشاهدة، مع استبعاد قطاعي البنوك والخدمات المالية للطبيعة الخاصة لأنشطتهما وتقاريرهما؛ ليعتمد البحث على الـ "Panel Data" في تجميع البيانات ـ حيث الجمع بين اسلوبي "Time Series Data; Cross Sectional Data" وقد تم تقسيم فترات البحث كما يلي:

- الفترة الإجمالية للبحث: وتمتد من عام ١٩٩٩ حتى عام ٢٠١٧.
- الفترة الأولى: من عام ١٩٩٩ حتى عام ٢٠٠٧.
- الفترة الثانية: من عام ٢٠٠٨ حتى عام ٢٠١٠.
- الفترة الثالثة: من عام ٢٠١١ حتى عام ٢٠١٣.
- الفترة الرابعة: من عام ٢٠١٤ حتى عام ٢٠١٧.

ويوضح الجدول التالي التوزيع النسبي للشركات محل البحث:

جدول (٢) التوزيع النسبي لشركات عينة البحث

م	القطاع	متوسط عدد الشركات خلال فترة البحث	العينة	نسبة شركات العينة الي المجتمع في كل قطاع	نسبة شركات عينة القطاع الى اجمالي العينة
١	الرعاية الصحية والأدوية	١٤	٩	٠.٦٤	٠.٠٧٢
٢	الكيماويات	٧	٧	١	٠.٠٥٦
٣	التشييد ومواد البناء	٢٤	٢٢	٩١.٦	٠.١٧٦
٤	الموارد الأساسية	٨	٧	٨٧.٥	٠.٠٥٦
٥	الأغذية والمشروبات	٢٨	١٩	٦٧.٨	٠.١٥٢
٦	السياحة والترفيه	١١	١١	١	٠.٠٨٨
٧	العقارات	٢٥	٢٠	٠.٨٠	٠.١٦
٨	الموزعون وتجار التجزئة	٥	٤	٠.٨	٠.٠٣٢
٩	خدمات ومنتجات صناعية وسيارات	١٨	١١	٠.٦١	٠.٠٨٨
١٠	منتجات منزلية وشخصية	١٢	١٠	٠.٨٣	٠.٠٨
١١	الاتصالات	٤	٢	٠.٥	٠.٠١٦
١٢	الإعلام	١	١	١	٠.٠٠٨
١٣	المرافق	١	١	١	٠.٠٠٨
١٤	غاز وبترول	٢	١	٠.٥	٠.٠٠٨
	إجمـــــالي	١٦٠	١٢٥	٠.٧٨	١.٠٠

٤ـ مصادر جمع البيانات:

اعتمد الباحثان على المصادر التالية في حصوله على البيانات المطلوبة:

- الموقع الإلكتروني للبورصة *www.mubasher.inf.com*؛ وموقع مباشر *www.mubasher.Inf.com*، للحصول على بعض التقارير المالية وتقارير الإفصاح، وتقارير لجان مجلس الإدارة لكل شركة.
- شركة مصر لنشر المعلومات للحصول على بعض التقارير المالية.

ثانياً: النتائج الإحصائية لاختبار فرضيات البحث:

يعرض البَاحِثَانِ في هذا الجزء مخرجات البرامج الإحصائية المستخدمة (تحديدًا SPSS,V.16; E–VIEWS,V.9; Stata,V. 14) لتكون الإحصاءات الوصفية والتحليلية لمتغيرات البحث، كما يلي:

أـ إحصاءات وصفية:

يوضح الجدول التالي خصائص متغيرات البحث على مستوى العينة:

جدول (٣) إحصاءات وصفية

مقاييس إحصائية / متغيرات الدراسة		نزعة مركزية	مقاييس تشتت					شكل توزيع			
				المدى				الالتواء		التفرطح	
		المتوسط	خطأ معياري للمتوسط	الانحراف المعياري	أعلى	أدنى	القيمة	المعامل	خطأ معياري	معامل	خطأ معياري
متغيرات غير وهمية											
تكلفة البضاعة المبيعة	الفترة الكلية	0.915	0.01	0.62	6.87	3.7	3.17	1.9	0.05	33.8	0.1
	قبل الأزمة	0.09	0.19	0.6	6.87	4.58	2.29	1.6	0.07	33.5	0.15
	الأزمة المالية	0.08	0.03	0.72	6.87	3.7	3.17	2.3	0.12	43	0.2
	الأزمة السياسية	0.04	0.02	0.55	6.16	2.5	3.66	4.5	0.12	49.5	0.25
	بعد الأزمة	0.12	0.02	0.6	4.47	3.3	1.17	0.5	0.1	11.8	0.2
المصروفات التشغيلية	الفترة الكلية	0.0006	0.02	0.62	9.11	6.15	2.96	-0.09	0.05	6.3	0.1
	قبل الأزمة	0.13	0.05	1.5	9.11	0.12	8.99	-0.9	0.07	5.5	0.15
	الأزمة المالية	0.11	0.07	1.4	5.06	3.6	1.46	-0.8	0.12	5.5	0.2
	الأزمة السياسية	0.04	0.04	0.94	3.54	2.8	0.74	-0.47	0.12	2.6	0.25
	بعد الأزمة	0.14	0.05	1.2	4.57	3.6	0.97	-0.5	0.1	5.3	0.2
المبيعات	الفترة الكلية	0.09	0.01	0.6	7.32	6.3	1.02	0.6	0.05	38.9	0.1
	قبل الأزمة	0.08	0.02	0.6	7.32	6.2	1.12	-0.7	0.08	43.1	0.16
	الأزمة المالية	0.08	0.04	0.74	5.72	4.8	0.92	0.9	0.12	20.1	0.2
	الأزمة السياسية	0.07	0.02	0.52	7.21	1.7	5.51	7.03	0.12	2.6	0.25
	بعد الأزمة	0.12	0.02	0.54	3.94	2.7	1.24	0.9	0.1	12.6	0.2
كثافة الأصول	الفترة الكلية	23.5	6.5	307.7	8896.67	0.16	8896	0.3	0.05	690	0.1
	قبل الأزمة	11.6	2.6	82.5	2143.21	0.16	2143.05	19.9	0.07	474.2	0.15
	الأزمة المالية	52.6	29.6	571.6	8651.3	0.35	8650.9	13.5	0.12	187.2	0.2
	الأزمة السياسية	37.5	24.2	465.2	8896.67	0.33	8896.3	18.8	0.12	360	0.25
	بعد الأزمة	14.4	2.7	61.6	877.03	0.18	876.85	9.3	0.1	104.5	0.2
التدفقات الحرة	الفترة الكلية	0.09	0.003	0.17	1.52	0.05	1.47	0.3	0.05	7.1	0.1
	قبل الأزمة	0.10	0.005	0.16	1.23	0.98	0.25	0.4	0.07	6.2	0.15
	الأزمة المالية	0.12	0.01	0.19	1.52	0.64	0.88	1.2	0.12	8.2	0.2
	الأزمة السياسية	0.07	0.008	0.15	0.85	0.62	0.23	0.32	0.12	2.8	0.25
	بعد الأزمة	0.06	0.007	0.2	0.82	0.05	0.77	-0.6	0.1	8.07	0.2

متغيرات تأخذ قيم (٠،١)	المتغير / الفترة		الفترة الكلية		قبل الأزمة		الأزمة المالية		الأزمة السياسية		بعد الأزمة	
			عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة
	OVER	0	1172	52.1	464	46.4	207	55.2	207	55.2	294	58.8
		1	1078	47.9	536	53.6	168	44.8	168	44.8	206	41.2
	DEC	0	1542	68.5	221	72.1	251	66.9	230	61.3	340	68
		1	708	31.5	279	27.9	124	33.1	145	38.7	160	32
	LOSS	0	1957	87	890	89	349	93.1	320	85.3	348	79.6
		1	293	13	110	11	26	6.9	55	14.7	102	20.4

المصدر: البَاحِثَانِ استناداً إلى البرامج الإحصائية المستخدمة.

في ضوء الجدول الموضح أعلاه، يُلاحظ ما يلي:

- **من واقع مقياسي شكل التوزيع (تحديدًا: معاملي التفرطح، والالتواء)، يتضح عدم تماثل التوزيع للعديد من المتغيرات، لابتعاد قيم معاملات الالتواء لها عن القيمة (صفر)؛ بالإضافة إلى ملاحظة ابتعاد معدلات التفرطح للعديد من المتغيرات عن القيمة (٣)، ليدلَّ ذلك على عدم اعتدالية التوزيع لها، وهو ما يحتاج معه الأمر إلى بعض الأساليب الإحصائية قبل إجراء الاختبارات لضمان سلامة مخرجاتها.**
- **تدني قيم الخطأ المعياري لمتوسطات المتغيرات ـ انحراف متوسط العينة عن متوسط مجتمعها ـ، ليُدِلَّ ذلك على دقة الوسط الحسابي كتقدير لوسط المجتمع.**
- **وجود قيم موجبة للانحرافات المعيارية لجميع المتغيرات، وبالتالي تباين قيم مشاهداتها، مع وجود مدى واسع لقيم المتغيرات، وهو ما يفيد في دقة تقدير معاملات معادلات الانحدار.**
- **تباين نسب انخفاض مبيعات الفترة الحالية مقارنةً بسابقتها في شركات العينة خلال الفترات المختلفة، ففي الفترة الإجمالية كانت نسبة انخفاض المبيعات ٣١.٥%؛ وفي فترة ما قبل الأزمة كانت النسبة ٢٧.٩%، في حين زادت لتصل إلى ٣٣.١% في فترة الأزمة المالية، ونسبة ٣٨.٧% في فترة الأزمة السياسية؛ ثم عادت لتنخفض إلى ٣٢% في فترة ما بعد الأزمة؛ مما يعني ارتفاع نسب الانخفاض في فترات الأزمات عن غيرها من الفترات.**
- **انخفاض متوسط نسبة تكلفة البضاعة المبيعة، والمصروفات التشغيلية في فترتي الأزمة عن غيرها من الفترات، وهو من مظاهر تأثير الأزمات على الأسواق المالية، ليعني ذلك تأثر السوق المصرية بالأزمة المالية والسياسية على حد سواء، للاعتماد على اقتصاد السوق وما ينطوي عليه من تشابكات عالمية، ليبرز ذلك أهمية دراسة سلوك التكاليف في تلك الفترات.**
- **يبلغ نسبة الشركات التي تزيد فيها نسبة الإنفاق الرأسمالي إلى إجمالي الأصول عن قيمة الوسيط للعينة في فترة ما قبل الأزمات حوالي ٥٣.٦%، وتنخفض هذه النسبة إلى حوالي ٤٤.٨% في فترتي الأزمتين، وهو ما يعني انخفاض الثقة الإدارية في فترات الأزمات عن غيرها من الفترات.**
- **زيادة اعتماد الشركات المصرية على أصولها في تمويل عملياتها خلال فترات الأزمات أكثر من غيرها من الفترات، وبالتالي زيادة أهمية الأصول في تأثيرها على سلوك التكاليف بالنسبة للشركات المصرية في أوقات الأزمات، وهو ما قد يؤدي إلى اللزوجة في التكاليف حسبما أشار (Chen *et al.*, 2012)، ليبرر ذلك إدراج نسبة الأصول إلى صافي إيراد المبيعات كأحد المتغيرات الضابطة في نماذج البحث، كما سيتضح في الجزء التحليلي.**
- **ارتفاع متوسط التدفقات النقدية الحرة نسبةً لإجمالي الأصول في فترة الأزمة المالية عن غيرها من الفترات، حيث بلغت النسبة ١٢% في فترة الأزمة المالية، كما بلغت ١٠% قبل الأزمة، وفي أعقاب التعافي من الأزمات عادت للانخفاض لتصبح ٦%؛ مما يعني أنه في أوقات الأزمات المالية تزيد متوسط النقدية المتاحة للشركة لمواجهة الاستخدامات الاختيارية ـ طبعًا بعد كل المدفوعات النقدية المطلوبة ـ، مما تزيد معه عملية الإنفاق المظهري لبناء امبراطوريتهم تحت ادعاء حدوث الأزمات، الأمر الذي قد يُزيد من لزوجة التكاليف.**

ب- مصفوفة الارتباطات الثنائية:

توضح مصفوفات الارتباط Correlation Matrix التالية معاملات بيرسون للارتباط الثنائية بين جميع متغيرات البحث، مع مستوى معنوياتها لعينة البحث في فترات البحث المختلفة، كما يلي:

جدول (٤) مصفوفة الارتباطات

فترتي الاستقرار		COGS	sales	oper	OVER	D*sale	D*s*OV	D*s*FCF	D*s*L	D*s*A	COGS	sales	oper	OVE	D*s	D*s*O	D*s*F	D*s*L	D*s*A
		1999-2007									2013-2014								
COGS	Pearson Correlation	1									1								
	Sig. (2-tailed)																		
SALES	Pearson Correlation	.730**	1								.626**	1							
	Sig. (2-tailed)	.000									.000								
OPER	Pearson Correlation	.176**	.127**	1							.127**	.127**	1						
	Sig. (2-tailed)	.000	.000								.005	.005							
OVER	Pearson Correlation	-.022	-.017	-.009	1						-.030	-.069	.020	1					
	Sig. (2-tailed)	.497	.597	.788							.500	.126	.662						
D*sales	Pearson Correlation	.487**	.706**	.017	-.024	1					.388**	.626**	.016	-.147**	1				
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.595	.457						.000	.000	.716	.001					
D*s*OV	Pearson Correlation	-.264**	-.347**	-.056	-.101**	-.507**	1				.271**	.252**	.046	-.184**	.378**	1			
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.089	.002	.000					.000	.000	.308	.000	.000				
D*s*FC	Pearson Correlation	.260**	.421**	.077*	.055	.599**	-.738**	1			-.203**	-.237**	-.009	.092*	-.390**	-.677**	1		
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.019	.096	.000	.000				.000	.000	.849	.041	.000	.000			
D*s*LO	Pearson Correlation	.088**	.249**	-.010	-.029	.348**	-.015	.242**	1		.328**	.326**	.110*	-.074	.501**	.133**	-.086	1	
	Sig. (2-tailed)	.007	.000	.763	.383	.000	.657	.000			.000	.000	.014	.102	.000	.003	.056		
D*s*A	Pearson Correlation	.371**	.439**	.029	.018	.640**	-.576**	.587**	.006	1	.273**	.393**	-.012	-.067	.651**	.225**	-.248**	.424**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.369	.575	.000	.000	.000	.864		.000	.000	.792	.140	.000	.000	.000	.000	

فترتي الازمه		2008-2010									2011-2013								
COGS	Pearson Correlation	1									1								
	Sig. (2-tailed)																		
Sales	Pearson Correlation	.849**	1								.835**	1							
	Sig. (2-tailed)	.000									.000								
Oper	Pearson Correlation	.023	-.047	1							-.047	-.124*	1						
	Sig. (2-tailed)	.666	.375								.369	.018							
OVER	Pearson Correlation	.009	-.017	.056	1						.073	.024	-.028	1					
	Sig. (2-tailed)	.866	.744	.279							.164	.650	.582						
	Pearson Correlation	.536**	.673**	-.044	-.035	1					.336**	.496**	-.038	-.063	1				
D*s	Sig. (2-tailed)	.051	.000	.407	.510						.000	.000	.476	.233					
D*s*O	Pearson Correlation	-.148**	-.322**	-.061	-.160**	-.487**	1				-.187**	-.081	.066	-.235**	-.161**	1			
VE	Sig. (2-tailed)	.005	.000	.245	.002	.000					.000	.124	.211	.000	.002				
D*s*FC	Pearson Correlation	.163**	.372**	-.010	.119*	.557**	-.873**	1			-.063	-.086	-.054	.064	-.198**	-.193**	1		
F	Sig. (2-tailed)	.002	.000	.843	.023	.000	.000				.229	.100	.307	.228	.000	.000			
	Pearson Correlation	.071	.148**	.095	-.023	.199**	-.078	.188**	1		.152**	.174**	-.088	-.069	.306**	.027	-.035	1	
D*s*L	Sig. (2-tailed)	.176	.005	.070	.664	.000	.139	.000			.004	.001	.096	.193	.000	.603	.503		
	Pearson Correlation	.443**	.357**	-.008	-.009	.570**	-.201**	.227**	-.005	1	.122*	.186**	-.177**	-.016	.391**	-.078	.008	.581**	1
D*s*A	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.880	.870	.000	.000	.000	.919		.021	.000	.001	.760	.000	.139	.880	.000	

باستقراء المصفوفات السابقة، وبالنظر إلى مصفوفتي الارتباط لفترتي الاستقرار، فقد رصد البَاحِثَانِ دلالة ارتباط بين متغيري *"D*Sales, COGS"*، وعدم تحقيق الدلالة بين متغيري *"D*Sales; OPER"* في كلا الفترتين، حيث كان معامل الارتباط ودلالته لفترة ما قبل الأزمة *($r_{COGS,D*Sales}$ = 0.487; P-Value= 0.000; $r_{OPER,D*Sales}$ = 0.01; P-Value= 0.595)*، ولفترة ما بعد الأزمة *($r_{COGS,D*Sales}$ = 0.388; P-Value= 0.000; $r_{OPER,D*Sales}$ = 0.01; P-Value= 0.7)*؛ ليعطي ذلك مؤشرًا مبدئيًا بمعنوية عدم تماثل سلوك تكلفة البضاعة المبيعة عند مستوى معنوية ١%، وعدم معنوية عدم تماثل سلوك المصروفات التشغيلية.

ورغم دلالة الارتباط بين ذات المتغيرين *"D*Sales, COGS"* في فترة الأزمة المالية، عند مستوى معنوية ٥%، إلا أنه يُلاحظ انخفاض في معنوية الارتباط مقارنةً بفترتي الاستقرار، حيث *($r_{COGS, D*Sales}$ = 0.5; P-Value= 0.05)* لفترة الأزمة المالية، مع عدم تحقق المعنوية للارتباط بين المتغيرين *"D*S; OPER"* في فترة الأزمتين على حد سواء، حيث *($r_{OPER,D*Sales}$ = -0.04,-0.03; P-Value= 0.4,0.4)* لفترة الأزمتين على الترتيب، ليوحي ذلك باحتمالية ضعف معنوية عدم تماثل سلوك تكلفة البضاعة المبيعة في فترة الأزمة المالية، وعدم معنوية عدم تماثل سلوك المصروفات التشغيلية في فترة الأزمتين؛ بينما كان هناك دلالة لارتباط *"D*Sales, COGS"* في فترة الأزمة السياسية *($r_{COGS, D*Sales}$ = 0.3; P-Value= 0.000)*، ليعني ذلك احتمالية عدم تأثير الأزمة السياسية على سلوك تكلفة البضاعة المبيعة، حيث اتفاق دلالة هذا الارتباط لهذه الفترة مع فترتي الاستقرار.

كما تم رصد دلالة ارتباط بين متغيري *(D*Sales*OVER, COGS)* عند مستوى معنوية ١% خلال جميع الفترات، وضعف معنوية الارتباط بين متغيري *(D*Sales*OVERCON, OPER)* عند مستوى معنوية ٥% لجميع الفترات أيضًا، ليعطي ذلك مؤشرًا مبدئيًا باحتمالية تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك تكاليف البضاعة المبيعة، وعدم معنوية تأثيرها على سلوك المصروفات التشغيلية وهو ما سيحلله البَاحِثَانِ تفصيلاً في الإحصاءات التحليلية.

كما يُلاحظ وجود تباين في معدلات الارتباطات بين المتغيرات المستقلة وبعضها البعض خلال فترات البحث المختلفة، ليصعب معها الحكم على وجود مستويات مرتفعة من الازدواج الخطي "Multicollinearity" من عدمه، وهو ما سيتم التأكد منه بحساب معامل تضخيم البيانات في الجزء الخاص بالإحصاءات التحليلية؛ بالإضافة لملاحظة معنوية علاقة التفاعلات عند إدراج كثافة الأصول والتدفقات الحرة وتحقيق خسائر الفترة الماضية مع متغيري "COGS,OPER"، وهو ما يبرر إدراجها كمتغيرات ضابطة في نماذج الانحدار المختلفة.

بعد التعرف على خصائص متغيرات البحث، والعلاقات الارتباطية بينها يوضح البَاحِثَانِ في الجزء التالي الاختبارات التحليلية والتي من خلالها يمكن استخلاص نتائج اختبار فرضيات البحث.

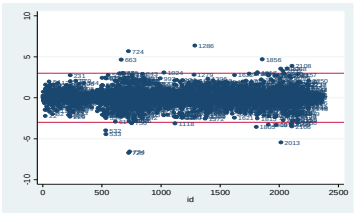
جـ- الإحصاءات التحليلية:

لضمان سلامة المخرجات الإحصائية، تم التحقق أولا من بعض الضوابط، كما يلي:

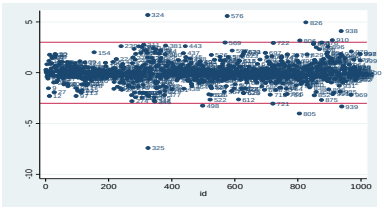
١- تشخيص المشاهدات الشاذة Outliers:

في ضوء استخدام مقياس "Standardized Residuals" لاكتشاف مدى تأثر نموذجي البحث في الفترات المختلفة بأثر المشاهدات الشاذة، فقد لوحظ تأثرهما بفعل بعض القيم الشاذة، كما هو موضح أدناه بأشكال رقم (٢)، وهو أمر إذا ما تم التسليم له فإنه يهدد سلامة الاستنتاجات؛ وهو ما استخدم معه البَاحِثَانِ اسلوب "Winsorizing" لعلاج أثر هذه المشاهدات على مخرجات الاختبارات من خلال تحويلها لقيم مقبولة، حفاظًا على عدد المشاهدات.

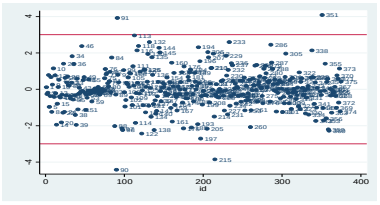
COGS: 1999-2017



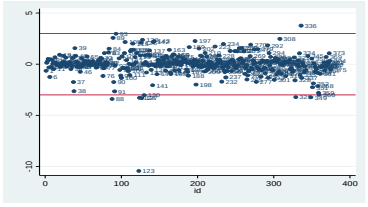
COGS: 1999-2007



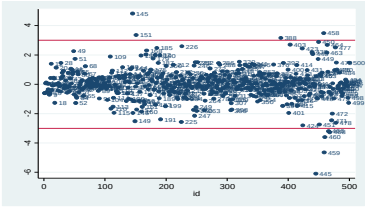
COGS: 2008-2010



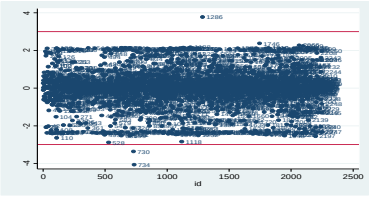
COGS: 2011-2013



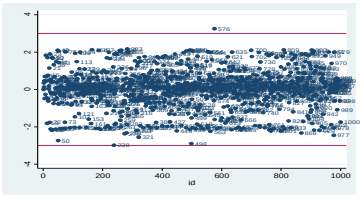
COGS: 2014-2017



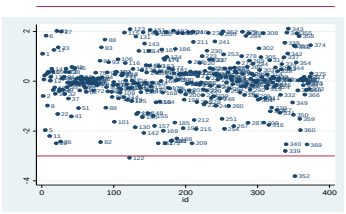
OPER: 1999-2017



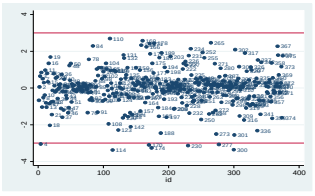
OPER: 1999-2007



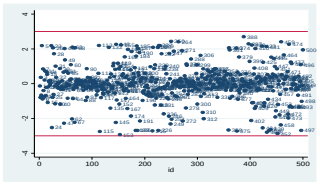
OPER: 2008-2010



OPER: 2011-2013



OPER: 2014-2017



شكل (٢) نتائج مقياس Standardized Residuals

المصدر: نتائج برنامج التحليل الإحصائي Stata V.14

٢ـ اختبار مدى كفاية البيانات:

استخدم البَاحِثَانِ اختباري " KMO and Bartlett's Test" للتأكد من مدى كفاية عدد مشاهدات كل فترة بحثية لتقدير نموذجي البحث، وإجراء الاختبارات الإحصائية عليها؛ حيث تبين أن "KMO>0.5"، بالإضافة إلى دلالة القيمة الاحتمالية لاختبار "Bartlett's Test of Sphericity" كما هو موضح بجدول (٥)، ليعدُ ذلك دليلاً على كفاية البيانات لإجراء الاختبارات الإحصائية اللازمة عليها.

جدول (٥) KMO and Bartlett's Test

الاختبار / الفترات		1999-2017	1999-2007	2008-2010	2011-2013	2014-2017
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.617	.738	.640	.548	.710
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	5365.886	3483.718	1605.142	851.789	1363.744
	df	28	28	28	28	28
	Sig.	.000	.000	.000	.000	.000

المصدر: برنامج SPSS, V. 16 .

٣ـ اختبار استقرار السلسلة الزمنية:

تحقق البَاحِثَانِ من مدى توافر خاصية الاستقرار للسلسلة الزمنية المستخدمة[٢] Stationary Time Series، من خلال اختبار الفرضيتين التاليتين:

- **فرضية العدم: لا يوجد استقرار للسلسلة الزمنية ....(بمعنى آخر، وجود جزر مساوٍ للوحدة).**
- **الفرضية البديلة: يوجد استقرار للسلسلة الزمنية ....(بمعنى آخر، عدم وجود جزر مساوٍ للوحدة)**

حيث تم اختبار الفرضيتين من خلال استخدام اختبارين لجذر الوحدة Unit Root Test ـ كأحد الأدوات التي لا تعتني باكتشاف استقرار السلسلة من عدمه فحسب، بل وتوضح الطريقة المناسبة لتحقيق سمة الاستقرار لها ـ، وهما:

- **الأول: اختبار "ADF Test": والذي تم تطويره في عام ١٩٨٠ من قبل الباحِثَيْنِ "Dickey and Fuller"، ليصبح "Augmented Dickey- Fuller (ADF)" بدلا من اختبار "DF" البسيط.**
- **الثاني: اختبار "PP- Test": وهو نسبةً إلى الباحثَيْنِ "Phillips and Perron" وهو اختبار غير مَعْلَمِي أكتشف في عام ١٩٨٨، ويعتمد على التباين الشرطي للأخطاء، ويسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن التذبذبات العشوائية.**

٢ـ راجع قائمة التعريفات لمعرفة مضمون السلسلة المستقرة؛ وفي حالة عدم تحقق فرضية الاستقرار، فإن الأمر يستدعي اختبار فرضية التكامل المشترك، والتي ظهرت على يد "Granger" في عام ١٩٨٣؛ ولتحديد عدد علاقات التكامل المشترك اقترح "Johansen" في عام ١٩٨٨ اختباراً يعتمد على القيم الذاتية الناتجة من مصفوفة التباين المشترك.

في ضوء الاختبارين السابقين فإن السلسلة التي يوجد لها جذر مساوياً للوحدة، فإنها تُعرف بسلسلة السير العشوائي Random Walk Time Series مما يعني أنها غير مستقرة، ويوضح الجدول التالي نتائج الاختبارين السابقين:

جدول (٦) نتائج اختباري استقرار السلسة الزمنية

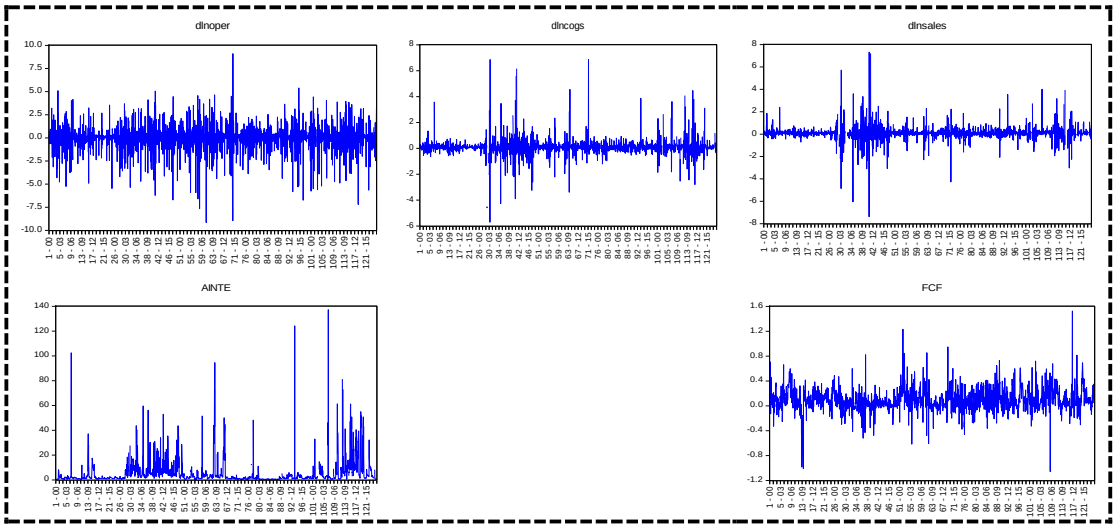
الاختبارات			المتغيرات								البواقي	
			COGS	OPER	SALES	D*S	D*S*o	D*S*A	D*S*F	D*S*L	U_1	U_2
ADF	At Level	With Constant	0.153	0	0.144	0.005	0.005	0.005	0.002	0.005	0.04	0.00
			0.03	0.000	0.03	0.03	0.002	0.01	0.002	0.008	0.02	0.0004
		With Constant & Trend	0.482	0.02	0.6	0.03	0.03	0.01	0.009	0.001	0.13	0.02
			0.12	0.004	0.11	0.07	0.0009	0.03	0.009	0.01	0.1	0.003
		Without Constant & Trend	0.09	0.1	0.2	0.001	0.0005	0.0009	0.0003	0.1	0.003	0.000
			0.0006	0.000	0.006	0.002	0.0001	0.0007	0.0006	0.000	0.003	0.000
	At First Difference	With Constant	0.004	0.0001	0.02	0.004	0.0001	0.004	0.003	0.0003	0.0002	0.0001
			0.000	0.000	0.000	0.005	0.000	0.003	0.0008	0.0001	0.0001	0.000
		With Constant & \Trend	0.01	0.02	0.05	0.02	0.0007	0.02	0.02	0.003	0.002	0.03
			0.0003	0.0001	0.0003	0.02	0.02	0.01	0.004	0.0001	0.000	0.0001
		Without Constant & Trend	0.0002	0.000	0.001	0.0002	0.000	0.0002	0.0001	0.0001	0.000	0.000
			0.000	0.000	0.000	0.0002	0.000	0.0001	0.000	0.000	0.000	0.000
PP	At Level	With Constant	0.14	0.003	0.2	0.005	0.005	0.004	0.001	0.003	0.04	0.000
			0.03	0.05	0.03	0.03	0.001	0.01	0.000	0.008	0.02	0.0004
		With Constant & Trend	0.51	0.0001	0.7	0.000	0.02	0.000	0.001	0.02	0.13	0.0001
			0.12	0.004	0.1	0.07	0.009	0.03	0.000	0.000	0.1	0.003
		Without Constant & Trend	0.1	0.000	0.3	0.001	0.0005	0.0009	0.0003	0.001	0.003	0.000
			0.005	0.000	0.005	0.001	0.0001	0.0007	0.0006	0.0005	0.003	0.000
	At First Difference	With Constant	0.003	0.000	0.02	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0001	0.000
			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		With Constant & Trend	0.005	0.0001	0.06	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0001
			0.0002	0.0001	0.0002	0.000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.000	0.0001
		Without Constant & Trend	0.0001	0.0001	0.002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.001	0.000	0.0001
			0.000	0.0001	0.000	0.0001	0.0001	0.0001	0.001	0.001	0.000	0.0001

المصدر: البَاحِثَانِ استناداً لمخرجات برنامج E-Views, V.9

في ضوء النتائج الموضحة بالجدول السابق، يتضح:

- بالنسبة لمتغيرات البحث، وعند مستوى معنوية ٥%، يُلاحظ:
  - تحققت سمة الاستقرار للسلسلة الزمنية لمتغيرات البحث لدى المستوى الأصلي "At level"، حيث *(P-Value ≤ 0.05)* في كلا الاختبارين *(ADF- Test , PP-Test)*، باستثناء متغيري (*COGS*، *SALES*)، واللذان اتسما بعدم الاستقرار عند مستويات المعنوية المختلفة في كلا الاختبارين وذلك في حالة وحيدة فقط، وهي حالة *"Without Constant & Trend"*، حيث *(P-Value=0.12;0.11)* لاختبار *(ADF-Test)*، و *(P-Value=0.12;0.1)* لاختبار *(PP-Test)*؛ بينما تَتَحَقَّقْ لهما الاستقرار في الحالتين الآخرتين لكلا الاختبارين، وهو ما يرى معه البَاحِثَانِ إلى عدم أخذ *At First Difference* للتخلص من جذر الوحدة لهذا المتغير، ليعني ذلك أن السلسلة الزمنية مستقرة عند المستوى الأصلي، وبالتالي متكاملة عند المستوى *"I(0)"*.

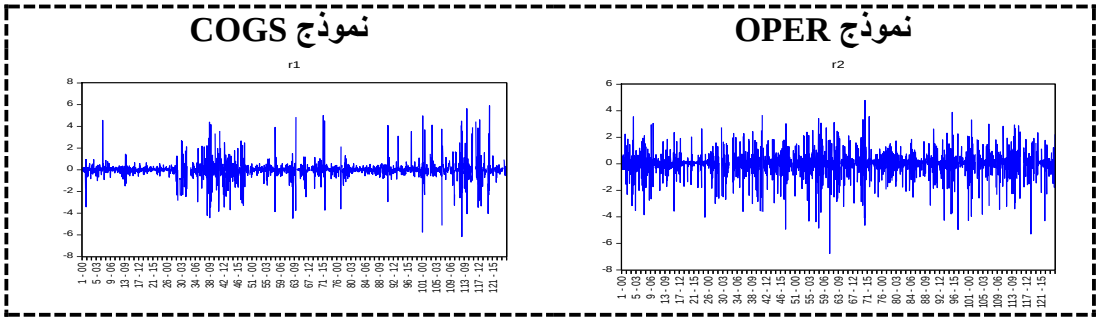
- **في ضوء النقطة السابقة، وكما يتضح من أشكال رقم(٣)، فإن مشاهدات السلسلة الزمنية للمتغيرات تتذبذب بصورة عشوائية حول متوسط وتباين ثابتين؛ ليعني ذلك ثبات قيمة الوسط الحسابي والتباين عبر الزمن، وهو ما يساهم في دقة نتائج المخرجات الإحصائية.**



شكل (٣) استقرار متغيرات البحث

المصدر: مخرجات برنامج E-Views, V.9

- **بالنسبة لبواقي النموذجين، وعند مستوى ٥%، يُلاحظ اتسامهما أيضًا بالاستقرار كما يتضح من شكلي رقم (٤)، وإنْ اتسمت بواقي النموذج الأول بعدم الاستقرار، لدى مستوى واحد فحسب لاختباري جزر الوحدة، وهو المستوى *"With Constant & Trend"*، حيث *(P-Value=0.1)* في كلا الاختبارين.**



شكل (٤) سكون بواقي معادلتي الانحدار

المصدر: مخرجات برنامج E-Views, V.9

- **في ضوء النقطتين السابقتين، يمكن للباحث قبول الفرضية البديلة والقائلة "بوجود استقرار للسلسلة الزمنية والبواقي المقدرة"، وهو ما يعني عدم وجود جزر مساوٍ للوحدة؛ ليَدْعم ذلك استخدام نماذج الـ *"STATIC"* في تنفيذ انحداري البحث، كما سيتضح في البند رقم (٥).**

٤ـ اختبار التحقق من مشاكل القياس:

يوضح البَاحِثَانِ في الجدول التالي نتائج اختبارات التحقق من توافر اشتراطات الانحدار المتعدد:

جدول (٧) اختبارات التحقق من مشاكل القياس

اختبارات احصائية / المتغيرات المفسرة				SALES	DEC*SALES	OVER	DEC*SALES*OVER	DEC*SALES*AINTE	DEC*SALES*FCF	DEC*SALES*LOSS
مشكلة الازدواج الخطي	نموذجي COGS, OPER	فترة إجمالية	VIF	1.79	2.33	1.03	2.05	1.2	1.84	1.15
			Tolerance	0.56	0.43	0.97	0.48	0.83	0.54	0.86
		قبل الأزمة	VIF	1.99	3.34	1.02	2.53	2.19	2.83	1.36
			Tolerance	0.5	0.3	0.98	0.39	0.45	0.35	0.73
		الأزمة: المالية	VIF	1.83	3.05	1.04	4.52	1.54	4.94	1.11
			Tolerance	0.54	0.33	0.95	0.22	0.65	0.2	0.9
		الأزمة: السياسية	VIF	1.33	1.66	1.8	1.16	1.65	1.1	1.55
			Tolerance	0.75	0.6	0.92	0.86	0.6	0.9	0.64
		بعد الأزمة	VIF	1.65	2.92	1.05	1.95	1.78	1.96	1.93
			Tolerance	0.6	0.34	0.95	0.51	0.56	0.51	0.718

الاختبار / النموذج			نموذج COGS					نموذج OPER				
			فترة إجمالية	قبل الأزمة	الأزمة: مالية	الأزمة: سياسية	بعد الأزمة	فترة إجمالية	قبل الأزمة	الأزمة: مالية	الأزمة: سياسية	بعد الأزمة
ارتباط ذاتي	Wooldridge Test	F-Value	0.956	0.2	0.01	4.01	0.001	4.6	0.21	0.24	0.16	13.5
		Prob.	0.33	0.65	0.9	0.04	0.97	0.03	0.64	0.62	0.68	0.0003
اعتدالية الأخطاء	Jarque-Bera Test	Value	1134	495.3	27.7	489	172.4	76.03	16.4	10.7	39.02	32.5
		Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000
	Shapiro-Wilk W Test	Z	15.9	14.13	10.6	10.6	10.9	15.9	10.6	8.1	6.02	8.7
		Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ثبات التباين	Breusch-Pagan / Cook-Weisberg	chi^2 Value	287.3	76.3	525.3	57	2.06	11.97	0.28	0.68	4.58	8.07
		Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.1	0.0005	0.59	0.41	0.03	0.004
	White's Test	chi^2	122.2	11.54	237.7	45.9	94.9	68.3	26.16	22.06	0.73	25.2
		Prob.	0.000	0.999	0.000	0.000	0.000	0.000	0.56	0.77	0.000	0.61

المصدر: البَاحِثَانِ استناداً إلى برامج "SPSS V.16; E-views V.9; Stata V.14"

في ضوء نتيجة الاختبارات الموضحة في الجدول السابق، يُلاحظ ما يلي:

- **عدم معاناة نموذجي البحث في الفترات المختلفة من مشكلة الازدواج الخطي، وذلك في ضوء معقولية قيم معامل تضخيم التباين "VIF"[٣](معكوس معدل السماح Tolerance) - كأحد المؤشرات الدالة على مدى خطورة المشكلة من عدمه -، حيث عدم تجاوز قيمها عن الحد الآمن (VIF ≤10) (انظر جدول ٧).**
- **معاناة بيانات النموذجين في بعض الفترات من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء *Autocorrelation*، في ضوء نتائج اختبار "*Wooldridge Test*" حيث دلالة الاختبار لثلاثة**

---

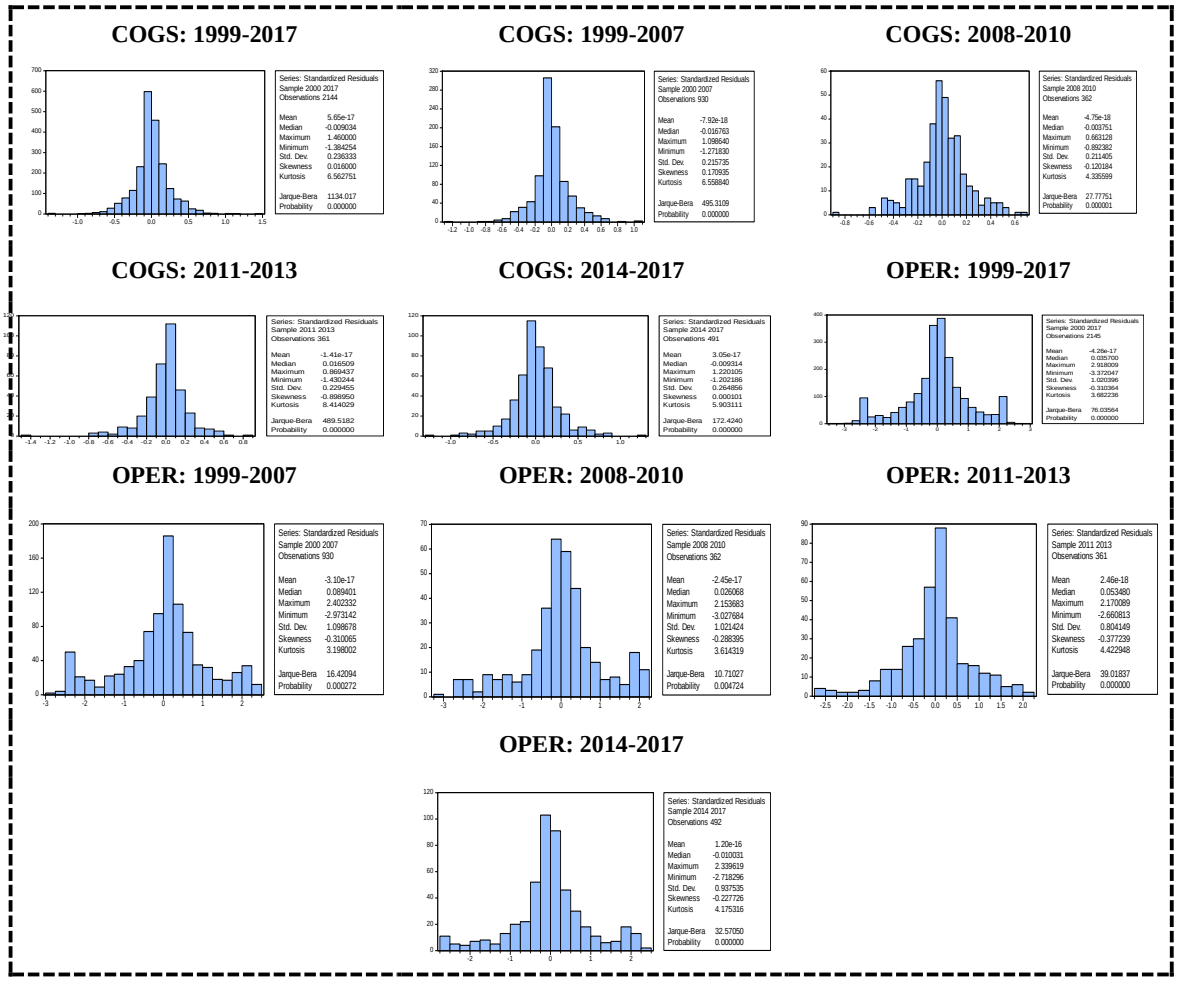
٣ - هو مقياس لتأثير الارتباط بين المتغيرات المستقلة على زيادة تباين معلمة المتغير المستقل، فقد ينتج عن هذه المشكلة ارتفاع تباين معالم النموذج وبالتبعية عدم معنوية المعلمة نتيجة انخفاض القيمة الإحصائية لاختبار T بالرغم من احتمال دلالة المتغير في النموذج؛ ويعبر عنها كما يلي:

$$VIF_i = \frac{1}{1-Ri^2} \quad i = 1,2\ldots8 \qquad 1 \le VIF \le \infty;\ 1 \le R^2 \le \infty$$

حيث تمثل "R^2" معامل التحديد للمتغير المستقل X_i المستخرج من انحدار X_i على باقي المتغيرات؛ وتعتبر خطورة المشكلة ضئيلة أو منعدمة إذا كانت "VIF" قريبة من الواحد الصحيح (VIF~1)، وتكون متوسطة إذا كانت "VIF" أكثر من الواحد وأقل من العشرة (1≤VIF≤10)، وكلما زادت قيمة المعامل عن العشرة (VIF>10) دلّ ذلك على أن تقدير المعلمة قد يتأثر بمشكلة الازواج الخطي.

فترات(*P-Value< 0.05*)؛ فالقيمة المُقَدَرَة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة غير مستقلة عن سابقتها عند تطبيق نموذج "COGS" في فترة الأزمة السياسية، ولنموذج "*OPER*" للفترة الإجمالية ولما بعد الأزمة، ليعني ذلك عدم توافر إحدى اشتراطات الانحدار لها؛ وهو ما استخدم معه البَاحِثَانِ اسلوب *Robust Standard Error(Cluster standard Error)* لتصحيح وتنقية الأخطاء المعيارية من آثار الارتباط الذاتي، حسبما أشار (Hoechle, 2007).

- عدم اعتدالية الأخطاء من واقع اختبار *"Jarque–Bera Test"* - وهو اختبار يعتمد على معاملي التفرطح والالتواء - في برنامج (E–VIEWS) واختبار *"Shapiro-Wilk W Test"* في برنامج (STATA)، كما يتضح من مخططات المنحنى الجاوسي[٤] الموضحة أدناه، وهو ما استخدم معه البَاحِثَانِ اسلوب *"Winsorizing"* والملائم للتقدير في مثل هذه الحالات من خلال تحويل القيم الشاذة إلى أقرب قيم مقبولة.

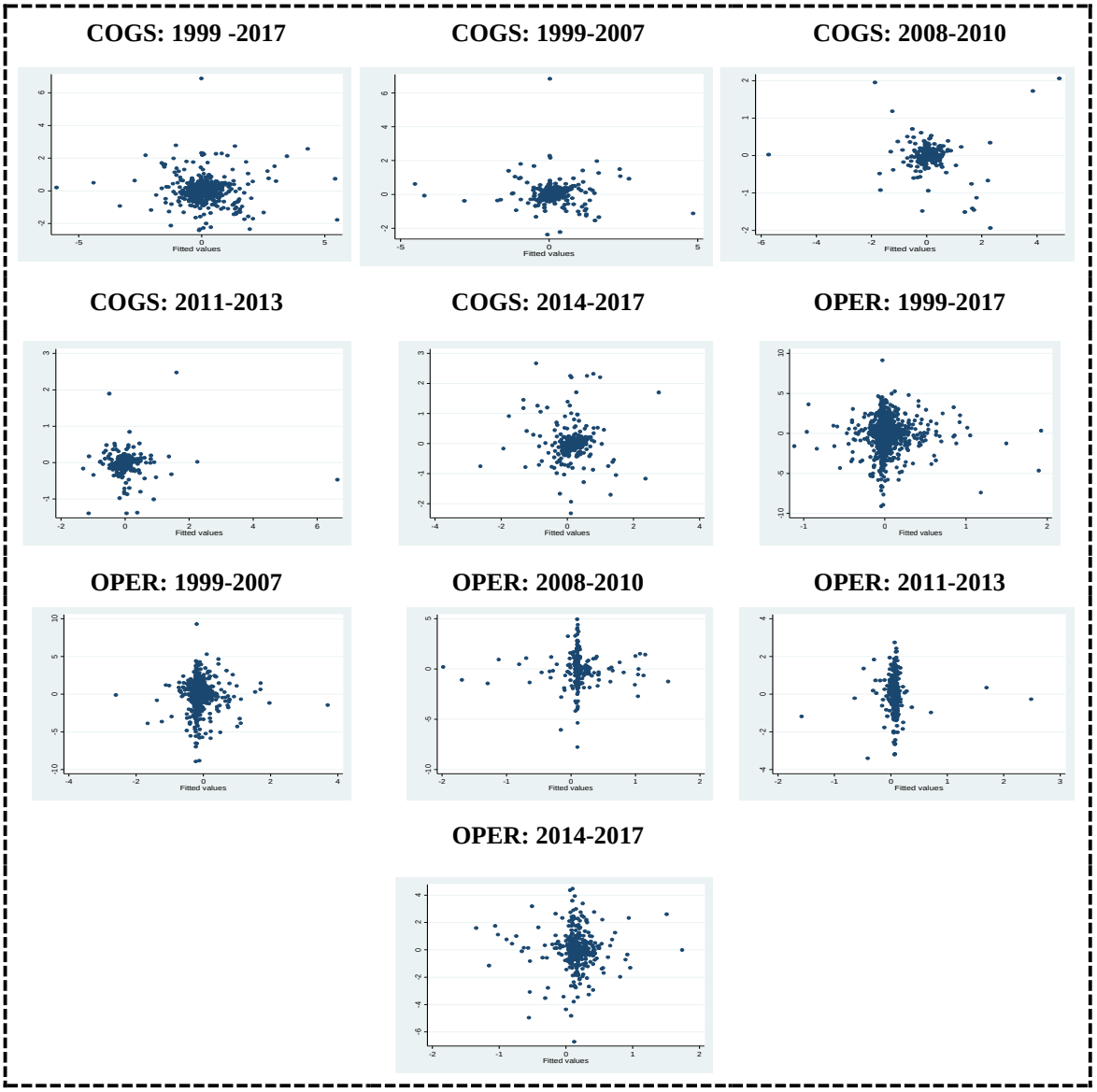


شكل (٥) مخططات التوزيع الطبيعي

المصدر: نتائج برنامج التحليل الإحصائي E-views V.9

٤- نسبةً إلى Karl. F Gauss.

- **عدم توافر اشتراط ثبات التباينات للنموذجين في أغلب فترات البحث، وذلك وفقًا لدلالة القيم الإحصائية لاختباري *(Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test), (White's Test)*، كما هو موضح بجدول (٧)، ليعني ذلك عدم ثبات تباينات البواقي لقيم المتغير التابع في النموذجين بتلك الفترات، وهو ما تبينه أشكال رقم (٦) الموضحة أدناه من أخذ نقاط الانتشار لانحدار بعض الفترات نمطًا منتظمًا وعدم انتشارها عشوائيًا حول الصفر؛ وهو ما يلائمه أيضاً اسلوب *Robust Standard Error(Cluster standard Error)* (Hoechle, 2007).**



شكل (٦) أشكال نتيجة اختبار ثبات التباينات

المصدر: نتائج برنامج التحليل الإحصائي Stata V.14

٥ـ الصيغة النهائية لنموذجي الانحدار في مختلف فترات البحث:

يعرض البَاحِثَانِ هنا نتائج ثلاثة اختبارات، وهي: *(Wald Test, Breusch-Pagan Test, Hausman Test)*، وذلك للتعرف على نوع النموذج الملائم للتطبيق على بيانات كل فترة، ومن ثم التعبير عن نموذجي البحث في شكلهما النهائي لكل فترة؛ وقد فاضل البَاحِثَانِ بين الثلاثة أنواع المتعارف عليها إحصائياً في هذا الشأن، *أولها*: نموذج الانحدار التجميعي "Pooled Regression Model"، وهو لا يأخذ الفروق بين شركات العينة سواء عبر القطاعات أو الزمن، ويتم تقدير معالمه باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS)؛ *ثانيها*: نموذج التأثيرات الثابتة "Fixed Effect Model" وهو يأخذ في الاعتبار الاختلافات بين شركات العينة في خصائصها سواء عبر الزمن أو القطاعات، ويتم تقدير معالمه باستخدام *Lest Square Dummy Variables (LSDV)*؛ *ثالثها*: نموذج التأثيرات العشوائية *"Random Effect Model"*، حيث يتعامل مع الفروق بين شركات العينة والفروق عبر الزمن على أنها متغيرات عشوائية، ويتم تقدير معالمه باستخدام *Generalized Least Square(GLS) (Baltagi, 2008)*، ويمكن عرض نتائج تلك الاختبارات في الجدول التالي:

جدول(٨) نتائج اختبارات المفاضلة بين أنواع النماذج والصيغة النهائية للنموذجين

النماذج / الاختبار			Random, Pooled		Fixed Effect, Random		Fixed Effect, Pooled
			Breusch-Pagan		Hausman Test		Wald Test
			L.M	P-Value	chi-square	P-Value	لا قيمة لنتائجه
نموذج COGS	الفترة الإجمالية		18.23	0.000	0.94	0.98	
	قبل الأزمة		10.12	0.000	1.01	0.9	
	الأزمة	المالية	13.01	0.000	1.91	0.99	
		السياسية	7.99	0.002	2.91	0.42	
	بعد الأزمة		8.13	0.000	2.01	0.517	
نموذج OPER	الفترة الإجمالية		11.123	0.000	5.57	0.47	
	قبل الأزمة		12.37	0.000	6.76	0.45	
	الأزمة	المالية	10.10	0.000	12.15	0.905	
		السياسية	12.21	0.000	13.10	0.069	
	بعد الأزمة		13	0.000	1.15	0.99	
القرار: استخدام نموذج Random Effect Model							
إعادة صياغة نموذجي البحث							
نوع النموذج	**صيغة النموذجين**						**التعديل**
Random Effect	$\Delta ln\ COGS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_2\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_3\ OVERCON_{it} + \beta_4\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * OVERCON_{it} + \beta_5\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * AINTE_{it} + \beta_6\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * FCF_{it} + \beta_7\ DE_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * LOSS_{it} + \sum_{r=1}^{19} year_t + \varepsilon_{it} + U_i$						إضافة الاختلافات بين الشركات إلى حد الخطأ العشوائي، مع أخذ أثر الزمن في الاعتبار، حيث (t=19).
	$\Delta ln\ OPER_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_2\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} + \beta_3\ OVER\ CON_{it} + \beta_4\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * OVER\ CON_{it} + \beta_5\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * AINTE_{it} + \beta_6\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * FCF_{it} + \beta_7\ DEC_{it} * \Delta ln\ SALES_{it} * LOSS_{it} + \sum_{r=1}^{19} year_t + \varepsilon_{it} + U_i$						
حيث: "$year_t$" تمثل متغير وهمي لكل سنة يأخذ القيمة (١) إذا كانت المشاهدات تخص السنة الحالية والقيمة (٠) خلاف ذلك.							

المصدر: البَاحِثَانِ استنادًا إلى نتائج برنامج التحليل الإحصائي STATA, 14.

من واقع نتائج الاختبارات المعروضة في الجدول السابق، يتضح ملاءمة نموذج الـ *"Random Effect Model"* للتطبيق عن غيره من الأنواع الأخرى في جميع فترات البحث، ولكلا الانحدارين *(COGS, OPER)*؛ فعند استخدام اختبار *"Hausman Test"* للمقارنة بين نموذج الـ *"Fixed Effect Model"* مع الـ *"Random Effect Model"* يتضح أفضلية الثاني من الأول، حيث *(P-value > 0.05)* لجميع قيم *(Chi-square)* في الانحدارين؛ وباستخدام اختبار *"Breusch-Pagan"* للمقارنة بين نموذجي الـ *"Random Effect Model"* مع الـ *"Pooled Regression"*، حيث *(P-value = 0.000 < 0.05)* لجميع الفترات أيضًا، وهو ما يعني أفضلية نموذج الـ *"Random Effect Model"* أيضًا؛ وبالتالي لا داعي لإجراء اختبار *"Wald Test"* لأنه مَعْنِي بالمقارنة بين نموذجي *"Fixed Effect"* مع *"Pooled Regression"*.

وفي نهاية العرض الإحصائي للنقاط الخمس السابقة يتضح ــ بعدما تم إجراء المعالجات المطلوبة ـ صلاحية البيانات كما وكيفًا لإجراء اختبارات فرضيات البحث، وهو ما يتسنى معه عرض نتائج الاختبار، كما يلي:

جدول (٩) نتائج تطبيق انحداري البحث في الفترات المختلفة

H_0: $\beta_2 = \beta_4 = 0$																				فرضيات إحصائية
H_1: $\beta_2 \neq \beta_4 \neq 0$																				
ANOVA	Model		النماذج Random Effect Model																	
			الفترة الإجمالية (١٩٩٩ـ٢٠١٧)				فترة استقرار						أثناء فترة أزمات							
							ما قبل فترة الأزمات (١٩٩٩ـ٢٠٠٧)				ما بعد فترة الأزمات (٢٠١٤ـ٢٠١٧)		الأزمة المالية (٢٠٠٨ـ٢٠١٠)				الأزمة السياسية (٢٠١١ـ٢٠١٣)			
			COGS		OPER		COGS		OPER		COGS		OPER		COGS		OPER		COGS		OPER	
			Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df	Sum of Squares	df
	Regression Residual Total		998.05 323.8724 1321.92	26 2243 2269	434.3 3513.901 3948.2	26 2243 2269	167.838 137.3220 305.16	16 993 1009	428.803 1852.064 2280.8	16 993 1009	71.57 99.14362 170.7144	11 368 379	18.775 676.6139 695.389	11 368 379	133.08 38.41453 171.5	10 243 253	20.813 631.6349 652.448	10 243 253	318.35 23.07408 431.96	10 243 253	8.1294 259.3136 267.443	10 243 253
	F-Test	F-Value	121.92		12.184		81.49632		16.4		40.81991		2.515859		139.9759		2.325759		113.6062		2.254322	
		Prob.	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.008013		0.000		0.014889		0.000		0.018416	
Adjusted R^2		لمتغيري اللزوجة	55%		10%		52%		10.4%		30%		2%		66.9%		2%		65%		2.5%	
	لكل المتغيرات	بعد	57.5		11%		55%		18.8%		42.2%		2.7%		77.6%		3.19%		73.7		3.04%	
		قبل	57 %		0.8%		54%		2.8%		42%		2.7%		77.6%		2.1%		73.3%		3%	
أثر الزمن			مراعاة أثر الزمن																			
طريقة التقدير			GLS																			

Coefficients of COGS

Varibles	الفترة الإجمالية (١٩٩٩ـ٢٠١٧)				ما قبل فترة الأزمات (٢٠٠٠ـ٢٠٠٧)				ما بعد فترة الأزمات (٢٠١٤ـ٢٠١٧)				الأزمة المالية (٢٠٠٨ـ٢٠١٠)				الأزمة السياسية (٢٠١١ـ٢٠١٣)			
	Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test	
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant	0.02	0.06	0.32	0.74	0.02	0.06	0.36	0.7	0.04	0.03	1.08	0.2	-0.009	0.03	-0.25	0.7	-0.08	0.03	-2.6	0.008
SALES	0.748	0.06	12.5	0.000	0.66	0.07	9.3	0.000	0.68	0.12	5.4	0.000	0.84	0.147	5.7	0.000	0.92	0.07	12.17	0.000
DEC* SALES	-0.145	0.085	-1.7	0.05	-0.09	0.097	-0.919	0.049	-0.3	0.23	-1.3	0.03	-0.16	0.216	-0.74	0.45	-0.32	0.14	-2.25	0.02
OVERCON	-0.105	0.1053	-0.99	0.3	_0.2	0.14	-1.7	0.07	0.02	0.23	0.09	0.9	-0.138	0.18	-0.77	0.44	0.19	0.219	0.87	0.38
DEC* SALES*OVECON	-0.28	0.657	-0.43	0.67	-0.3	0.7	-0.43	0.03	-0.4	2.2	-0.18	0.05	-0.78	1.29	-0.60	0.54	-6.9	4.97	-1.39	0.1
DEC* SALES**AINTE*	0.00009	0.00001	9.3	0.000	0.0004	0.0001	2.6	0.007	0.0005	0.001	0.3	0.7	0.00008	0.00001	4.8	0.000	0.0005	0.0005	0.99	0.3
DEC* SALES*FCF	-0.81	0.27	-2.96	0.003	-1.3	0.62	-2.11	0.03	0.02	0.4	0.05	0.9	-2.4	0.78	-3.06	0.002	-0.4	0.19	-2.14	0.03
DEC* SALES*LOSS	0.005	0.25	0.02	0.9	-0.19	0.22	-0.85	0.3	0.65	0.29	2.2	0.02	-0.04	0.3	-0.143	0.88	0.14	0.19	0.73	0.4

Coefficients of OPER																				
Varibles	الفترة الإجمالية (١٩٩٩ـ٢٠١٧)				فترة استقرار								أثناء فترة أزمات							
					ما قبل فترة الأزمات (٢٠٠٠ـ٢٠٠٧)				ما بعد فترة الأزمات (٢٠١٤ـ٢٠١٧)				الأزمة المالية (٢٠٠٨ـ٢٠١٠)				الأزمة السياسية (٢٠١١ـ٢٠١٣)			
	Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test		Unstandardized Coefficients		T-test	
	Coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.	Coefficient	Std. Erro	t-Statisti	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Stati	Prob.
Constant	-1.88	0.23	-8.2	0.000	-1.9	0.22	-8.4	0.000	0.02	0.08	0.3	0.7	0.13	0.138	0.9	0.3	0.03	0.08	0.42	0.6
SALES	0.165	0.11	1.4	0.053	0.32	0.11	2.8	0.004	0.43	0.12	3.3	0.000	0.06	0.25	0.25	0.8	0.23	0.12	1.9	0.056
DEC* SALES	-0.13	0.18	-1.26	0.2	-0.28	0.21	-1.36	0.09	-0.41	0.34	-1.77	0.07	-0.2	0.35	-0.68	0.4	0.43	0.46	0.92	0.3
OVERCON	-0.34	0.35	-0.96	0.3	-0.7	0.5	-1.4	0.1	0.26	0.51	0.52	0.5	0.08	0.8	0.1	0.9	-0.01	0.8	-0.02	0.9
DEC* SALES*OVERCON	-1.14	1.77	-0.64	0.5	0.5	1.49	0.3	0.04	1.5	1.4	1.07	0.01	-14.57	3.9	-3.6	0.1	5.3	11.1	0.48	0.6
DEC* SALES**AINTE*	-0.0000	0.00001	-0.6	0.5	-0.0006	0.0004	-1.6	0.1	-0.002	0.003	-0.59	0.5	0.00004	0.00002	1.02	0.3	-0.004	0.0008	-5.3	0.000
DEC* SALES*FCF	0.18	0.6	0.3	0.7	4.3	1.4	3.05	0.002	0.3	0.43	0.7	0.4	-7.27	2.6	-2.7	0.006	-0.54	0.85	-0.63	0.5
DEC* SALES*LOSS	0.35	0.4	0.86	0.3	-0.35	0.52	-0.67	0.5	1.08	0.5	2.1	0.03	2.01	0.28	7.1	0.0000	0.17	0.54	0.3	0.7

المصدر: البَاحِثَانِ استناداً إلى برنامج "E-views V.9 "

بتمحيص النظر في الجدول السابق، يمكن إجراء المناقشات التالية:

اولاً: مناقشة تحليلية إحصائية (نمط سلوك التكلفة في فترات سياسية واقتصادية متباينة):

يناقش البَاحِثَانِ إحصائيًا في هذا الجزء نمط سلوك التكاليف في شركات سوق الأوراق المالية المصرية من خلال تطبيق نموذج (Anderson *et al.*, 2003) والموَضح بجدول رقم (١) لقياس المتغيرات، والذي من خلاله يمكن معرفة مدى تماثل سلوك التكاليف (تحديداً: تكلفة البضاعة المبيعة، والمصروفات التشغيلية) في البيئة المصرية من عدمه باستخدام طريقة ("Generalized Least Square "GLS) في تقدير معالم نموذجي البحث وذلك في فترات اقتصادية وسياسية متباينة، وبالتالي مدى قبول أو رفض الفرضيات البحثية (ف١/١، ف١/٢، ف٢/١، ف٢/٢)، بعد الأخذ في الاعتبار أثر الزمن، بإضافة متغير وهمي لكل سنة من سنوات الدراسة بهدف إظهار أثر الزمن؛ ومن خلال اختبار "F-Test" تم التأكيد على دلالة إدراج الزمن في نموذجي البحث في الفترات المختلفة؛ حيث:

- **يتضح من جدول (٩) السابق، وبالنظر لنتائج تطبيق انحداري تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية على الفترة الإجمالية للبحث ـ دون تمييز للوضع الاقتصادي والسياسي للفترة ـ ما يلي:**
  - **معنوية النموذجين، عند مستوى معنوية ١%؛ حسبما أشار اختبار *"F-Test"*، فقد بلغت قيمة ومعنوية الاختبار للنموذجين على الترتيب (*F-Value= 121.92, 12.184; P-value = 0.000, 0.000 < α = 0.01*).**
  - **في ضوء النقطة السابقة، وباللجوء إلى اختبار *"T-Test"* يتضح:**
    - **معنوية متغيري "$\Delta lnSALES_{it}$; $DEC_{it}*\Delta lnSALES_{it}$" في انحدار تكلفة البضاعة المبيعة في الفترة الإجمالية عند مستوى معنوية ٥%؛ فقد بلغت قيمة ومعنوية الاختبار للمتغيرين على الترتيب (*T-Value= 12.5,-1.7; P-value = 0.000, 0.05*)، وعلى إثْر ذلك، فإن قيمة معلمة متغير "$\Delta lnSALES_{It}$" (تحديداً β_1) تبلغ ٠.٧٤٨، بينما بلغت قيمة معلمة متغير التفاعل "$DEC_{it}*\Delta ln\ SALES_{it}$" (تحديداً β_2) ما قيمته ـ٠.١٤٥٤، ليعني ذلك أنه مع كل ارتفاع بنسبة ١% في المبيعات يحدث زيادة بمقدار ٠.٧٥% تقريباً في تكلفة البضاعة المبيعة، ومع حدوث انخفاض مكافئ لنسبة الزيادة في المبيعات، فإن تكلفة البضاعة المبيعة تنخفض بمقدار ٠.٦٠٢% وهي تمثل مجموع معاملي الانحدار"$\beta_{1+}\ \beta_2$".**
    - **معنوية متغير "$\Delta lnSALES_{it}$" وعدم معنوية التفاعل"$DEC_{it}*\Delta lnSALES_{it}$" في انحدار المصروفات التشغيلية للفترة الإجمالية عند مستوى معنوية ٥%؛ فقد بلغت قيمة ومعنوية الاختبار للمتغيرين على الترتيب (*T-Value= 1.4, -1.26; P-value= 0.05, 0.2*) ، ليعني ذلك عدم معنوية عدم تماثل المصروفات التشغيلية وذلك بالتطبيق على الفترة الإجمالية للبحث كما تمت الإشارة.**
  - **في ضوء النقطة السابقة، ومن خلال تطبيق نموذج (Anderson *et al.*, 2003) على الفترة الإجمالية للبحث، فإن تكلفة البضاعة المبيعة في السوق المصرية تتسم بعدم التماثل في سلوكها (اللزوجة تحديداً)، وهو ما قد يعني أن الإدارة توظف موارد جديدة عند توقعها زيادة حجم النشاط، في حين تحتفظ بموارد غير مستغلة عند انخفاض حجم النشاط، وهو ما لا ينطبق على بنود المصروفات التشغيلية؛ إلا أن الباحثَيْنِ يريان أن التسرع في الحكم على نمط سلوك التكلفة بهذا الشكل أمر يشوبه العديد من أوجه القصور، لاتسام تلك الفترة بالعديد من الخصائص السياسية والاقتصادية المتباينة والتي من المحتمل أن يكون لها انعكاسات على قرارات المديرين فيما يتعلق بالاحتفاظ أو الاستغناء عن العديد من الموارد، وبالتالي التأثير على نمط سلوك التكلفة، ليعني ذلك ضرورة إجراء التحليل هنا على فترات مختلفة، وهو ما سيوضحه البَاحِثَانِ بالتحليل والتفسير في بنود اخرى موضحة أدناه.**

- **وعلى مستوى قطاعات البحث المختلفة، كما هو موضح بجدول (١٠) المبين أدناه، فقد لاحظ البَاحِثَانِ اتسام سلوك تكلفة البضاعة المبيعة بكل قطاع بعدم التماثل، باستثناء قطاعي الكيماويات والعقارات، ويُرجع البَاحِثَانِ ذلك لطبيعة المواد الخام بهما، حيث صعوبة الاحتفاظ بالموارد غير المستغلة لفترات معينة، وصعوبة التخلص منها بشكل عاجل؛ ويعتبر قطاع المرافق الأكثر لزوجة (حيث الفرق بين مقداري الارتفاع والانخفاض ٠.٦%)، وقد يرجع ذلك لاحتواء هيكله علي أصول ثابتة كبيرة يصعب استبعادها بشكل عاجل؛ كما اتسمت المصروفات التشغيلية في ثمانية قطاعات بعدم تماثل سلوكها، لارتباطها بعملية التشغيل والعمليات الإدارية، وبالتالي سهولة الاحتفاظ بها بل واستغلالها في العديد من العمليات الأخرى؛ ويعتبر قطاع الخدمات والمنتجات الصناعية والسيارات الأكثر لزوجة هنا، بعكس قطاع الأدوية الذي اقترب سلوكها من التماثل.** [٥]

جدول (١٠) تحليل قطاعي

القطاع	COGS		OPER	
	+ Δ ١%	- Δ ١%	+ Δ ١%	- Δ ١%
الموارد الأساسية	0.93	1.1	غير معنوي	
الخدمات والمنتجات الصناعية والسيارات	0.99	0.89	1.6	0.53
الأدوية	0.63	0.93	0.38	0.37
العقارات	غير معنوي		غير معنوي	
موزعون وتجارة التجزئة	0.85	1.16	1.5	0.99
كيماويات	غير معنوي		غير معنوي	
منتجات منزلية وشخصية	0.65	1.22	0.7	0.5
الأغذية والمشروبات	0.7	0.4	0.8	0.6
التشييد والبناء	0.7	0.5	غير معنوي	
السياحة والترفيه	0.7	0.2	غير معنوي	
الاتصالات	0.8	0.41	0.8	1.7
الإعلام	0.5	1	غير معنوي	
المرافق	0.9	0.3	1.5	0.55
غاز وبترول	1.07	0.92	1.5	2.6

- **في ضوء تباين سلوك التكاليف وفقاً للتباينات الاقتصادية والسياسية، كما تم تأصيله آنفاً، فقد عمل البَاحِثَانِ على تقسيم فترات البحث إلى أربع فترات رئيسية (الأولى: فترة ما قبل الأزمة، الثانية: فترة ما بعد الأزمة، الثالثة: أثناء الأزمة المالية، والرابعة: أثناء الأزمة السياسية)، والتي من خلالها اتضح ما يلي:**
  - **في ضوء معنوية اختبار "F-Test" عند مستوى معنوية ١% للانحدارين *(COGS,OPER)* في فترتي الاستقرار (قبل الأزمة وبعدها)، حيث بلغت قيمة ودلالة الاختبار *(F-Value= 81.496, 16.4; P-Value= 0.000, 0.000 < α= 0.01)* للانحدارين في فترة ما قبل الأزمة المالية و *(F-Value= 40.819, 2.5; P-Value= 0.000, 0.008< α= 0.01)* لكلا الانحدارين في فترة ما بعد الأزمة السياسية، فقد رصد البَاحِثَانِ من نتائج اختبار "*T-Test*" ما يلي:**
    - **اتسام سلوك تكلفة البضاعة المبيعة بعدم التماثل (تحديدًا بالسلوك اللزج) في فترتي الاستقرار على حد سواء؛ فبعد التحقق من معنوية التفاعل"DECit*ΔlnSALESit" في كلتا الفترتين، حيث بلغت قيمة ودلالة الاختبار لهما على الترتيب (T-Value= -0.919, -1.3; P-Value= 0.04,0.03 < α = 0.05)؛ بالإضافة لمعنوية متغير "ΔlnSALESIt" حيث**

---

٥ ـ تم الاكتفاء بالتحليل القطاعي على مستوى فترة البحث الإجمالية، لعدم تحقق الكفاية الإحصائية على مستوى بيانات كل فترة لكل قطاع، بعكس باقي التحليل الذي يتم على المستوى الإجمالي للقطاعات لكل فترة من الفترات الموضحة في رقم (٣) في أولاً من القسم الثاني.

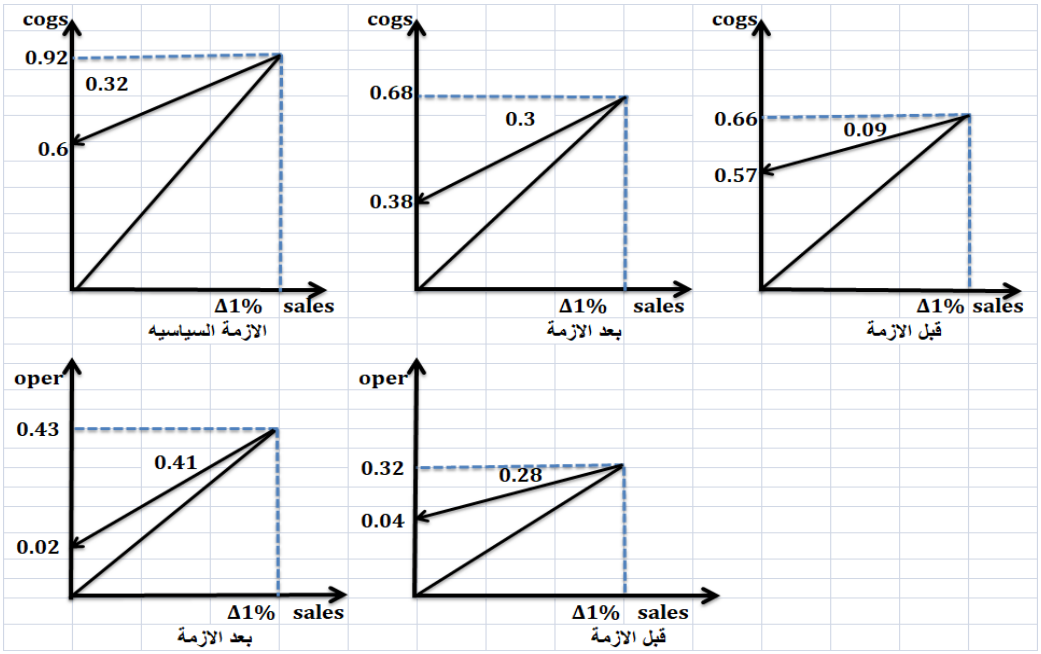
(T-Value=9.3,5.4;P-value=0.000,0.000) في الفترتين على الترتيب؛ فإنه يتم النظر لقيمة ميلي الانحدار لهما، فقد بلغت قيمة معلمة متغير "ΔlnSALESIt" تحديداً (β1) للفترتين على الترتيب (٠.٦٦، ٠.٦٨)، كما بلغت قيمة معلمة التفاعل "DECit*Δln SALESit" تحديداً (β2) للفترتين مقدار (-٠.٠٩، -٠.٣)، ليعني ذلك أنه قبل فترة الأزمة المالية ومع كل زيادة بنسبة ١% في المبيعات حدثت زيادة بمقدار ٠.٦٦% في تكلفة البضاعة المبيعة، وبمقدار ٠.٦٨% بعد فترة الأزمة السياسية، في حين انخفاضها - أي تكلفة البضاعة المبيعة - بمقداري (٠.٥٧%، ٠.٣٨%) "β1+β2" للفترتين على الترتيب.

- ضعف معنوية التفاعل "DECit*ΔlnSALESit" في انحدار المصروفات التشغيلية عند مستوى معنوية ٥%، وإنْ كان يتسم بالمعنوية عند مستوى معنوية ١٠%، حيث بلغت قيمة ومعنوية الاختبار للتفاعل المذكور في الفترتين على الترتيب (T-Value= -1.36, -1.77; P-value= 0.09, 0.07)، بالإضافة لمعنوية الاختبار لمتغير "ΔlnSALESIt" حيث (T-Value=2.8, 3.3; P-value= 0.004, 0.000) في الفترتين على الترتيب، وهو ما يمكن معه النظر لميلي الانحدار، فقد بلغت قيمة المعلمة (β1) للفترتين على الترتيب ما قيمته (٠.٣٢، ٠.٤٣) ، كما بلغت قيمة معلمة (β2) ما قيمته (-٠.٢٨، -٠.٤١)، ليعني ذلك حدوث زيادة في المصروفات التشغيلية بمقدار ٠.٣٢% مع كل زيادة ١% في المبيعات خلال فترة ما قبل الأزمة المالية، ومقدار ٠.٤٣ بعد فترة الأزمة السياسية لذات التغير في نسبة المبيعات، في حين انخفاضها بمقداري (٠.٠٤%، ٠.٠٢%) للفترتين على الترتيب عند انخفاض المبيعات بنفس نسبة ارتفاعها.
- في ضوء النقطتين السابقتين، وكما هو موضح بالرسم البياني بشكل رقم (٧)، يتضح ما يلي:
  - رغم اتسام كلتا فترتي الاستقرار بلزوجة سلوك كلا من تكلفة البضاعة المبيعة، والمصروفات التشغيلية، إلا أن نسبة اللزوجة لهما في فترة ما قبل الأزمة كانت أعلى من فترة ما بعد الأزمة؛ بمعنى آخر كان معدل الانخفاض لهما في فترة التعافي من الأزمات أعلى من قبلها، حيث كانت الفجوة بين مقدار الارتفاع والانخفاض لهما قبل الأزمة مقدار ٠.٠٩%، ٠.٢٨% في حين كانت الفجوة بمقدار ٠.٣%، ٠.٤١% بعد فترة الأزمة لكلا النوعين على الترتيب؛ وهو ما يرجعه البَاحِثَانِ إلى احتمالية استمرار حيطة الإدارة وحذرها تجاه توقعات الطلب المستقبلي، وبالتالي انخفاض حد الموارد المحتفظ بها، وهو ما ينعكس على انخفاض نسبة اللزوجة.
  - ارتفاع نسبة لزوجة تكلفة البضاعة المبيعة عن المصروفات التشغيلية، فقد كان حجم انخفاض تكلفة البضاعة المبيعة قبل الأزمة نسبة ٠.٠٩%، مقابل ٠.٢٨% للمصروفات التشغيلية، كما كان حجم الانخفاض بعد الأزمة للنوع الأول نسبة ٠.٣%، مقابل ٠.٤١% للثاني.
- في ضوء النقاط السابقة والدالة على المعنوية الإحصائية للمعامل "β2" ـ وهو معامل انحدار عدم تماثل سلوك التكلفة - في كلا الانحدارين، الأول: عند مستوى معنوية ٥%، والثاني: عند مستوى معنوية ١٠% وذلك في فترتي الاستقرار، فإنه يمكن للباحث:
  - رفض فرضية العدم "H0:β2=0"، وقبول الفرضية البديلة "H1:β2#0"، لنموذج تكلفة البضاعة المبيعة عند مستوى معنوية ٥%، ولنموذج المصروفات التشغيلية عند مستوى معنوية ١٠%.

- **قبول الفرضية البحثية الرئيسية الأولى والقائلة بـ "اتسام سلوك التكاليف في البيئة المصرية بعدم التماثل في الفترات العادية" وهو ما يستتبعه قبول الفرضيتين الفرعيتين (ف١/١، ف١/٢) والقائِلَتَيْنِ "باتسام تكلفة البضاعة المبيعة، والمصروفات التشغيلية بعدم التماثل في البيئة المصرية في الفترات العادية ".**
  - **بالنسبة لفترتي الأزمتين (المالية والسياسية)، وفي ضوء معنوية "*F-Test*" للانحدارين *(COGS,OPER)* في كلتا الفترتين، حيث *(F-Value= 139.9, 2.3; P-value= 0.000, 0.014 <α = 0.01)* وذلك لفترة الأزمة المالية و *(F-Value= 113.6, 2.25; P-value= 0.000, 0.018 <α = 0.01)* لفترة الأزمة السياسية، يتضح من نتائج "*T-Test*" ما يلي:**
- **عدم معنوية التفاعل"DECit*∆ln SALESit" لنموذج تكلفة البضاعة المبيعة في فترة الأزمة المالية، في حين اتسم ذات التفاعل بالمعنوية في فترة الأزمة السياسية، حيث بلغت قيمة ومعنوية الاختبار له في فترة الأزمتين على الترتيب (T-Value= - 0.74, -2.25; P-value= 0.45,0.02)، بالإضافة لمعنوية متغير "∆lnSALESIt" حيث (T-Value=5.7,12.7; P-value=0.000,0.000) في الفترتين على الترتيب؛ وهو ما يعني عدم تحقق فرضية عدم تماثل سلوك تكلفة البضاعة المبيعة في فترة الأزمة المالية، ليختلف ذلك عن سلوكها في كل فترات البحث الأخرى المختلفة، وعودة اتسام سلوك تكلفة البضاعة المبيعة باللزوجة في فترة الأزمة السياسية، وهنا تجدر الإشارة إلى ما يلي:**
  - **بالنظر لقيمة ميلي الانحدار (β2،β1) ـ لطالما كانت نتيجة "T-Test" معنوية لمتغيريهما ـ في فترة الأزمة السياسية، اتضح أن قيمة المعلمة (β1) تبلغ ٠.٩٢%، وقيمة المعلمة (β2) مقدار - ٠.٣٢%، وهو ما يعني أنه مع ارتفاع المبيعات بنسبة ١% زادت تكلفة البضاعة المبيعة بنسبة ٠.٩٢%، في حين انخفضت بنسبة ٠.٦% (β1+β2) حال انخفاض المبيعات بنفس نسبة ارتفاعها.**
  - **رغم تشابه فترة الأزمة السياسية مع فترتي الاستقرار من حيث معنوية التفاعل "DECit*∆ln SALESit"، والتي من خلالها استنتج البَاحِثَانِ اتسام سلوك تكلفة البضاعة المبيعة باللزوجة في هذه الفترات الثلاث (فترتي الاستقرار وفترة الأزمة السياسية)، إلا أن الباحثيْنِ لاحظا انخفاض في نسبة اللزوجة في فترة الأزمة السياسية عن فترتي الاستقرار، (انظر التمثيل البياني بشكل رقم ٧) حيث كانت نسبة الانخفاض في التكلفة في فترة الأزمة السياسية مقدار ٠.٣٢، وهي تمثل زيادة في نسبة الانخفاض مقارنة بالفترتين الآخرتين، كنتيجة لحذر الإدارة من الطلب المستقبلي وبالتالي زيادة معدلات التخلص من الموارد غير المستغلة.**
- **عدم معنوية التفاعل"DECit*∆lnSALESit" لنموذج المصروفات التشغيلية في فترتي الأزمتين، حيث بلغت قيمة ومعنوية الاختبار للمتغير في الفترتين على الترتيب (T-Value= -0.68, 0.92; P-value= 0.4,0.3)، وهو ما يعني عدم تحقق فرضية عدم تماثل سلوك المصروفات التشغيلية في فترة الأزمة المالية والسياسية على حد سواء.**
- **في ضوء النقاط السابقة والدالة على عدم معنوية السلوك غير المتماثل لتكلفة البضاعة المبيعة في فترة الأزمة المالية عند جميع مستويات المعنوية، وعودة سلوكها للزوجة تارة أخرى في فترة الأزمة السياسية، ولكن بمقدار أقل من فترتي الاستقرار (كما هو موضح بأشكال رقم ٧)، وكذلك عدم معنوية السلوك غير المتماثل للمصروفات التشغيلية في كلتا**

فترتي الأزمتين مقارنةً بفترتي الاستقرار، فإن الأمر يعني اختلاف نمط سلوك التكلفة في فترتي الأزمة عن فترتي الاستقرار، وبالتالي يمكن للباحث:

- قبول فرضية العدم الإحصائية "H0:β2=0"، ورفض الفرضية البديلة "H1: β2#0" لكلا النموذجين عند مستوى معنوية ٥%.
- قبول الفرضية البحثية الرئيسية الثانية والقائلة بـ "اختلاف نمط سلوك التكاليف في البيئة المصرية في أوقات الأزمات عن غيرها من الأوقات" وهو ما يستتبعه قبول الفرضيتين الفرعيتين (ف٢/١، ف٢/٢) والقائِلَتَيْنِ "باختلاف نمط سلوك تكلفة البضاعة المبيعة، والمصروفات التشغيلية في أوقات الأزمات عن غيرها من الأوقات في البيئة المصرية".

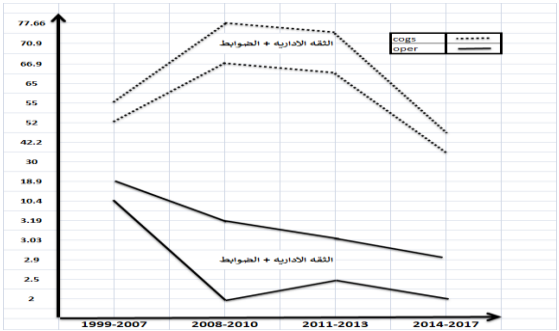


شكل (٧) تمثيل بياني لمعدلات انخفاض التكلفة

ثانياً: مناقشة جودة توفيق انحداري البحث في الفترات المختلفة:

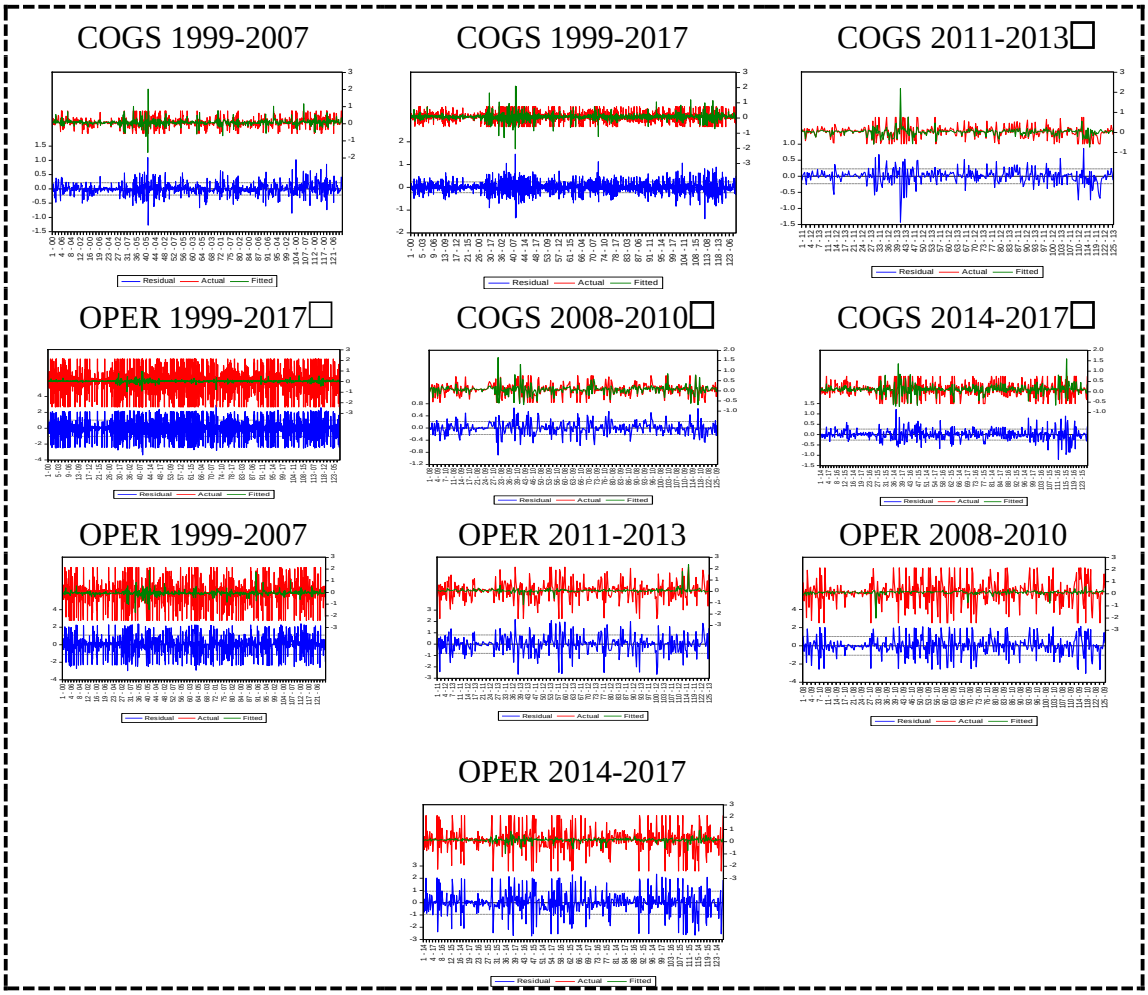
في ضوء تطبيق نموذج (Anderson *et al.*, 2003) - المَعْنِي بالتعرف على نمط سلوك التكاليف– في السوق المصرية من خلال طريقة "Enter"، وكما هو موضح بتحليل التباين (ANOVA) والمعروض بجدول (٩)، تبين ما يلي:

- مَقْدِرَة المتغيرات المفسرة للبحث في تفسير التباينات في تكلفة البضاعة المبيعة بشكل أكثر من تفسيرها للتباينات في النوع الآخر، كما هو مبين بالرسم البياني بشكل (٨)، حيث:
  - فسَّر متغيرا النموذج (تحديداً: "$\Delta lnSALES_{it}$; DEC_{it}*$\Delta lnSALES_{it}$") حسبما أشار النموذج المذكور) ٥٥% من التباين في تكلفة البضاعة المبيعة، و ١٠% فحسب من التباين في المصروفات التشغيلية (R^2= 0.55, 0.10) وذلك في الفترة الإجمالية للبحث؛ وعند تطبيق النموذج على فترات البحث المختلفة، اتضح أيضًا استمرار ارتفاع المَقْدِرَة التفسيرية (R^2) لنموذج تكلفة البضاعة المبيعة عن الأخر، فقد فسَّر النموذج حوالي (٥٢%، ٣٠%) من التباينات في تكلفة البضاعة المبيعة لفترتي الاستقرار على الترتيب، مقابل (١٠.٤%، ٢%) للنوع الآخر في ذات الفترتين؛ كما استطاع النموذج أيضًا تفسير حوالي (٦٦.٩%، ٦٥%) من التباينات في تكلفة البضاعة المبيعة لفترتي الأزمتين على الترتيب، مقابل (٢%، ٢.٥%) فحسب للنموذج الآخر لذات الفترتين.
  - عند إضافة متغير الثقة الإدارية الزائدة "$OVERCON_{it}$" - وهو المتغير المَعْنِي به البَاحِثَانِ لدراسة أثره على نمط سلوك التكاليف في البحث الحالي -، والمتغيرات الضابطة، مع إدراج متغير الزمن - لطالما اتضحت معنوية إضافته وفقًا لـ *F-test* -، لوحظ ارتفاع مقياس الـ "R^2" لنموذج تكلفة البضاعة المبيعة بمقدار ٢.٥% لتصل إلى ٥٧.٥%، وبمقدار ١% فحسب لنموذج المصروفات التشغيلية لتصل إلى ١١%، وذلك بالتطبيق على الفترة الإجمالية للبحث؛ وبالنظر إلى التغير في الـ "R^2" لفترات البحث المختلفة، فقد لوحظ أيضًا تحسن في نموذج تكلفة البضاعة المبيعة عن الآخر في فترتي الاستقرار، لتسجل الـ "R^2" نسبتي (٥٥%، ٤٢.٢%) للنموذج الأول في كلتا الفترتين، مقابل (١٨.٨%، ٢.٧%) للآخر في ذات الفترتين على الترتيب؛ كما لوحظ ايضًا استمرار تحسن ذات النموذج في فترتي الأزمتين مقارنةً بغيرها من الفترات، فقد سَجَّلَ النموذج مَقْدِرَة تفسيرية بمقدار ٧٧.٦% (مقابل ٣.١٩% فحسب للنموذج الآخر) اثناء الأزمة المالية، و ٧٣.٧%(مقابل ٣.٠٤ فحسب للآخر) في فترة الأزمة السياسية؛ ليَدُلُ ذلك على أنه باستخدام مقياس الـ "R^2" فإن الثقة الإدارية الزائدة ساهمت في زيادة جودة توفيق كلا النموذجين، وسيوضح البَاحِثَانِ في ثالثًا مدى دلالة الزيادة إحصائيًا من عدمه.



شكل (٨) تغيرات معامل التحديد في الفترات المختلفة

- **في ضوء الأشكال الموضحة أدناه (أشكال رقم ٩) والتي توضح توزيع القيم الفعلية والتقديرية لانحداري البحث في الفترات المختلفة، يتضح التقارب بين توزيعهما (أي القيم المُقَدَّرَة من القيم المُشَاهَدَة)، حيث وقوعهما داخل المدى المطلوب (٣ :-٣) لجميع فترات البحث؛ وكما هو موضح بجدول (٩) يتضح أيضًا صغر قيم الخطأ المعياري للتقدير Standard Error of Estimate، وبالتالي جودة تمثيل خطوط الانحدار لنقاط شكل الانتشار؛ وبالتالي المساهمة في جودة توفيق نموذجي البحث للفترات المختلفة، ومن ثم سلامة النتائج ودقة الاستنتاجات المبنية عليها.**



شكل (٩) القيم المقدرة والقيم المُشَاهَدَة

المصدر: نتائج برنامج التحليل الإحصائي E–VIEWS V. 9

ثالثا: مناقشة إحصائية لتأثير الثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك التكاليف:

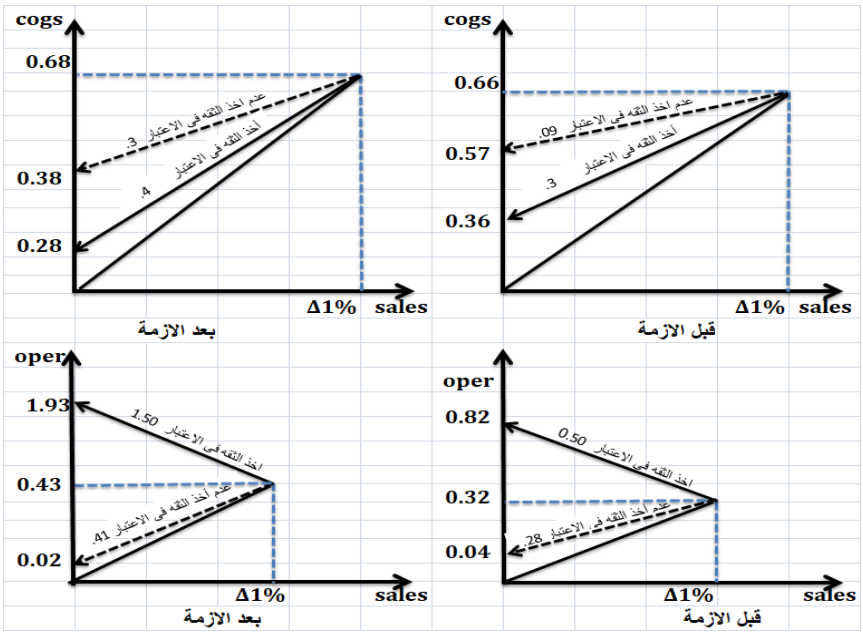
يناقش البَاحِثَانِ إحصائيًا في هذا الجزء مدى تأثر ـ إمبريقيًا طبعًا ـ سلوك التكاليف في شركات سوق الأوراق المالية المصرية بالثقة الإدارية الزائدة، وبالتالي مدى قبول أو رفض الفرضيات البحثية الأخرى (تحديدًا: ف٣/١، ف٣/٢)؛ وبالنظر للنتائج المعروضة في جدول (٩) يتضح ما يلي:

- **عدم معنوية التفاعل "DEC_{it}*$SALES_{it}$*$OVERCON_{it}$" ـ وهو التفاعل المعني بتوضيح تأثير الثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك التكاليف ـ لنموذجي البحث خلال الفترة الإجمالية، حيث (*T-Value=- 0.43; -0.64; P-Value= 0.67, 0.5*)، وهو أمر إذا ما تم التسليم به فإنه يعني عدم معنوية تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك التكاليف في البيئة المصرية؛ وبالنظر لمعنوية ذات التفاعل في فترات البحث**

المختلفة، فقد لوحظ تباين تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك التكاليف بتباين الفترات المختلفة، وهو ما سيتم توضيحه في باقي النقاط هذا الجزء.

- معنوية التفاعل "$DEC_{it}*SALES_{it}*OVERCON_{it}$"، لنموذجي البحث في فترتي الاستقرار، فقد بلغت قيمة ومعنوية الاختبار في نموذج تكلفة البضاعة المبيعة في الفترتين على الترتيب - *(T-Value= 0.43;- 0.18; P-Value= 0.03, 0.05)*، وللمصروفات التشغيلية *(T-Value= 0.3, 1.07; P-Value= 0.04, 0.01)* لذات لفترتين على الترتيب، وهو ما يعني معنوية تأثير الثقة الإدارية الزائدة على عدم تماثل سلوك التكاليف في فترتي الاستقرار.
- في ضوء النقطة السابقة، توضح مُيُولِ الانحدار- كما هو موضح بالتمثيل البياني بشكل رقم (١٠)- مساهمة الثقة الإدارية الزائدة بشكل إيجابي على زيادة نسبة عدم تماثل سلوك كلا من تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية في كلتا فترتي الاستقرار على حد سواء، حيث:
  - في فترة ما قبل الأزمة المالية، بلغت قيمة معلمة الانحدار الخاصة بتأثير الثقة الزائدة على سلوك التكاليف (تحديداً β_4 وهي بالأحرى معلمة التفاعل $DEC_{it}*SALES_{it}*OVERCON_{it}$) ما يعادل (-٠.٣، -٠.٥)، في كلا النموذجين على الترتيب؛ وهو ما يعني إحصائيًا معنوية تأثير الثقة الإدارية الزائدة بشكل إيجابي على عدم تماثل سلوك كلا النوعين (تحديدًا زيادة لزوجة النوع الأول، واتسام النوع الثاني بالانزلاق)؛ ففي حالة الثقة الإدارية الزائدة، ومع انخفاض المبيعات بنسبة ١% انخفضت تكلفة البضاعة المبيعة بنسبة ٠.٣٦% "$\beta_1+\beta_4$"، والمصروفات التشغيلية بنسبة ٠.٨٢% (في حين كانت نسبة الانخفاض لهما في حالة عدم أخذ الثقة الزائدة في الاعتبار ٠.٥٧%، للأول، ٠.٠٤% للثاني كما هو موضح في التفسير السابق في أولاً)، بينما كانت نسبة زيادتهما ٠.٦٦% للأول، ٠.٣٢% للثاني مع زيادة المبيعات ١% كما تم شرحه آنفاً.
  - بعد التعافي من فترتي الأزمتين، بلغت قيمة المعامل المذكور *(β_4)* ما يعادل (-٠.٤%، ١.٥%) للنموذجين على الترتيب، وهو ما يعني أيضًا مساهمة الثقة الإدارية الزائدة في زيادة لزوجة سلوك النوع الأول، وانزلاق سلوك النوع الثاني؛ ففي حالة الثقة الزائدة ومع انخفاض المبيعات بنسبة ١% انخفضا كلا النوعين بنسبة (٠.٢٨%، ١.٩٣%) على الترتيب (مقارنةً بنسبتي انخفاض ٠.٣٨%، ٠.٠٢% على الترتيب في حالة عدم أخذ الثقة الزائدة في الاعتبار)، بينما كانت نسبتي زيادتهما ٠.٦٨% ، ٠.٤٣% على الترتيب مع زيادة المبيعات بنسبة ١% كما تم شرحه آنفاً.
  - في ضوء النقطتين السابقتين يستخلص البَاحِثَانِ تجانس تأثير الثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك التكاليف قبل الأزمة المالية مع تأثيرها بعد الأزمة السياسية، فمع الثقة الإدارية الزائدة زادت درجة عدم تماثل سلوك كلا النوعين محل البحث؛ حيث كان معدل انخفاض تكلفة البضاعة المبيعة المصاحب لانخفاض المبيعات أقل من معدل زيادتها المصاحب لزيادة المبيعات بنفس نسبة انخفاضها، بل وأقل من معدل انخفاضها حال عدم أخذ الثقة الزائدة في الاعتبار؛ في حين كان معدل انخفاض المصروفات التشغيلية مع انخفاض المبيعات أعلى من معدل زيادتها مع زيادة المبيعات بنفس نسبة انخفاضها.

- عدم معنوية التفاعل المذكور "$DEC_{it}*SALES_{it}*OVERCON_{it}$" لكلا النموذجين في فترتي الأزمتين على حد سواء، فقد بلغت قيمة ومعنوية التفاعل للنموذج الأول في الفترتين على الترتيب (*T-Value= -3.6, 0.48; P-Value= 0.54, 0.1*)، وللنموذج الثاني (*T-Value= -0.6; -1.39; P-Value= 0.54, 0.1*) لذات لفترتين على الترتيب، ليعني ذلك عدم معنوية تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك التكاليف في فترات الأزمات.
- في ضوء النقاط السابقة والدالة على عدم معنوية المعامل "β_4" لكلا نموذجي البحث في فترتي الأزمتين عند جميع مستويات المعنوية، مقارنةً بمعنوية ذات المعامل في فترتي الاستقرار، فإن الأمر يعني اختلاف نمط سلوك التكلفة في فترات الأزمات عن غيرها من الفترات، وبالتالي يمكن للباحث الاستنتاج بما يلي:
  - رفض فرضية العدم "$H_0: \beta_4=0$"، وقبول الفرضية البديلة "$H_1: \beta_4 \neq 0$" بالنسبة لنموذجي البحث وذلك في فترات الاستقرار.
  - قبول فرضية العدم "$H_0: \beta_4=0$"، ورفض الفرضية البديلة "$H_1: \beta_4 \neq 0$" بالنسبة للنموذجين في فترات الأزمات.
  - قبول الفرضية البحثية الرئيسية الثالثة بشكل جزئي؛ حيث إذا ـ وفقط إذا ـ اتسمت الفترة بالاستقرار العام، فإنه تُقْبل الفرضية القائلة "من المتوقع وجود تأثير للثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك التكاليف في سوق الأوراق المالية المصرية"، وهو ما يستتبعه قبول الفرضيتين الفرعيتين (ف٣/١، ف٣/٢)، في فترات الاستقرار؛ بينما تُرفض ذات الفرضية الرئيسية بفرعيتيها في فترة الأزمات ـ المالية والسياسية ـ على حد سواء.



شكل (١٠) تمثيل بياني لمعدلات انخفاض سلوك التكلفة في ظل الثقة الزائدة

في ضوء النتائج الإحصائية السابقة يتسنى للباحث مناقشة مضامينها كما هو موضح في النقطة التالية.

مضامين النتائج

يجمل الباحثان المناقشة الإحصائية للنتائج السابقة في الجدول التالي:

جدول (١٠) ملخص نتائج البحث

النموذجان / الفترات	COGS			OPER		
	+ Δ ١%	- Δ ١%		+ Δ ١%	- Δ ١%	
		بدون الثقة الزائدة	مع الثقة الزائدة		بدون الثقة الزائدة	مع الثقة الزائدة
الفترة الإجمالية	0.75%	0.602%	عدم معنوية	0.32%	0.04%	0.82
قبل الأزمة	0.66%	0.57%	0.36	0.43%	0.02%	1.93
بعد الأزمة	0.68%	0.38%	0.28	عدم معنوية		
الأزمة المالية	عدم معنوية			عدم معنوية		
الأزمة السياسية	0.92%	0.6%	عدم معنوية	عدم معنوية		

- **تفسير نمط سلوك التكلفة في فترات متباينة:**

في ضوء النتائج الإحصائية السابق مناقشتها، وباستخدام نموذج (Anderson *et al.*, 2003) والمعني بدراسة مدى تماثل سلوك التكاليف من عدمه، وبالاعتماد على الفترة ١٩٩٩-٢٠١٧، توصل البَاحِثَانِ إلى معنوية التفاعل "$DEC_{it}*\Delta lnSALES_{it}$" - وهو بالأحرى التفاعل المعني بنمط سلوك التكلفة - في نموذج تكلفة البضاعة المبيعة، وعدم معنويته في نموذج المصروفات التشغيلية، ليعني ذلك عدم تماثل سلوك تكلفة البضاعة المبيعة؛ حيث زادت بنسبة ٠.٧٥% لكل زيادة ١% في المبيعات، وانخفضت بنسبة ٠.٦٠٢% لكل انخفاض مماثل لزيادة المبيعات، وهو ما يتفق إجمالاً مع البعض، مثل (Subramaniam and Watson, 2016; Pervan and Pervan, 2012; Uy, 2011; Porporato and Werbin, 2010; Kuo, 2007; Calleja *et al.*, 2006).

وعلى الفترة الإجمالية للبحث، أُجْرِيَ التحليل على المستوى القطاعي، حيث اتسمت قطاعات البحث بعدم تماثل سلوك تكلفة البضاعة المبيعة، باستثناء قطاعي الكيماويات والعقارات، وهو ما أرجعه البَاحِثَانِ لطبيعة المواد الخام بكل منهما، حيث صعوبة الاحتفاظ بالجزء غير المستغل لفترات معينة، بل وصعوبة استبعادها بشكل عاجل؛ كما سَجَّل قطاع المرافق لزوجة أعلى في تكلفة البضاعة المبيعة، وهو ما قد يرجع لضخامة الأصول الثابتة بهيكله، وصعوبة تعديلها بشكل عاجل، إلا بدراسة أبعاد أخري كطبيعة السوق؛ كما سَجَّل قطاع الخدمات والمنتجات الصناعية والسيارات نسبة لزوجة أعلى في المصروفات التشغيلية، وقد يرجع ذلك إلى ارتباط تلك المصروفات بعملية التشغيل والعمليات الإدارية، وبالتالي زيادة احتياج الإدارة للاحتفاظ بها.

ونظرًا لاستناد سلوك التكلفة على العديد من القرارات الإدارية، والتي تتباين وفقًا لتباين العديد من الظروف السياسية والاقتصادية، فقد تم دراسة مدى تماثل سلوك التكاليف في فترات أربع (أولها: ما قبل الأزمة، ثانيها: بعد الأزمة، ثالثها: أثناء الأزمة المالية، ورابعها: أثناء الأزمة السياسية)؛ وفي ضوء هذا التقسيم اتسم التفاعل محل الاهتمام "$DEC_{it}*\Delta lnSALES_{it}$" بالمعنوية في نموذجي البحث خلال فترتي الاستقرار، وهو ما يعني اتسام سلوك كلا النوعين (تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية) بعدم التماثل؛ ففي فترة ما قبل الأزمة المالية حدثت زيادة بنسبة (٠.٦٦% للنوع الأول، ٠.٣٢% للنوع الثاني) عند زيادة المبيعات بنسبة ١%، والتي لم تلبث أن تنخفض بنفس النسبة حتى انخفضا كلا النوعين بنسبة (٠.٥٧%، للأول، ٠.٠٤% للثاني)؛ وفي نفس الاتجاه كانت فترة التعافي من الأزمتين، حيث الزيادة بنسبتي (٠.٦٨% ، ٠.٤٣%) لهما على الترتيب مع كل زيادة ١% في المبيعات، في حين الانخفاض بنسبتي (٠.٣٨% ، ٠.٠٢%) على الترتيب مع انخفاض المبيعات بنفس نسبة زيادتها، ليعني ذلك اتسام كلا النوعين باللزوجة تحديدًا في فترتي الاستقرار.

وعلى النقيض مما سبق، فقد أوضحت نتائج البحث تباين نمط سلوك التكلفة في فترات الأزمات عن غيرها من الفترات، ليتفق ذلك مع اتجاه مع نتائج العديد من الدراسات مثل (Trinh, 2018; Banker *et al*., 2013; Zuijlen, 2012; Ukcu and Ozkaya, 2011)؛ فقد لاحظ البَاحِثَانِ أنه خلال فترة الأزمة المالية اتسمت معنوية التفاعل المذكور ـ المعني بمعرفة سلوك التكاليف ـ بالضعف في كلا النموذجين ـ بخلاف فترتي الاستقرار كما تم استنتاجه آنفًا ـ، وفي حين اتسم ذات التفاعل بالمعنوية في نموذج تكلفة البضاعة المبيعة في فترة الأزمة السياسية (ليصبح السلوك لزجًا)، وهو ما يعني تشابه ذلك مع فترتي الاستقرار، إلا أن الباحثَيْنِ لاحظا انخفاض في نسبة اللزوجة مقارنةً بنسبتي فترتي الاستقرار (راجع التفسير الإحصائي في أولاً مع التمثيل البياني بشكل رقم٧)، بالإضافة لعدم تحقق المعنوية للتفاعل في نموذج المصروفات التشغيلية في فترتي الأزمتين؛ ليعني ذلك تباين نتائج فترات الأزمات مقارنةً بنتائج فترتي الاستقرار، ومن ثم تأثر قرارات المديرين الخاصة بتعديل الموارد مع تغير حجم النشاط بالأزمات المالية والسياسية، وبالتالي تأثير الاستقرار العام بشكل كبير على سلوك التكاليف.

في ضوء ما سبق، وعلى النقيض من فترات الأزمات، فإن سلوك التكلفة في البيئة المصرية يتسم بعدم التماثل في فترات الاستقرار العام، ليعني ذلك ما يلي:

- **عند مقايضة المديرين ما بين قراري الاحتفاظ و التعديل بشأن العديد من الموارد ـ غير المستغلة طبعًا ـ خلال أوقات الاستقرار ـ سياسيًا كان أو اقتصاديًا ـ فإنه يكون لديهم حالة من التفاؤل بشأن الأوضاع المستقبلية للسوق، وبالتالي توقع زيادة مستويات الطلب، لينعكس ذلك على زيادة أحجام الإنتاج، وهو أمر يستدعي زيادة حجم الموارد، مع التباطؤ في اتخاذ القرار بشأن تعديل تلك الموارد إذا ما انخفضت المبيعات، وهو ما يسبب المزيد من عدم التماثل في سلوك التكاليف.**
- **توقف حجم الانخفاض في التكاليف المصاحب لانخفاض المبيعات (مقارنةً بحجم الارتفاع المصاحب لزيادتها) ـ ومن ثم تحديد عدم التماثل من النوع اللزج أو المنزلق ـ على مستوى الطاقة العاطلة، والتي إذا ما زادت بشكل ملحوظ فإنها تدفع الإدارة لاستبعادها بشكل واضح، وبالتالي عدم التماثل من النوع المنزلق؛ في حين قد يؤدي انخفاض مستواها إلى عدم تماثل من النوع الآخر.**
- **في أوقات الأزمات قد يحدث أحد أمرين ـ أو كليهما ـ أولهما: حالة من التشاؤم الإداري بشأن الآفاق المستقبلية، وبالتالي التباطؤ في توظيف موارد جديدة عند زيادة حجم النشاط، مع تراجعها عند انخفاض الطلب، مما قد يُخفض من نسب لزوجة التكاليف أو انزلاقها أو حتى تماثل سلوكها ـ طبعًا حسب مستوى الطاقة العاطلة ـ؛ ثانيهما: قد تحاول الإدارة الحفاظ على وضع العديد من المؤشرات المالية من خلال التخلص من العديد من الموارد ذات التكاليف المرتفعة.**
- **في أعقاب تعافي الاقتصاد من فترات الأزمات، وبالتالي احتمالية زيادة الطلب، فإنه يتم استعاضة التكاليف مرة أخرى بعد انخفاضها، وبالتالي العودة مرة أخرى لعدم تماثل سلوك التكاليف، وهو ما تحقق بالفعل في نتائج البحث الحالي، ليتفق هذا مع اتجاه العديد من الأدبيات المحاسبية، على سبيل المثال: (Trinh, 2018; Zanella *et al*., 2015; Dalla Via and Perego, 2014).**

- **تفسير الثقة الإدارية الزائدة وعدم تماثل سلوك التكاليف:**

حيث في ضوء الأدوار المختلفة للمديرين التنفيذيين في صياغة وتنفيذ العديد من السياسات والخيارات الاستراتيجية، فقد قدم البحث الحالي متغير الثقة الإدارية الزائدة كأحد العوامل الهامة التي يمكن أن تساهم في تفسير تباين نمط سلوك التكاليف؛ فمن خلال الاختبارات الإحصائية على الفترة الإجمالية للبحث، تَبَيَّن عدم معنوية التفاعل "DEC_{it}*$\Delta lnSALES_{it}$*$OVERCON_{it}$" لنموذجي البحث؛ وبالنظر لفترات البحث المختلفة تَبَيَّن معنوية ذات التفاعل في فترتي الاستقرار لكلا النموذجين؛ حيث بلغت معنوية التفاعل للنموذج الأول في الفترتين على الترتيب *(P-Value = 0.03, 0.05)*، وللنموذج الثاني في ذات الفترتين *(P-Value = 0.04, 0.01)*؛ وهو ما يعني دلالة تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية خلال فترات الاستقرار؛ لتتفق نتائج تلك الفترة مع نتائج البعض مثل (Mahali and Zahedi, 2017;Mohammadreza and Marzieh, 2016; Qiao-ming *et al.*, 2016; Qin *et al.*, 2015; Chen *et al.*, 2013).

ففي ظل أخذ الثقة الإدارية الزائدة في الاعتبار، ومع انخفاض المبيعات بنسبة ١%، سَجَّلَتَا تكلفة البضاعة المبيعة والمصروفات التشغيلية انخفاضًا بنسبتي (٠.٣٦% للأولى، ٠.٨٢% للثانية) لفترة ما قبل الأزمة المالية، وانخفاضًا بنسبتي (٠.٢٨%، ٠.١.٩٣%) لفترة ما بعد الأزمة السياسية؛ بينما سجل النوعان ـ في حالة تجاهل الثقة الإدارية الزائدة ـ نسبتي انخفاض (٠.٥٧%، ٠.٠٤%) لما قبل الأزمة، ونسبتي انخفاض (٠.٣٨%، ٠.٠٢%) لما بعد الأزمة، في حين كانتا نسبتي زيادتهما المصاحبتين لزيادة المبيعات بنفس نسبة انخفاضها (٠.٦٦%، ٠.٣٢%) قبل الأزمة، ونسبتي (٠.٦٨%، ٠.٤٣%) بعد الأزمة (راجع التمثيل البياني بالشكل رقم ١٠)؛ ليعني ذلك في نهاية الأمر زيادة درجة عدم تماثل سلوك التكلفة إذا ما تم أخذ الثقة الزائدة في الاعتبار، فقد كان معدل انخفاض تكلفة البضاعة المبيعة (والمصروفات التشغيلية) المصاحب لانخفاض المبيعات هنا أقل (أعلى للمصروفات التشغيلية) من معدل الانخفاض إذا ما تم تجاهل الثقة الإدارية الزائدة، وذلك مقارنةً بمعدل زيادتهما المصاحبتين لزيادة المبيعات بنفس نسبة انخفاضها، ليعني ذلك زيادة نسبة اللزوجة للأولى، واتسام الثانية بالانزلاق، وهو ما قد يرجع لمستوى الطاقة العاطلة لهما كما تمت الإشارة آنفًا.

وعلى النقيض من ذلك فقد تحققت عدم المعنوية لذات التفاعل لكلا النموذجين في فترتي الأزمتين (المالية والسياسية على حد سواء)، حيث كانت دلالة الاختبار في نموذج تكلفة البضاعة المبيعة *(P-Value = 0.54, 0.1)*، ولنموذج المصروفات التشغيلية *(P-Value = 0.1, 0.6)* للفترتين على الترتيب، ليعني ذلك تباين تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سلوك التكلفة في البيئة المصرية في فترات الأزمات مقارنةً بغيرها من الفترات، وأن هذا التأثير في فترات الأزمات قد يتوقف على متغيرات أخرى؛ وهو ما قَبِلَ معه البَاحِثَانِ الفرضية الرئيسية الثالثة (ف٣) بفرعيتهما (ف٣/١،ف٣/٢) في فترات الاستقرار والقائلتيْنِ "بوجود تأثير للثقة الإدارية الزائدة على نمط سلوك كلا النوعين في سوق الأوراق المالية المصرية"، مع رفضهما في أوقات الأزمات، ليعني ذلك:

- **الثقة الإدارية المرتفعة توحي لذويها بإمكانية استعادة المبيعات تارة أخرى ـ إذا ما انخفضت ـ، بما يضمن جودة استغلال الموارد بجودة عالية، وهو ما ينعكس على عدم تناسب التكاليف بشكل تام مع الأنشطة العامة؛ فالإدارة ـ ذات الثقة الزائدة ـ قد توظف موارد جديدة لمواجهة زيادة الطلب المتوقعة،**

في حين عدم الاستغناء عنها بشكل عاجل إذا ما حدث انخفاض مماثل للزيادة في حجم الطلب؛ وقد تؤدي إلى العكس حسبما يتاح من مستوى الطاقة العاطلة، وهو ما يعني:

- **شعور المديرين التنفيذيين ذوي الثقة الزائدة بقدرات فائقة ـ حتى ولو لم تتوافر ـ في صنع القرار، مما يساهم في التأكيد على أحكامهم الشخصية في اتخاذ القرارات.**
- **ميل المديرين التنفيذيين ذوي الثقة الزائدة إلى الحد من شأن المخاطر ومن التقدير السيء لنتائج أعمالهم وأداء شركاتهم.**

- **تعتبر الثقة الإدارية الزائدة كأحد سمات المديرين التنفيذيين مُحدِدًا رئيسيًا لنمط سلوك التكاليف في البيئة المصرية، فهي تساعد على زيادة عدم تماثلها في أوقات الاستقرار العام بخلاف أوقات الأزمات؛ وهو ما يوصي معه البَاحِثَانِ الأدبيات المهتمة بمجال دراسة سلوك التكاليف بعدم تجاهل الثقة الإدارية الزائدة كأحد المتغيرات الهامة في النموذج.**

- **أزمة كورونا (*COVID-19*) والتنبؤ بنمط سلوك التكاليف في ضوء نتائج البحث الحالي:**

في ضوء ما يعانيه العالم من أزمة كورونا المستحدثة *(COVID-19)*، وما قد يترتب عليها من انعكاسات ـ قد تكون ذات دلالة ـ على الطلب المستقبلي، وتقلبات الأسواق، بل وانعكاساتها ـ المحتملة طبعًا ـ على العديد من القرارات الإدارية وخطط الانتاج، وعلى سعي بعض المؤسسات لإنهاء بعض التعاقدات خوفًا من مُسَبِبَات المرض من ناحية، بل ورغبةً منها في إعادة هيكلة أنظمتها لجعلها أكثر مرونة استجابةً للمتغيرات المستحدثة من ناحية أخرى، وما قد يترتب على ذلك من تكاليف تعديل عديدة كمكافآت نهاية الخدمة للعاملين إذا ما تم استبعادهم؛ فإن الباحثَيْنِ يتوقعا التأثير المعنوي لهذه الأزمة على أنماط سلوك التكلفة في السوق المصرية.

وفي ضوء تباين نتائج فترتي الأزمتين (المالية والسياسية على حد سواء) مقارنةً بنتائج فترتي الاستقرار حسبما توصل إليه البحث الحالي (انظر إلى التمثيلين البيانيين رقمي ١٠،٧)، تصبح قضيتي "تناقص معدلات لزوجة التكاليف ـ لا سيما تكاليف العمالة ـ في فترة أزمة كورونا مقارنة بغيرها من الفترات" و "تناقص معدلات لزوجة تكاليف العمالة في فترة أزمة كورونا للشركات التي يزيد فيها استخدام التعاقدات محددة المدة مقارنة بغيرها من الشركات" فرضيتان يوصي البَاحِثَانِ بإخضاعهما للاختبار الإمبريقي، امتدادًا لفكرة البحث الحالي، بل وتأكيدًا لمدى صدق نتائجه، ليعني ذلك احتمالية:

- **تَأَثُر قرارات المديرين المتعلقة "بالاحتفاظ أو التعديل" للموارد غير المستغلة مع تباين حجم النشاط بأزمة كورونا؛ كنتيجة لحذر الإدارة المحتمل من الطلب المستقبلي، وبالتالي زيادة معدلات التخلص من تلك الموارد، ومن ثم التنبؤ بانخفاض معدلات اللزوجة.**
- **انخفاض معدلات لزوجة تكاليف العمالة في الشركات التي يزيد فيها استخدام التعاقدات محددة المدة بشكل أكثر من غيرها في فترة تلك الأزمة، لزيادة استيعاب شركاتها تقلبات العمالة، وانخفاض تكاليف التعديل لها، لتصبح أنظمة التعيينات والمكافآت في الشركات أحد المتغيرات المُنَظِمَة الهامة في هذا الشأن.**

و يمكن الإشارة لبعض الأفكار لدراسات مستقبلية كما يلى:

- **تأثير أزمة كورونا *(COVID-19)* على أنماط سلوك التكلفة.**
- **تأثير حوافز إدارة الربح على أنماط سلوك التكلفة.**
- **تأثير تغطية المحللين الماليين على أنماط سلوك التكلفة.**
- **تأثير التباين المعلوماتي على أنماط سلوك التكلفة.**
- **تأثير عدم تماثل سلوك التكلفة على مخاطر انهيار أسعار الأسهم.**
- **تأثير الثقة الإدارية الزائدة على سياسة توزيعات الأرباح.**
- **تأثير الثقة الإدارية الزائدة على تنبؤات المحللين الماليين.**
- **تأثير الثقة الإدارية الزائدة على تصميم عقود المديونية.**
- **تأثير الثقة الإدارية الزائدة على الاحتفاظ بالنقدية.**
- **تأثير أدوات الرقابة الخارجية على التأثيرات المختلفة للثقة الإدارية الزائدة.**

مراجـع البحــث

اولاً: المرجعان العربيان:

الشرقاوي، السعيد عبد العظيم طلبة، ٢٠١٧. أثر خصائص الشركات المقيدة بالبورصة على أداء أسهمها وقت الأزمات – دراسة إمبريقية"، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة الزقازيق.

مندور، محمد محمد محمد إبراهيم، ٢٠١٧. أثر الخطر المالي واتجاه تغير مبيعات الفترة السابقة على السلوك غير المتماثل لتكلفة البضاعة المبيعة - دراسة تطبيقية. مجلة الفكر المحاسبي ٢١(١):٥٦٧٨-٦٢٢.

ثانياً: مراجع أجنبية:

Abu-Serdaneh, J. 2014. The Asymmetrical Behavior of Cost: Evidence from Jordan. *International Business Research* 7(8):113-122.

Ahmed, A. S. and Duellman. *S.* 2007. Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting and Economics* 43*:* 411–37.

Ahmed, A.S. and Duellman, S. 2013. Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research* 51 (1):1-30*, https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2012.00467.x*.

Aktas, N., Louca, C. and Petmezas, D. 2019. CEO Overconfidence and the Value of Corporate Cash Holdings. *Journal of Corporate Finance* 54:85-106*, https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2018.11.006.*

Alrabadi, D.W.H., Al-Abdallah, S.Y. and Abu-Aljarayesh, N.I.A. 2017. Behavioral Biases and Investment Performance: Does Gender Matter? Evidence from Amman Stock Exchange. *Jordon Journal of Economic Science* 5(1): 77-92.

Anderson, M.C., Banker, R.D. and Janakiraman, S.N. 2003. Are Selling, General, and Administrative Costs 'Sticky'?, *Journal of Accounting Research* 41 (1):47-63*, https://doi.org/10.1111/1475-679X.00095.*

Anderson, S.W. and Lanen, W.N. 2009. Understanding Cost Management: What Can We Learn from The Evidence on Sticky Costs?, *https://ssrn.com/abstract=975135 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.975135.*

Appiah, E.N. and McMahon, W.W. 2002. The Social Outcomes of Education and Feedbacks on Growth in Africa. *Journal of Development Studies* 38(4): 27-68.

Areiqat, A.Y., Abu-Rumman, A., Al-Alani, Y.S. and Alhorani, Y.S. 2019. Impact of Behavioral Finance on Stock Investment Decisions applied Study on A Sample of Investors at Amman Stock Exchange. ***Academy of Accounting and Financial Studies Journal*** **23(2):1-17.**

Baker, H.K. and Nofsinger, J.R. 2002. Psychological Biases of Investors. ***Financial Services Review*** **11(2): 97-116.**

Baker, M., Pan, X. and Wurgler, J. 2009, A Reference Point Theory of Mergers and Acquisitions, ***Working paper, Harvard Business School and New York University.***

Balakrishnan, R. and Gruca, T.S. 2008. Cost Stickiness and Core Competency: A Note. ***Contemporary Accounting Research*** **25(4): 993–1006.**

Baltagi, B. 2008. ***Econometric analysis of panel data*****. John Wiley & Sons.**

Banker, R. D., Byzalov, D., Ciftci, M. and Mashruwala, R. 2014. The Moderating Effect of Prior Sales Changes on Asymmetric Cost Behavior. ***Journal of Management Accounting Research*** **26(2):221-242,** ***doi:10.2308/jma r-50726*****.**

Banker, R.D. 2006. Predicting Earnings Using a Model Based on Cost Variability and Cost Stickiness. ***The Accounting Review*** **81(2): 285–307.**

Banker, R.D., Fang, S. and Mehta, M.N. 2013. Cost Behavior During the World Economic Crisis. ***Available at SSRN: https://ssrn.com/ abstract=2312220 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2312220*** **.**

Barberis, N. Thaler, R. 2003. ***A Survey of Behavioral Finance*****. Handbook of the Economics of Finance 1(1), chapter 18, :1053-1128 Elsevier.**

Barros, L.B.C. and da Silveira, A.D.M. 2007. Overconfidence, Managerial Optimism and the Determinants of Capital Structure, ***https://ssrn. com/abstract=953273 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.953273.***

Ben-David, I., Graham, J.R. and Harvey, C.R. 2007. Managerial Overconfidence and Corporate Policies. ***NBER Working Paper No. 13711 . National Bureau of Economic Research*****.**

Bertrand, M. and Schoar, A. 2003. Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies. ***Quarterly Journal of Economics*** **118*(4):* 1169–1208,** ***https://doi.org/10.1162/003355303322552775*****.**

Bhandari, G. and Deaves, R. 2010. The Demographics of Overconfidence. ***Journal of Behavioral Finance*** **7(1): 5-11.**

Birau, F.R. 2012. The Impact of Behavioral Finance on Stock Markets. ***Annals of the „Constantin Brâncuşi" University of Târgu Jiu, Economy Series*** **3.**

Bouwman, C.H.S. 2014. Managerial Optimism and Earnings Smoothing. ***Journal of Banking and Finance*** **41(C): 283-303.**

Brav, A., Graham, J.R. Harvey, C.R. and Michaely, R.. 2005. Payout Policy in the 21st Century. ***Journal of Financial Economics*** **77(3):483-527,** ***https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.07.004*****.**

Breitkreuz, R. 2008. Behavioral Accounting vs. Behavioral Finance A Comparison of the Related Research Disciplines. ***https://www. alexandria.unisg.ch/publications/68443.***

Burrell, O.K. 1951. Possibility of an Experimental Approach to Investment Studies. ***The Journal of Finance*** **6(2):211-219.**

Caggese A. and Cuñat, V. 2008. Financing Constraints and Fixed Term Employment Contracts. ***The Economic Journal*** **118(533):2013–2046.**

Calleja, K., Steliaros, M. and Thomas, D.C. 2006. A Note on Cost Stickiness: Some International Comparisons. ***Management Accounting Research*** **17 (2):127-140,** ***https://doi.org/10.1016/j.mar. 2006.02.001.***

Chen, C., Lu, H. and Sougiannis, T. 2012. The Agency Problem, Corporate Governance and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs. ***Contemporary Accounting Research*** **29 (1): 252–282,** ***doi:10.1111/j.1911-3846.2011.01094.x.***

Chen, C.X., Gores, T. and Nasev, J. 2013. Managerial Overconfidence and Cost Stickiness, ***Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract= 2208622 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2208622*****.**

Choi, J.J., Laibson, D. and Metrick, A. 2001. How Does the Internet Affect Trading? Evidence from Investor Behavior in 401(k) Plans. ***Journal of Financial Economics*** **64(3):397-421.**

Chuang,W. and Lee, B. 2006. Empirical Evaluation of the Overconfidence Hypothesis. ***Journal of Banking and Finance*** **30(9): 2489-515.**

Cordeiro, L. 2009. Managerial Overconfidence and Dividend Policy. ***Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1343805 or http://dx.doi. org/10.2139/ssrn.1343805***.

Dalla Via, N. and Perego, P. 2014. Sticky Cost Behaviour: Evidence from Small and Medium Sized Companies. ***Accounting & Finance*** **54(3): 753-778.** ***doi:10.1111/acfi.12020.***

De Bondt, W.F.M. and Thaler, R. 1985. Does the Stock Market Overreact? ***The Journal of Finance*** **40(3): 793-805,** ***https://doi.org/10.1111/ j.1540-6261.1985.tb05004.x.***

De Medeiros, O.R. and Costa, P.DS. 2004. Cost Stickiness in Brazilian Firms. ***Available at SSRN: http://ssrn.com/ abstract=632365 or http:// dx.doi.org/10.2139/ssrn.632365*****.**

Deshmukh, S., Goel, A. and Howe, K.M. 2013. CEO Overconfidence and Dividend Policy. ***Journal of Financial Intermediation*** **22(3):440-463,** ***https://doi.org/10.1016/j.jfi.2013.02.003.***

Dierynck, B. and Renders. A. 2009. Earnings Management Incentives and the Asymmetric Behavior of Labor Costs: Evidence from a Non-US Setting. ***Available at:www.Ssrn.com, Retrieved at : 2-12-2019*****.**

Dierynck, B., Landsman, W. R. and Renders A. 2012. Do Managerial Incentives Drive Cost Behavior? Evidence about the Role of the Zero Earnings Benchmark for Labor Cost Behavior in Private Belgian Firms. ***The Accounting Review*** **87 (4):1219-1246.**

Doukas, J.A. and Petmezas, D. 2007. Acquisitions, Overconfident Managers and Self-Attribution Bias. ***European Financial Management*** **13 (3):531-577.**

Ezat, A.N. 2014. Corporate Governance. Ownership Structure and Cost Stickiness: Evidence from Egypt. ***The Egyptian Journal for Commercial Studies*** **38,** ***www.researchgate.net/Publication/283854985.***

Fairchild, R.J. 2009. Managerial Overconfidence, Moral Hazard Problems, and Excessive Life-Cycle Debt Sensitivity. ***Investment Management and Financial Innovations*** **6(3):35-42.**

Fedyk, V. 2014. CEO Overconfidence: An Alternative Explanation for Corporate Financing Decisions. ***Available at:www.Ssrn.com, Retrieved at : 2-1-2020*****.**

Gächter, S., Johnson, E.J. and Herrmann, A. 2010. Individual level loss Aversion in Riskless and Risky Choices. Discussion Papers 2010-20, ***The Centre for Decision Research and Experimental Economics, School of Economics, University of Nottingham.***

Gervais, S. and Odean, T. 2001. Learning to be Overconfident. ***The Review of Financial Studies*** **14(1):1–2,** ***https://doi.org/10.1093/rfs/14.1.1.***

Goel, A. and Thakor, A. 2008. Overconfidence, CEO Selection and Corporate Governance. ***The Journal of Finance*** **63(6): 2737-2784,** ***https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01412.x.***

Guenther, T.W., Riehl, A. and Rößler, R. 2014. Cost Stickiness: State of the Art of Research and Implications. ***Journal of Management Control*** **24(4): 301–318.**

Hackbarth, D. 2007. Managerial Traits and Capital Structure Decisions. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis*** **43(4):843-881.**

He, D., Teruya, J. and Shimizu, T. 2010. Sticky Selling, General, and Administrative Cost Behavior and Its Changes In Japan. ***Global Journal of Business Research*** **4(4):1-10.**

Heaton, J.B.B. 2002. Managerial Optimism and Corporate Finance. ***Financial Management*** **31(2):33-45.**

Hilary, G. and Hsu. C. 2011. Endogenous Overconfidence in Managerial Forecasts. ***Journal of Accounting and Economics*** **51(3): 300-313,** ***https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2011.01.002.***

Hilton, R., Maher, M. and Selto, F. 2008. ***Cost Management : Strategies for Business Decisions.*** **(4thed.). New York: McGraw-Hill, Inc.**

Hirshleifer, D. Low, A. and Teoh, S. 2012. Are Overconfident CEOs Better Innovators?. ***The Journal of Finance*** **67(4): 1457-1498,** ***https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01753.x.***

Hoechle, D. 2007. Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. ***The Stata Journal*** **7(3): 281-312,** ***https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301.***

Hribar, P. and Yang, H.I. 2016. CEO Overconfidence and Management Forecasting. ***Published in Contemporary Accounting Research*** **33(1):2014-227,** ***http://dx.doi.org/10.1111/1911-3846.12144.***

Huang, R. and Yan, Y. 2019. Managerial Ability and Cost Rigidity. Baruch College Zicklin School of Business Research Paper No. 2019-05-01. ***Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3374478 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3374478*** **.**

Humphery-Jenner, M. Lisic, L.L., Nanda, V. and Silver, S. 2015. Executive Overconfidence and Compensation Structure. ***Journal of Financial Economics*** **119(3):533-558,** ***https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.022***

Hur, K.S., Kim, D.H. and Cheung, J.H. 2019. Managerial Overconfidence and Cost Behavior of R&D Expenditures. ***www.mdpi.com/journal/ sustainability*****.**

Ibrahim, A. E. A. 2015. Economic Growth and Cost Stickiness: Evidence from Egypt. ***Journal of Financial Reporting and Accounting*** **13(1): 119-140,** ***https://doi.org/10.1108/JFRA-06-2014-0052*****.**

Isidore, R. and Christie, P. A. 2018. Behavioral Finance Perspective of the Stock Market Anomalies. ***International Journal of Research in Management, Economics and Commerce*** **8(4):5-9,** ***https://www. researchgate.net/publication/324517166.***

Jeon, K. 2019. CEO Overconfidence and Cash Flow Management. ***Academy of Accounting and Financial Studies Journal*** **23(2).**

Kama, I. and Weiss. D. 2012. Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Costs?. ***Journal of Accounting Research*** **51(1):201-224,** ***https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2012.00471.x.***

Kitada, T., Koyama, M. and Kajiwara, T. 2016. The Moderating Effect of the Main Bank System in Japan on the Association between Financial Risk and Cost Behavior, ***https://ssrn.com/abstract=2823246 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2823246.***

Kramer, L.A. and Liao, C. 2016. The Spillover Effects of Management Overconfidence on Analyst Forecasts. ***journal of Behavioral and Experimental Finance*** **12:79-92,** ***https://doi.org/10.1016/j.jbef.2016.10.004.***

Kuo, K. 2007. The Impact of Product Diversifi Cation and Capacity Utilization on Cost Behavior : A Test of Cost Stickiness. ***working paper. Taiwan University.***

Kutluk, F.A. 2017. ***Behavioral Accounting and its Interactions*****. Chapter 11, In book: Accounting and Corporate Reporting - Today and Tomorrow,** ***http://dx.doi.org/10.5772/intechopen.68972*****.**

Kwapil, C. 2010. Firms' Reactions to the Crisis and their Consequences for the Labour Market. Results of a Company Survey conducted in Austria. ***Working Papers 166, Oesterreichische National bank (Austrian Central Bank).***

Lee, J.E. 2016. CEO Overconfidence and the Effectiveness of Internal Control over Financial Reporting. ***Journal of Applied Business Research*** **32(1):81-100.**

Liang, Q., Ling, L., Tang, J., Zeng, H. and Zhuang, M. 2019. Managerial Overconfidence, Firm Transparency, and Stock Price Crash Risk: Evidence from an Emerging Market. ***China Finance Review International, https://doi.org/10.1108/CFRI-01-2019-0007*** **.**

Libby, R. and Rennekamp, K. 2012. Self-Serving Attribution Bias, Overconfidence, and The Issuance of Management Forecasts. ***Journal of Accounting Research*** **50 (1):197-231,** ***https://doi.org/ 10.1111/j.1475-679X.2011.00430.x.***

Lu, C.S. 2016. Management Ownership and Dividend Policy: The Role of Managerial Overconfidence. ***Available at:www.Ssrn.com, Retrieved at: 1-10-2019.***

Mahali, A.A.C. and Zahedi, J. 2017. An Investigation the Impact of Managers' Overconfidence on Costs Stickiness. ***Journal Management System*** **6(23):31-46**

Malcom, R. E. 1991. Overhead Control Implications of Activity Costing, ***Accounting Horizons*** **5(4):69:78.**

Malmendier, U. and Tate, G. 2005. CEO Overconfidence and Corporate Investment. ***The Journal of Finance*** **60(6): 2661-2700,** ***https://doi.org/ 10.1111/j.1540-6261.2005.00813.x.***

Malmendier, U. and Tate, G. 2008. Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and The Market's Reaction. ***Journal of Financial Economics*** **89 (1):20-43,** ***https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.07.002.***

Manner, M.H. 2010. The Impact of CEO Characteristics on Corporate Social Performance. ***Journal of Business Ethics*** **93: 53–72.**

McKay, R.T. and Dennett, D.C. 2009. The Evolution of Misbelief. ***Behavioral and Brain Sciences*** **32: 493–561,** ***doi:10.1017/ S0140525X09990975*****.**

Mohammadreza, A. and Marzieh, G. 2016. The Impact Overconfidence Managers on Cost Stickiness. ***Management Accounting*** **9(29):15-30.**

Naoum, V.C. and Vlismas, O. 2015. Strategy, Managerial Ability and Sticky Behavior of Selling, General and Administrative Expenses. ***Working paper, https://www.researchgate.net/publication/282284194*****.**

Nevins, D. 2004. Goals-based investing: Integrating traditional and Behavioral Finance. ***The Journal of Wealth Management*** **6(4): 8-23.**

Noreen, E. and Soderstrom, N. 1994. Are Overhead Costs Strictly Proportional to Activity?: Evidence from Hospital Departments. ***Journal of Accounting and Economics*** **17(1-2): 255–278,** ***https://doi.org/ 10.1016/0165-4101(94)90012-4*****.**

Noreen, E. and Soderstrom, N. 1997. The Accuracy of Proportional Cost Models: Evidence from Hospital Service Departments. ***Review of Accounting Studies*** **2(1):89–114.**

Novák, P. and Popesko, B. 2014. Cost Variability and Cost Behaviour in Manufacturing Enterprises. ***Economics and Sociology*** **7(4): 89-103,** ***10.14254/2071-789X.2014/7-4/6*****.**

Olsen, R.A. 1998. Behavioral Finance and Its Implications for Stock-Price Volatility. ***Financial Analysts Journal*** **54(2):10-18.**

Paredes, T.A. 2005. Too Much Pay, Too Much Deference: Behavioral Corporate Finance, CEOs, and Corporate Governance. ***Florida State University Law Review*** **32(2):673-762.**

Pervan, M. and Pervan, I. 2012. Sticky costs: Evidence from Croatian Food and Beverage Industry. ***International Journal Of Mathematical Models And Methods In Applied Sciences*** **8(6):963-970.**

Pichetkun, N. and Panmanee, P. 2012. The Determinants of Sticky Cost Behavior: A Structural Equation Modeling Approach. ***PHD.*** **Faculty of Business Administration at Rajamangala University of Technology Thanyaburi.**

Pompain, M.M. 2006. ***Behavioral Finance and Wealth Management: How to Build Optimal Portfolios That Account for Investor Biases. John Wiley and Sons, Inc.***

Porporato, M. and Werbin, E.M. 2010. Active Cost Management in Banks: Evidence of Sticky Costs in Argentina, Brazil and Canada. AAA 2011 Management Accounting Section (MAS) Meeting Paper, ***http://ssrn.com/abstract=1659228 or http://dx.doi. org/10.2139/ssrn.1659228*****.**

Qiao-ming, H., Shuang and Li, S. 2016. Managerial Overconfidence, Inefficient Investment and Cost Stickiness. ***Journal of Shenyang University of Technology (Social Science Edition)*** **9(3):251-259,** ***http://xb.sut.edu.cn/sk/EN/10.7688/j.issn.16740823.2016.03.11 or http://xb.sut.edu.cn/sk/EN/Y2016/V9/I3/251.***

Qin, B., Kuang, Y. and Mohan, A. 2015. CEO Overconfidence and Cost Stickiness. ***Management Control & Accounting*** **(2): 26-32, 2015,** ***https://ssrn.com/abstract=2603249*****.**

Rezaei, J. and Barandagh, M.I. 2016. Review of Effect of Management Ability on Costs Stickiness in Tehran Stock Exchange. ***International Journal of Humanities and Cultural Studies:77-93, http://www.ijhcs. com/index.php/ijhcs/index.***

Rihab, B.A. and Lotfi, B.J. 2016. Managerial Overconfidence and Debt Decisions. ***Journal of Modern Accounting and Auditing*** **12(4): 225-241.**

Ritter, J. 2003. Behavioral Finance. ***Pacific-Basin Finance Journal*** **11(4), 429-437,**
https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:pacfin:v:11:y:2003:i:4:p:429-437

Schrand, C.M. and Zechman. S.L.C. 2012. Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting. ***Journal of Accounting and Economics*** **53 (1–2):311-329,** ***https://doi.org/10.1016/j.jacceco. 2011.09.001.***

Shefrin, H. 2001. Behavioral Corporate Finance. ***Journal of Applied Corporate Finance*** **14(3):113-126.**

Shiller, R.J. 2003. From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. ***The Journal of Economic Perspectives*** **17(1):83-104.**

Shu, P., Yeh, Y. Chiang, T. and Hung, J. 2013. Managerial Overconfidence and Share Repurchases. ***International Review of Finance*** **13(1):39-65,** ***https://doi.org/10.1111/j.1468-2443.2012.01162.x.***

Stotz, O. and Nitzsch, R.V. 2005. The Perception of Control and the Level of Overconfidence: Evidence from Analyst Earnings Estimates and Price Targets. ***Journal of Behavioral Finance*** **6(3): 121-128,** ***https://doi.org/10.1207/s15427579jpfm0603_2.***

Subramaniam, C. and Watson, ML. 2016. Additional Evidence on the Sticky Behavior of Costs. ***Advances in Management Accounting*** **26, Emerald Group Publishing Limited, pp. 275-305.** ***https://doi.org/10. 1108/S1474-787120150000026006.***

Sunder, J., Sunder, S.V. and Tan, L. 2010. The Role of Managerial Overconfidence in the Design of Debt Covenants, ***https://ssrn. com/abstract=1595007 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn. 1595007.***

Trinh, H.T. 2018. Do Managers Cut Sticky Costs to Alleviate Financial Distress During the Global Economic Crisis? Evidence from Vietnamese Public Enterprises, ***The 5th IBSM International Conference on Business, Management and Accounting19-21 April 2018. Hanoi University of Industry, Vietnam.***

Tversky, A. and Kahneman, D. 1974. Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases. ***American Association for the Advancement of Science*****,185(4157): 1124-1131,** ***10.1126/science.185.4157.1124.***

Uy, A.O.O. 2011. Modeling Cost Behavior: Linear Models for Cost Stickiness, ***Academy of Accounting and Financial Studies Journal*** **15:25-34.**

Weiss, D. 2010. Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts. ***The Accounting Review*** **85(4): 1441–1471.**

Yadollah, T., Javad, N. and E. Elahe, M.H. 2018. The Effect of the Company's Strategy and Managerial Ability on Asymmetric Cost Behavior. ***The Iranian Accounting and Auditing Review*** **24(4): 503-526.**

Yasukata, K. 2011. Are 'Sticky Costs' the Result of Deliberate Decision of Managers?, ***https://ssrn.com/abstract=1444746 or http://dx.doi.org/ 10.2139/ssrn.1444746*** **.**

Yükçü, S., Özkaya, H. 2011. Cost Behavior in Turkish Firms: are Selling, General and Administrative Costs and Total Operating Costs Sticky?, *World of Accounting Science* 13(3):1-27.

Zanella, F., Oyelere, P. and Hossain, S. 2015. Are Costs Really Sticky? Evidence from Publicly Listed Companies in the UAE. *Applied Economics* 47(60):6519-6528, *https://doi.org/10.1080/00036846. 2015.1080807*.

Zhang, Y. 2016. The Stickiness of SG&A Costs, Agency Problems and Competition Intensity. *Master thesis, Erasmus university Rotterdam, http://hdl.handle.net/2105/33799.*

Zonatto, V.C.D, Magro, C.B.D. Sant´ana, C.F. and Padilha, D.F. 2018. Effects of Economic Growth in the Behavior of Sticky Costs of Companies Belonging to BRICS Countries. *Contaduría y Administración* 63 (4): 1-25, *http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e. 2018.1110.*

Zuijlen, W.V. 2012. Cost Behavior in a Period of Economic Crisis and the Effect of the Frequency of Updating Information on Cost Behavior. *Master Thesis. Tilburg University 1-50.*

ملحق البحث
جزء من مخرجات البرامج الإحصائية

اولاً: اختبارات بعض المشاكل الإحصائية:

Cogs Model:1999-2007

```
                  Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
           r |    930    0.48117    306.297    14.134    0.00000
                     Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
           r |    930      0.0000         0.0000            .         0.0000
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
DEC*lnsales  |      3.34    0.299261
DEC*dlnsal*F |      2.83    0.353941
DEC*dlnsal*O |      2.53    0.395321
DEC*dlnsal*E |      2.19    0.455917
    lnsales  |      1.99    0.501841
DEC*dlnsal*S |      1.36    0.736498
     OVERCON |      1.02    0.982178
-------------+----------------------
    Mean VIF |      2.18
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlncogs
         chi2(1)      =    76.36  Prob > chi2  =   0.0000
White's test for Ho: homoskedasticity
         against Ha: unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     11.54  Prob > chi2  =    0.9974
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      11.54     28    0.9974
            Skewness |       2.76      7    0.9067
            Kurtosis |       1.17      1    0.2797
---------------------+-----------------------------
               Total |      15.46     36    0.9989
---------------------------------------------------
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
    F(  1,     119) =      0.200   Prob > F =      0.6559
```

Cogs Model:2008-2010

```
                  Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
           r |    362    0.64794     88.647    10.621    0.00000
                     Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
           r |    362      0.0000         0.0000            .         0.0000
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
DEC*lnsal*F  |      4.94    0.202329
DEC*lnsal*O  |      4.52    0.221428
DEC*lnsales  |      3.05    0.327346
    lnsales  |      1.83    0.545945
DEC*lnsal*E  |      1.54    0.649528
DEC*dlnsal*S |      1.11    0.900279
     OVERCON |      1.04    0.957601
-------------+----------------------
    Mean VIF |      2.58
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlncogs
         chi2(1)      =   525.34    Prob > chi2  =   0.0000
White's test for Ho: homoscedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =    237.69    Prob > chi2  =    0.0000
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |     237.69     28    0.0000
            Skewness |      12.01      7    0.1001
            Kurtosis |       7.74      1    0.0054
---------------------+-----------------------------
               Total |     257.44     36    0.0000
---------------------------------------------------
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation F(1, 118) =    0.014  Prob > F =   0.9051
```

Cogs Model:2011-2013

```
                    Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+--------------------------------------------------
           r |    361    0.63995     90.436    10.667    0.00000
                     Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+------------------------------------------------------------
           r |    361      0.0000         0.0000            .         0.0000
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
DEC*lnsales |      1.66    0.602558
DEC*lnsal*E |      1.65    0.605939
DEC*lnsal*S |      1.55    0.644013
    lnsales |      1.33    0.749307
DEC*lnsal*O |      1.16    0.859281
DEC*lnsal*F |      1.10    0.906559
     OVERCCON |      1.08    0.925782
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.36
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance   Variables: fitted values of dlncogs
         chi2(1)      =    57.08   Prob > chi2  =   0.0000
White's test for Ho:homoscedasticity against Ha:unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     45.93   Prob > chi2  =    0.0177
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation F(1,118) =  4.012  Prob > F =      0.0475
```

Cogs Model:2014-2017

```
                    Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+--------------------------------------------------
           r |    491    0.71377     94.724    10.931    0.00000
                     Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+------------------------------------------------------------
           r |    491      0.0000         0.0000            .         0.0000
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
DEC*lnsales  |      2.92    0.342251
DEC*lnsal*F  |      1.96    0.509677
DEC*lnsal*O  |      1.95    0.511931
DEC*lnsal*E  |      1.78    0.561808
    lnsales  |      1.65    0.605772
DEC*lnsal*S  |      1.39    0.718126
```

```
     OVERCOV |      1.05    0.949385
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.82
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlncogs
         chi2(1)      =     2.67   Prob > chi2  =   0.1020
White's test for Ho:homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     94.98    Prob > chi2  =    0.0000
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation F(1, 121) =  0.001    Prob > F = 0.9746
```

OPER: 1999-2007

```
                  Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
           r |    930    0.87485     73.882    10.623    0.00000
                     Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+------------------------------------------------------------
           r |    930      0.0000         0.0000            .         0.0000
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlnoper
        chi2(1)      =     0.28  Prob > chi2  =   0.5958
White's test for Ho:homoskedasticity against Ha:unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     26.16 Prob > chi2  =    0.5640
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation F(  1, 119) =   0.216  Prob > F =  0.6426
```

OPER: 2008-2010

```
                  Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
           r |    362    0.87797     30.726     8.112    0.00000
                     Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+------------------------------------------------------------
           r |    362      0.0000         0.0000        72.09         0.0000
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlnoper
         chi2(1)      =     0.68  Prob > chi2  =   0.4098
White's test for Ho: homoskedasticity
         against Ha: unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     22.06 Prob > chi2  =    0.7787
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      22.06     28    0.7787
            Skewness |      10.61      7    0.1566
            Kurtosis |       4.50      1    0.0339
---------------------+-----------------------------
               Total |      37.17     36    0.4150
---------------------------------------------------
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
    F(  1,     118) =      0.240    Prob > F =      0.6254
```

OPER Model: 2011-2013

```
                  Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
           r |    361    0.94930     12.735     6.025    0.00000
                  Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
  Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
           r |    361      0.0000         0.0000        36.21         0.0000
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlnoper
         chi2(1)      =     4.58     Prob > chi2  =   0.0323
White's test for Ho: homoskedasticity
         against Ha: unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     73.95   Prob > chi2  =    0.0000
Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first order
autocorrelation F(  1,     118) =      0.162  Prob > F =      0.6878
```

OPER Model: 2014-2017

```
                  Shapiro-Wilk W test for normal data
    Variable |    Obs       W           V         z       Prob>z
-------------+-------------------------------------------------
           r |    492    0.88610     37.764     8.723    0.00000
                  Skewness/Kurtosis tests for Normality
                                                       ------- joint -----
   Variable |    Obs   Pr(Skewness)   Pr(Kurtosis)  adj chi2(2)    Prob>chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
           r |    492      0.0000         0.0000        63.45         0.0000
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of dlnoper
         chi2(1)      =     8.07   Prob > chi2  =   0.0045
White's test for Ho: homoskedasticity
         against Ha: unrestricted heteroskedasticity
         chi2(28)     =     25.26   Prob > chi2  =    0.6135
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
    F(  1, 122) =     13.553    Prob > F =      0.0003
```

ثانياً: اختبارات المقارنات بين النماذج:

COGS Model: 1999-2007

```
hausman fixed random
             ---- Coefficients ----
            |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
            |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
    lnsales |    .6392195     .5359236        .1032959           .0929115
DEC*lnsales |   -.0788906    -.6887258        .6098352           .0829015
     OVERCON|   -.0808355     -.647243        .5664075           .1742911
DEC*lnsal*O |    -.723627    -.1006966       -.6229304           .3929874
DEC*lnsal*E |    .0004954    -.0001305        .0006259           .2929116
DEC*lnsal*F |   -1.317725     3.594483       -4.912208           .1429115
DEC*lnsal*S |    -.026721    -.2589404        .2322195           .1219115
------------------------------------------------------------------------------
         b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
          B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
 chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) =   1.01      Prob>chi2 =      0.9830
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlncogs[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                 ---------+-----------------------------
                  dlncogs |   .1321356       .1763121
                        e |   .1543226       .3928391
                        u |   .1343221       .1228301
        Test:   Var(u) = 0   chibar2(01) =   10.12 Prob > chibar2 =   0.0000
```

COGS Model: 2008-2010

```
. hausman fixed random
         B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
   chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) =   1.91   Prob>chi2 =      0.9941
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlncogs[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                ---------+-----------------------------
                 dlncogs |   .1872506       .1980334
                       e |   .1147242       .1387096
                       u |   .1241441       .087096
        Test:   Var(u) = 0 chibar2(01) =     13.01 Prob > chibar2 =   0.0000
```

COGS Model: 2011-2013

```
. hausman fixed random
                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
              |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+------------------------------------------------------------------
  lnsales |    1.040924    -.2324829        1.273407               .1105902
DEC*lnsales |   -.6303724     .4167736     -1.047146               .2115816
   OVERCON |   -.0285609    -.0313118       .0027509               .1141716
DEC*lnsal*O |   -3.853435     4.862757    -8.716192               .1247822
DEC*lnsal*E |    .0059392    -.0046524       .0105916               .2134141
DEC*lnsal*F |   -.5441028    -.5408538      -.003249                .0105916
DEC*lnsal*S |    .3459696     .1657999       .1801696               .1471477
------------------------------------------------------------------------------
        B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
      chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 2.91 Prob>chi2 =      0.4177.
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlncogs[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Test:   Var(u) = 0 chibar2(01) =     7.99 Prob > chibar2 =   0.0023
```

COGS Model: 2014-2017

```
. hausman fixed random
                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
              |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+------------------------------------------------------------------
  lnsales |    .6778565     .4190645         .258792               .2675837
DEC*lnsales |   -.4090581    -.5933623       .1843041               .1716187
     OVERCON |    .0876866     .2442605     -.1565739                .0876866
DEC*lnsal*O |     3.76699     3.375587       .391403               .1778565
DEC*lnsal*E |    .0021259    -.0023092       .0044351               .2190645
DEC*lnsal*F |   -.1716215     .2675837      -.4392052                .158792
DEC*lnsal*S |    .8716187     1.086505     -.2148866               .1843041
------------------------------------------------------------------------------
        B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
  chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)=    2.01  Prob>chi2 =      0.5173
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlncogs[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                ---------+-----------------------------
                 dlncogs |    .256873       .3773884
                       e |   .1270124       .1764582
                      u |   .1370124       .1224577
        Test:   Var(u) = 0    chibar2(01) =   8.13 Prob > chibar2 =   0.0000
```

OPER Model: 1999-2007

```
. hausman fixed random
                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+------------------------------------------------------------
   lnsales |    .6829217     .5359236        .1469981        .0677577
DEC*lnsales |   -1.014095    -.6887258       -.3253693        .1453103
     OVERCON |   -.3928887     -.647243        .2543542        .4406876
DEC*lnsal*O |   -1.435318    -.1006966       -1.334621        1.223486
DEC*lnsal*E |    -.000239    -.0001305       -.0001085        .0002679
DEC*lnsal*F |    3.839268     3.594483        .2447856        .8872863
DEC*lnsal*S |   -.1169151    -.2589404        .1420253        .1738324
------------------------------------------------------------------------------
          b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
          B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
                  chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)=        6.76
                Prob>chi2 =      0.4545
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlnoper[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                 ---------+-----------------------------
                  dlnoper |     .49415       .579288
                        e |    .660422        .63108
                        u |    .14501         .136501
        Test:   Var(u) = 0  chibar2(01) =    12.37 Prob > chibar2 =   0.0000
```

OPER: 2008-2010

```
. hausman fixed random
                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
              |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+------------------------------------------------------------
    lnsales |    -.223928    -.0570805       -.1668475        .1418027
DEC*lnsales |   -.0522992    -.2647738        .2124746        .3380259
    OVERCON |    -.025594    -.0174025       -.0081915        1.328141
DEC*lnsal*O |   -18.33088    -14.01287       -4.318015        4.853434
DEC*lnsal*E |    .0000795     .0000367        .0000428        .0000517
DEC*lnsal*F |    -8.65956    -6.869801       -1.789759        3.062705
DEC*lnsal*S |     2.39116     1.967734        .4234259        .8065376
------------------------------------------------------------------------------
         b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
         B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
                  chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                          =        2.15  Prob>chi2 =      0.9050
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlnoper[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                 ---------+-----------------------------
                  dlnoper |    .853727      .361516
                        e |    .460901       .568726
                        u |   .10501        .142501
        Test:   Var(u) = 0   chibar2(01) =   10.10 Prob > chibar2 =   0.0000
```

OPER: 2011-2013

```
. hausman fixed random
                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
              |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+------------------------------------------------------------
    lnsales |     .2386043    -.2324829        .4710872        .2046113
DEC*lnsales |    -.6612245     .4167736       -1.077998        .4015111
     OVERCON |    -.5003359    -.0313118        -.4690241        .8174806
DEC*lnsal*O |      6.27042     4.862757        1.407664        4.563303
DEC*lnsal*E |    -.0065255    -.0046524       -.0018731        .0029342
```

```
DEC*lnsal*F |   -1.446544    -.5408538         -.90569        .8261722
DEC*lnsal*S |   -.6232298     .1657999       -.7890297        .9115686
------------------------------------------------------------------------------
        b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
        B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
                 chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                         =       13.10   Prob>chi2 =      0.0697
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
        dlnoper[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                 ---------+-----------------------------
                  dlnoper |   .1619522       .1728987
                        e |   .1443885       .2189061
                        u |   .16501         .106501
        Test:   Var(u) = 0
       chibar2(01) =   12.21 Prob > chibar2 =   0.0000
```

OPER Model: 2014-2017

```
hausman fixed random
             ---- Coefficients ----
            |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
            |     fixed        random       Difference          S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
    dlnsales |    .4330748     .4190645        .0140103        .0929115
DECtdlnsales |   -.5275869    -.5933623        .0657754        .2317323
     OVERCEO |    .1745973     .2442605       -.0696632         .730841
DECtdlnsal~O |    3.155548     3.375587       -.2200388        2.461987
DECtdlnsal~E |   -.0040256    -.0023092       -.0017164        .0020991
DECtdlnsal~F |   -.2339589     .2675837       -.5015426        .7267191
DECtdlnsal~S |    1.065074     1.086505       -.0214317        .3508774
------------------------------------------------------------------------------
        b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
        B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic
                 chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)  =        1.15
               Prob>chi2 =      0.9920
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
       dlnoper[co,t] = Xb + u[co] + e[co,t]
                            chibar2(01) =   13.00  Prob > chibar2 =   0.0000
```

ثالثا: نتائج الاختبارات:

Dependent Variable: COGS
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Sample: 2000 2007

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.658921	0.070711	9.318511	0.0000
DECTSALES	-0.089801	0.097674	-0.919403	0.0491
CEO	-0.258115	0.146487	-1.762032	0.0784
DECTSALESCEO	-0.902557	0.716646	-1.259418	0.0321
DECTSALESAINTE	0.000440	0.000165	2.674784	0.0076
DECTSALESFCF	-1.331177	0.627983	-2.119766	0.0343
DECTSALESLOSS	-0.189183	0.220306	-0.858732	0.3907
YEAR2	0.015052	0.076114	0.197749	0.8433
YEAR3	-0.044137	0.066884	-0.659894	0.5095
YEAR4	0.020314	0.070258	0.289140	0.7725
YEAR5	-0.001133	0.072717	-0.015584	0.9876
YEAR6	0.031323	0.073392	0.426788	0.6696
YEAR7	-0.018291	0.069781	-0.262117	0.7933
YEAR8	0.024001	0.068450	0.350637	0.7259
C	0.022447	0.061113	0.367312	0.7135

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	0.393701	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.554950	Mean dependent var	0.097447
Adjusted R-squared	0.548140	S.D. dependent var	0.576312
S.E. of regression	0.387400	Sum squared resid	137.3220
F-statistic	81.49632	Durbin-Watson stat	2.087200
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.554950	Mean dependent var	0.097447
Sum squared resid	137.3220	Durbin-Watson stat	2.087200

Dependent Variable: COGS
Sample: 2008 2010

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.844147	0.147415	5.726324	0.0000
DECTSALES	-0.161091	0.216567	-0.743837	0.4575
CEO	-0.138732	0.180395	-0.769045	0.4424
DECTSALESCEO	-0.784430	1.293702	-0.606345	0.5447
DECTSALESAINTE	8.73E-05	1.79E-05	4.864586	0.0000
DECTSALESFCF	-2.390912	0.780550	-3.063110	0.0024
DECTSALESLOSS	-0.043618	0.304992	-0.143013	0.8864
YEAR10	-0.051999	0.039696	-1.309923	0.1911
YEAR11	-0.006139	0.038130	-0.161003	0.8722
C	-0.009977	0.038851	-0.256797	0.7975

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	0.338835	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.781608	Mean dependent var	0.073802
Adjusted R-squared	0.776025	S.D. dependent var	0.698033
S.E. of regression	0.330352	Sum squared resid	38.41453
F-statistic	139.9759	Durbin-Watson stat	2.356453
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.781608	Mean dependent var	0.073802
Sum squared resid	38.41453	Durbin-Watson stat	2.356453

Dependent Variable: COGS
Sample: 2011 2013

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.924043	0.075923	12.17084	0.0000
DECTSALES	-0.321152	0.142253	-2.257614	0.0246
CEO	0.191556	0.219424	0.872997	0.3833
DECTSALESCEO	-6.918048	4.971442	-1.391558	0.1649
DECTSALESAINTE	0.000501	0.000504	0.995235	0.3203
DECTSALESFCF	-0.406810	0.190022	-2.140855	0.0330
DECTSALESLOSS	0.141222	0.191183	0.738674	0.4606
YEAR13	0.053908	0.033488	1.609784	0.1083
YEAR14	0.088770	0.037409	2.372930	0.0182
C	-0.085972	0.032324	-2.659716	0.0082

Weighted Statistics

R-squared	0.744440	Mean dependent var	0.034747
Adjusted R-squared	0.737888	S.D. dependent var	0.500941
S.E. of regression	0.256394	Sum squared resid	23.07408
F-statistic	113.6062	Durbin-Watson stat	1.931861
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.728447	Mean dependent var	0.045105
Sum squared resid	29.92551	Durbin-Watson stat	1.489562

Dependent Variable: COGS
Sample: 2014 2017

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.679269	0.123545	5.498147	0.0000
DECTSALES	-0.299621	0.232423	-1.289118	0.0392
CEO	0.022414	0.234973	0.095388	0.9240
DECTSALESCEO	3.791267	2.213067	1.713128	0.0507
DECTSALESAINTE	0.000511	0.001467	0.348578	0.7276
DECTSALESFCF	0.026745	0.454335	0.058867	0.9531
DECTSALESLOSS	0.653861	0.293321	2.229167	0.0263
YEAR16	-0.011562	0.048574	-0.238023	0.8120
YEAR18	0.059110	0.050541	1.169543	0.2428
C	0.041752	0.038530	1.083631	0.2791

Weighted Statistics

R-squared	0.433037	Mean dependent var	0.128072
Adjusted R-squared	0.422428	S.D. dependent var	0.597388
S.E. of regression	0.454004	Sum squared resid	99.14362
F-statistic	40.81991	Durbin-Watson stat	2.517511
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: OPER
Sample: 2000 2007

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.322771	0.112560	2.867542	0.0042
DECTSALES	-0.289599	0.211861	-1.366926	0.0972
CEO	-0.765301	0.510693	-1.498555	0.1343
DECTSALESCEO	0.557699	1.496125	0.372763	0.0492
DECTSALESAINTE	-0.000654	0.000400	-1.633333	0.1027
DECTSALESFCF	4.356762	1.425135	3.057087	0.0023
DECTSALESLOSS	-0.354937	0.526644	-0.673960	0.5005
YEAR2	1.748205	0.271797	6.432031	0.0000
YEAR3	1.729892	0.273942	6.314811	0.0000
YEAR4	2.243952	0.264019	8.499193	0.0000
YEAR5	1.998094	0.268607	7.438718	0.0000
YEAR6	1.885918	0.250517	7.528098	0.0000
YEAR7	2.004464	0.257111	7.796103	0.0000
YEAR8	2.073390	0.243040	8.531075	0.0000
C	-1.906670	0.226251	-8.427240	0.0000

Effects Specification

Weighted Statistics

R-squared	0.200685	Mean dependent var	-0.118847
Adjusted R-squared	0.188455	S.D. dependent var	1.579288
S.E. of regression	1.422714	Sum squared resid	1852.064
F-statistic	16.40934	Durbin-Watson stat	2.385115
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.200685	Mean dependent var	-0.118847
Sum squared resid	1852.064	Durbin-Watson stat	2.385115

Dependent Variable: OPER
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Sample: 2008 2010

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.064726	0.257738	0.251131	0.8019
DECTSALES	-0.247115	0.359158	-0.688040	0.4919
CEO	0.081745	0.813861	0.100442	0.9201
DECTSALESCEO	-14.57443	3.955044	-3.685024	0.1003
DECTSALESAINTE	2.92E-05	2.84E-05	1.027325	0.3050
DECTSALESFCF	-7.279162	2.642883	-2.754250	0.0062
DECTSALESLOSS	2.015033	0.283211	7.114954	0.0000
YEAR10	-0.245075	0.211432	-1.159123	0.2472
YEAR11	0.166182	0.178871	0.929060	0.3535
C	0.137840	0.138338	0.996398	0.3197

Weighted Statistics			
R-squared	0.056128	Mean dependent var	0.111672
Adjusted R-squared	0.031995	S.D. dependent var	1.361516
S.E. of regression	1.339559	Sum squared resid	631.6349
F-statistic	2.325759	Durbin-Watson stat	2.857890
Prob(F-statistic)	0.014889		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.056128	Mean dependent var	0.111672
Sum squared resid	631.6349	Durbin-Watson stat	2.857890

Dependent Variable: OPER
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Sample: 2011 2013

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.236689	0.123499	1.916534	0.0561
DECTSALES	0.434748	0.469659	0.925666	0.3553
CEO	-0.018344	0.886816	-0.020685	0.9835
DECTSALESCEO	5.384248	11.13354	0.483606	0.6290
DECTSALESAINTE	-0.004624	0.000871	-5.309461	0.0000
DECTSALESFCF	-0.545548	0.853981	-0.638829	0.5234
DECTSALESLOSS	0.179672	0.545346	0.329464	0.7420
YEAR13	0.090843	0.116847	0.777449	0.4374
YEAR14	0.100916	0.115783	0.871599	0.3840
C	0.036077	0.085246	0.423211	0.6724

Weighted Statistics			
R-squared	0.054644	Mean dependent var	0.068134
Adjusted R-squared	0.030405	S.D. dependent var	0.872899
S.E. of regression	0.859526	Sum squared resid	259.3136
F-statistic	2.254322	Durbin-Watson stat	2.318619
Prob(F-statistic)	0.018416		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.054644	Mean dependent var	0.068134
Sum squared resid	259.3136	Durbin-Watson stat	2.318619

Dependent Variable: OPER
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Sample: 2014 2017

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES	0.431373	0.128663	3.352743	0.0009
DECTSALES	-0.414411	0.346059	-1.775452	0.0765
CEO	0.268836	0.511890	0.525184	0.5997
DECTSALESCEO	1.585117	1.467260	1.080360	0.0149
DECTSALESAINTE	-0.002063	0.003455	-0.597072	0.5507
DECTSALESFCF	0.337199	0.431792	0.780929	0.4352
DECTSALESLOSS	1.083716	0.515104	2.103876	0.0359
YEAR15	0.084283	0.142405	0.591857	0.5542
YEAR17	0.174476	0.174610	0.999232	0.3182
C	0.025859	0.082390	0.313861	0.7538

Weighted Statistics

R-squared	0.044869	Mean dependent var	0.146968
Adjusted R-squared	0.027034	S.D. dependent var	1.201153
S.E. of regression	1.184805	Sum squared resid	676.6139
F-statistic	2.515859	Durbin-Watson stat	3.008155
Prob(F-statistic)	0.008013		

Unweighted Statistics

R-squared	0.044869	Mean dependent var	0.146968
Sum squared resid	676.6139	Durbin-Watson stat	3.008155