العدد الثالث– سبتمبر ٢٠٢١– المجلد الخامس

مجلة الإسكندرية للبحوث المحاسبية
قسم المحاسبة والمراجعة

أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعي– دليل من الشركات المقيدة بالبورصة المصرية

د/ محمد إبراهيم محمد راشد[1]
مدرس بقسم المحاسبة والمراجعة
كلية التجارة– جامعة الإسكندرية

ملخص البحث

استهدف البحث تحليل واختبار العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وبين درجة تخصصها الصناعى، واختبار مدى وجود تأثير لخصائص صناعة عميل المراجعة كمتغيرات معدلة لهذه العلاقة والتي تتمثل في درجة التركز، مستوى التجانس، درجة التعقيد المحاسبى.

وباستخدام القوائم المالية لعدد ١٩١ شركة عن عام ٢٠٢٠ أمكن استخلاص عدد ١٤٥ مشاهدة، تمثل كل مشاهدة منها تصنيف منشأة المحاسبة والمراجعة حسب مؤشر السمعة المهنية، ودرجة تخصصها في قطاع صناعة عميل المراجعة، ومقاييس خصائص تلك الصناعة لكل عميل المراجعة. وخلص البحث إلى وجود تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى، حيث تبين وجود علاقة طردية معنوية بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث انتماءها لإحدى المنشآت الأربعة الكبرى، وبين مستوى تخصصها الصناعى. كما خلص البحث إلى أن درجة التعقيد المحاسبى فقط يؤدى إلى احداث اختلاف جوهرى فى تأثير سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى. بينما لم يتبين وجود دون وجود أى تأثير لاختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة، أو مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة.

الكلمات المفتاحية: التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة – السمعة المهنية لمنشأة المحاسبة والمراجعة – تركيز صناعة عميل المراجعة – تجانس صناعة عميل المراجعة – التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة

E. mail: Mohamed_Rashed_73@yahoo.com[1]

The Effect of Audit Client's Industry Characteristics on the Relationship between Audit Firm Reputation and the Degree of Its Industrial Specialization- Evidence from Egyptian Listed Companies

Abstract

The research aimed to analyze and test the relationship between the audit firm reputation and the degree of its industrial specialization, and the extent to which there is an effect of the audit client's industry characteristics as Moderator variables for this relationship, which are the degree of concentration, the level of homogeneity, the degree of accounting complexity.

Based on a sample of companies listed on the Egyptian Stock Exchange for the year 2020, 145 observations were extracted, each observation represents; the proxy of audit firm reputation, the level of its industrial specialization, and the measures of the characteristics of Audit Client's Industry. The research concluded that there is a significant effect of the audit firm reputation on the degree of its industrial specialization.

The research also concluded that the degree of accounting complexity only leads to a fundamental difference in the impact of the reputation of the accounting and auditing firm in Egypt on the degree of its industrial specialization. While it was not found that there was no effect of the difference in the degree of concentration of the audit client industry, or the level of homogeneity in the audit client industry.

Keywords: Auditor's Industry Specialization – Audit Firm Reputation– Client-Industry Concentration – Client-Industry Homogeneity– Client-Industry Accounting Complexity

١- مقدمة البحث

يلعب التخصص الصناعى لمراقب الحسابات دوراً محورياً في تحسين كفاءة وفاعلية الخدمات التي يقدمها، وتأتى استراتيجية التخصص الصناعى لمنشآت المحاسبة والمراجعة ضمن أهم مداخل تعزيز ثقة الأطراف ذات الصلة بالمهنة في جودة الأداء المهنى. وتلعب منشآت المحاسبة والمراجعة دوراً فى تفعيل استراتيجية التخصص الصناعى، ويكمن هذا الدور في إدراك ضرورة تطبيق استراتيجية التخصص والاقتناع بالأثر الإيجابى للتخصص على كفاءة وفعالية المراجعة، وإسهام التخصص في تخفيف حدة المنافسة المهنية دون الإضرار بالحصة السوقية أو إيرادات المراجعة، بل أن التخصص قد يساعد على تقسيم السوق بما يتناسب مع حجم منشآت المحاسبة والمراجعة (منصور، ٢٠١٣؛ إبراهيم، ٢٠١٧). وهناك شبه إجماع بين الدراسات على اعتبار المراجع المتخصص هو من لديه حصة لا تقل عن نسبة ٢٠% من السوق. (إبراهيم، ٢٠١٧؛ منصور، ٢٠١٨; Hapsoro and Santoso, 2018).

ولقد تركز اهتمام غالبية الدراسات السابقة في مجال التخصص الصناعى لمراقب الحسابات من ناحية على دراسة وتحليل المنافع المتوقع تحقيقها أو الانتقادات التي يمكن توجيهها لاستراتيجية التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية (لبيب، ٢٠٠٥؛ بابكر، ٢٠١٨؛ الجندى، ٢٠١٩)، ودوافع تطبيق استراتيجية التخصص الصناعى سواء لصالح منشأة عميل المراجعة (على، ٢٠١٨؛ Hegazy et al., 2015; Wang et al., 2017) أو لصالح منشأة المحاسبة والمراجعة من ناحية أخرى، من حيث أثر اتباع استراتيجية التخصص الصناعى إما على أتعاب المراجعة أو على مستوى جودة خدمة المراجعة (Goodwin and Donghui, 2014; Mukhlasin, 2018; Hapsoro and Santoso, 2018; Hegazy and Hegazy, 2018; Miah, 2019).

من ناحية أخرى، فلقد ارتبط مفهوم "سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة Audit Firm Reputation" بالأسم المهنى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث أكدت نتائج غالبية الدراسات السابقة أن ارتباط أسم منشأة المحاسبة والمراجعة بأحد العلامات المهنية الدولية الكبرى يرتبط بارتفاع أتعاب المراجعة وارتفاع مستوى جودة الأداء المهنى (Johnson et al., 2018; Ghadhab et al., 2019). ولقد استخدم Hapsoro and Santoso (2018) كل من حجم منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة التخصص الصناعى كمؤشرات للاستدلال عن السمعة المهنية لمنشأة المحاسبة والمراجعة وبالتالي تم اعتبار التخصص الصناعى ضمن مكونات السمعة المهنية لمنشأة المحاسبة والمراجعة، بينما تناول Rusmin and Evans (2017) كل من السمعة والتخصص كمتغيرين مختلفين في مجال اختبار الآثار المترتبة عن كل منهما على طول فترة تأخير تقرير المراجعة، بما يعكس إمكانية اعتبار كل من سمعة

منشأة المحاسبة والمراجعة بمثابة متغير منفصل عن درجة تخصصها الصناعى، الأمر الذى يتيح إمكانية اختبار ما إذا كان هناك علاقة تأثيرية بينهما.

٢- مشكلة البحث

على الرغم من تركز إهتمام غالبية الدراسات السابقة على الآثار المترتبة على اتباع منشآت المحاسبة والمراجعة للتخصص الصناعى، إلا أنه من البديهى أن يكون هناك محددات تؤثر على دوافع المراجع الخارجي نحو اتباع استراتيجية التخصص الصناعى. هذه المحددات لابد وأن تتأثر في المقام الأول بالمقومات التي تمتلكها منشأة المحاسبة والمراجعة والتي تجعلها قادرة على تطبيق استراتيجية التخصص الصناعى، كما تتأثر بطبيعة وخصائص الصناعة التي تنتمى لها منشأة عميل المراجعة من ناحية أخرى.

ولقد تناول فريق من الدراسات اختبار مدى انعكاس خصائص الصناعة التي ينتمى لها نشاط العميل على عملية المراجعة من حيث جودة المراجعة أو أتعاب المراجعة أو حالات تدوير منشأة المحاسبة والمراجعة (Cahan et al., 2011; Francis and Gunn, 2015; Musah et al., ٢٠١٨; Cairney and Stewart, 2019; Bae et al., 2019)، حيث أبرزت تلك الدراسات وجود أهمية لتأثير بعض خصائص صناعة منشأة العميل كدرجة التركز الصناعى من حيث عدد الشركات، ومستوى التجانس التشغيلى بين الشركات، ومستوى تعقد الممارسات المحاسبية على مستوى الصناعة. إلا أن هناك ندرة في الدراسات التي تناولت أثر خصائص صناعة منشأة العميل، سواء في التأثير على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة بشكل مباشر، أو في التأثير على مدى استعداد منشأة المحاسبة والمراجعة على تطبيق استراتيجية التخصص الصناعى.

ولذا يمكن صياغة مشكلة البحث في التساؤلات التالية: هل يوجد تأثير جوهرى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى؟. وهل يختلف تأثير سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى باختلاف خصائص الصناعة التي ينتمى إليها نشاط العميل من حيث درجة التركز الصناعى، مستوى التجانس الصناعى، درجة التعقيد المحاسبى. وما هى دلالة هذا التأثير إن وجد في بيئة الممارسة المهنية المصرية؟ هذا ما سيجيب عنه هذا البحث نظرياً وعملياً.

٣- هدف البحث

يهدف البحث إلى تحليل واختبار العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وبين درجة تخصصها الصناعى، ومدى وجود تأثير لخصائص الصناعة، التي تنتمى إليها منشأة عميل المراجعة،

من حيث درجة التركز، التجانس، التعقيد المحاسبى على العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وبين درجة تخصصها الصناعى. كمتغيرات معدلة لهذه العلاقة.

٤- أهمية ودوافع البحث

يستمد البحث أهميته الأكاديمية كونه امتداداً لسلسة البحوث في مجال التخصص الصناعى لمراقب الحسابات وتأثيره على سوق المهنة ومستوى المنافسة بين منشآت المحاسبة والمراجعة، حيث يتناول البحث الأبعاد ذات الصلة بصناعة منشأة العميل ودورها في تحديد شكل العلاقة بين مقومات منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعى. وعملياً يستمد البحث أهميته من واقع إمكانية تقديم نتائج وتوصيات تسهم إيجاباً في هذا المجال بعد اختبار فرض البحث وتحليل نتائجه تطبيقاً على بيئة الممارسة المهنة في مصر، بما قد يمكن منشآت المحاسبة والمراجعة من رسم استراتيجيات التخصص الصناعى لديها بمعلومية دراسة وتحليل العوامل ذات الصلة بصناعة منشآت عملاءها.

ولعل من أهم دوافع البحث هو دراسة وتحليل نفعية استخدام مؤشرات قياس خصائص صناعة منشأة العميل، في رسم استراتيجية التخصص الصناعى لمنشأة مراقب الحسابات وفق منهجية تطبيقية تتلافى عيوب منهجية الاستقصاء.

٥- حدود البحث

يقتصر نطاق البحث على تحليل واختبار أثر سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على مستوى ممارسة استراتيجية التخصص الصناعى باعتبار أن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة عالمياً هي حصيلة جهودها في سبيل كسب ثقة العملاء ورفع مستوى جودة الأداء المهنى. وبما يتناسب مع بيئة الممارسة المهنية المصرية فسوف يقتصر البحث على الاستدلال عن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث اقترانها بإحدى منشآت المحاسبة والمراجعة العالمية.

كما يخرج عن نطاق البحث اختبار أثر الخصائص ذات الصلة بمنشأة العميل على المستوى الفردى حيث يركز البحث على خصائص الصناعة ككل كمحددات لدرجة تخصص منشأة المحاسبة والمراجعة في صناعة معية على المستوى الاجمالى، دون التطرق إلى محددات قبول أو رفض عميل مراجعة ينتمى لتلك الصناعة. وأخيراً فإن قابلية نتائج البحث للتعميم مشروطة بضوابط اختيار عينته.

٦- خطة البحث

لتحقيق أهداف البحث وتناول مشكلته، فى ضوء حدوده، فسوف يستكمل كالتالى:

٦-١ التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية: المفهوم ومداخل القياس والمردود المهنى.

٦-٢ تحليل العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعى، واشتقاق الفرض الأول للبحث.

٦-٣ تحليل أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعى، واشتقاق الفرض الثانى للبحث.

٦-٤ منهجية البحث.

٦-٥ النتائج والتوصيات ومجالات البحث المقترحة.

٦-١ التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية: المفهوم ومداخل القياس والمردود المهنى

تركز اهتمام الأدب المحاسبى في مجال التخصص الصناعى للمراجع الخارجى على المزايا والوفورات التي يمكن تحقيقها من اتباع منشآت المراجعة لتلك الاستراتيجية سواء لصالح منشأة عميل المراجعة، أو لصالح منشأة المراجعة ذاتها. لذا فلقد ورد بالأدبيات المحاسبية تعريفات ومفاهيم للتخصص المحاسبى نشأ عنها مداخل وطرق لقياس درجة التخصص الصناعى للمراجع الخارجى. ويمكن للباحث تناول تلك النقاط من خلال الفرعيات التالية:

٦-١-١ مفهوم التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية

قدم Palmrose (1986) تعريفاً للتخصص في مجال معين بأن المتخصص هو أكبر مورد للخدمة وأن هناك اختلافات جوهرية تظهر جليا بين مستوى تقديم الخدمة بين أكبر مورد للخدمة والمورد الثانى، وبين الثانى والثالث، وبين الثالث وباقى الموردين. بينما أشار Craswell et al. (1995) إلى أن اتباع التخصص في مجال المراجعة يتطلب من المراجع إنفاقاً استثمارياً لاكتساب الخبرة والمعرفة اللازمة للتركيز على شريحة من العملاء بناء على نوع القطاع الصناعى، ولذا يستفيد المراجع المتخصص صناعيا باكتساب قاعدة معرفة إضافية كأحد مكونات الخبرة اللازمة لأداء كافة مهام المراجعة بشكل عام.

ولقد فرق الأدب المحاسبى في مجال المراجعة الخارجية بين مفهومين للتخصص الصناعى، نشأ المفهوم الأول من منظور سوق المهنة من حيث تركيز المراجعين Auditor Concentration بمعنى أن يهيمن أقل عدد من منشآت المحاسبة والمراجعة على أكبر عدد من الشركات التي تنتمي لقطاع

صناعى معين، أما المفهوم الثانى فيعكس تركيز المراجع ذاته Auditor Focus حيث يتم تناول درجة التخصص الصناعى من منظور منشأة المحاسبة والمراجعة أو المراجع الفرد ليشير إلى المدى الذي يركز فيه المراجع على صناعة معينة مقارنة بالصناعات الأخرى. فكلما ارتفع مستوى تركيز المراجع على صناعة معينة كلما ارتفع مستوى الخبرة التى يكتسبها والتى يستطيع تكرار تطبيقها ونقلها إلى عملاء آخرين لديه فى نفس الصناعة Cairney and Young (2006).

ويمكن انتقاد منظور سوق المهنة للتخصص الصناعى وفق المفهوم الأول بأن مستوى تركيز المراجعين في صناعة ما يتأثر بهيكل مستوى تنظيم هذه الصناعة ذاتها، بمعنى أنه إذا كانت الصناعة ذاتها مركزة في عدد محدود من الشركات تكون النتيجة بديهية وهى ارتفاع مستوى تركيز المراجعين مما لا يلقى الضوء على المستوى المستهدف قياسه بشأن خبرة المراجع في مجال تلك الصناعة Eichenseher and Danos (1981). ولقد أشار Kwon (1996) إلى أنه مع ارتفاع مستوى التركيز في قطاع صناعى معين بمعنى انخفاض عدد الشركات المنتمية لتلك الصناعة، قد تميل الشركات إلى تعيين مراقب الحسابات مختلف عن الشركات المنافسة لتجنب تسرب المعلومات على منافسيهم مما يقلل من احتمال هيمنة مراجع أو منشأة مراجعة واحدة على معظم شركات ذلك القطاع الصناعى، إلا أنه في حالات ان ارتفاع مستوى تركيز صناعة منشأة العميل فى محدود من الشركات كبيرة الحجم التي لا يستطيع إلا منشآت المحاسبة والمراجعة كبيرة الحجم من مراجعتها، فقد يرتفع مستوى تركيز المراجعين بالتبعية في تلك الصناعة.

ويعتقد الباحث أن مفهوم التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية من منظور سوق مهنة المراجعة المستند إلى تركيز المراجعين، هو مفهوم يعترف بأن اتباع استراتيجية التخصص الصناعى للمراجع الخارجي أمر تحكمه بعض العوامل والمتغيرات ذات الصلة بطبيعة صناعة منشأة عميل المراجعة ومستوى تركزها من عدد من الشركات. إلا أن التسليم بأن تركز الصناعة في عدد منخفض من الشركات يدفعها إلى تعيين مراجعين مختلفين خشية تسرب المعلومات بين المنافسين إلا في حالات الاضطرار إلى تعيين إحدى منشآت المحاسبة والمراجعة كبيرة الحجم والإمكانيات، هو أمر يغفل العوامل الأخرى ذات الصلة بطبيعة الصناعة والتي تؤثر في استعدادها لممارسة استراتيجية التخصص الصناعى. لذلك يعتقد الباحث أن التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية ينشأ أيضاً عن استعداد منشآت المحاسبة والمراجعة ذاتها وهي المنوطة بممارسة التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية من أجل تحقيق أحد أو بعض الأهداف والعوائد المنشودة من هذا التخصص.

ولذا يمكن القول ان الأدبيات المحاسبية في مجال المراجعة الخارجية قد تبنت تطوير المفهوم الثانى للتخصص الصناعى من منظور منشأة المحاسبة والمراجعة ذاتها، أو المراجع الفرد، والذى يستند على

الخبرة المكتسبة. فلقد تبنت دراسة Verleyen and De Beelde (2011) منظور تداول الخبرة الناتجة عن التخصص الصناعى تطبيقاً على منشآت المحاسبة والمراجعة الدولية بأسواق المال الأوربية وأكدت نتائجها أنه يتم تبادل المعارف والخبرات المتخصصة بين المراجعين بحيث يصبح درجة التخصص متسقا على صعيد دولى بين البلدان المختلفة لدى منشآت المحاسبة والمراجعة الدولية، حيث تبين وجود اتساق درجة التخصص بين البلدان المختلفة في صناعات دون أخرى وبالأخص قطاع الكيماويات والقطاع الخدمى. الأمر الذى يشير إلى أن منشآت المحاسبة والمراجعة الأكثر تخصصا في تلك القطاعات تحقق أكبر قدر من المزايا التنافسية.

وعرفت دراسة Hegazy et al. (2015) التخصص الصناعى للمراجع بأنه يتم اكتسابه من خلال التعامل الموسع مع عملاء ينتمون إلى نفس الصناعة. من جانب آخر، فلقد تبنت دراسة Thongchai and Ussahawanitchakit (2015) مفهوم التخصص الصناعى لمراجع الحسابات من منظور الخبرات والمعارف، وطورت تعريفاً للتخصص الصناعى بأنه " القدرة على اكتساب المزيد من المعرفة والتعلم المستمر من خلال الخبرة العملية والتدريب الممارسة. وبالتالي يمتلك المراجع المتخصص القدرة المتميزة على أداء المهام والتعامل مع المشكلات المستجدة اثناء تنفيذ إجراءات المراجعة". وأشارت الدراسة إلى وجود أربعة محاور للتخصص في مجال المراجعة وهى:

المحور الأول: تعدد المعارف في مجال المراجعة Audit Well-Roundedness، بمعنى وجود مجموعة متنوعة من المعارف ذات الصلة بالمراجعة مثل معايير المحاسبة، ومعايير المراجعة، والضرائب، والقانون، والتنظيم، ومعرفة التكنولوجيا والمعرفة الأخرى، تلك المعارف المتنوعة تساعد المراجع على ممارسة الشك المهنى وتوظيف الدلة التي يحصل عليها للتنبؤ بالأحداث المؤدية للتحريفات الجوهرية في القوائم المالية.

المحور الثانى: المعارف الضمنية المكتسبة في مجال المراجعة Tacit Audit Knowledge، بمعنى وجود مجموعة من المعارف التي يكتسبها المراجع ويصعب تعليمها أو نقلها للآخرين لصعوبة التعبير عنها بالكلمات أو الرموز. ويكتسبها المراجع من التدريب والملاحظة وتراكم الخبرات بشكل عام. وتستخدم في ممارسة الشك المهنى.

المحور الثالث: القدرة على الاستفادة من الخبرات السابقة Audit Experience Utilization، والتي تنعكس على جودة اتخاذ الاحكام وتقليل الوقت وتقليل تكرار تنفيذ بعض المهام وبالتالى تقليل تكلفة المراجعة ورفع فعالية المراجع من خلال تجنب تكرار الخطأ.

المحور الرابع: التعلم التخصصى في مجال المراجعة Audit Learning Focus. وهى سعى

المراجع إلى صقل المعرفة اللازمة في مجال صناعة معينة من خلال التعمق في مجالات أخرى مثل تكنولوجيا المعلومات التي تمكنه من أداء مهام المراجعة باستخدام أساليب وتطبيقات حديثة متطورة بكفاءة تحقق له مزايا تنافسية.

ولقد حصر إبراهيم (٢٠١٧) بعض تعريفات التخصص الصناعى والتي تتبنى أيضاً منظور منشأة المحاسبة والمراجعة المستند إلى الخبرات والمعارف المكتسبة والتي وردت ببعض الدراسات السابقة؛ والتي حددت ان التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية هو "اتجاه منشأة المحاسبة والمراجعة إلى استثمار مواردها في خلق وتطوير المعرفة والخبرة ذات الصلة بصناعة معينة بما يترتب عليه الاستحواذ على حصة جوهرية من عملاء هذه الصناعة، أو أنه "قدرة منشأة المحاسبة والمراجعة على إشباع احتياجات عملاءها في قطاع صناعى محدد من خلال تكريس مواردها الاستراتيجية وجهودها وخبراتها المتخصصة لإرضاء هؤلاء العملاء، أو أنه "استراتيجية التمايز التي تهدف إلى تزويد المراجعين بميزة تنافسية مستدامة عن غيرهم من المراجعين غير المتخصصين، أو أنه امتلاك المراجع المعرفة المتخصصة بصناعة معينة من خلال الاستمرار لفترة طويلة في خدمة عملاء تنتمى إلى هذه الصناعة.

كما قدم بابكر (٢٠١٨) مفهوماً للتخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية مفاده أن يتميز المراجع عن غيره من المراجعين بالخبرة العلمية والعملية، وأن يتمتع بالفهم العميق في مجال قطاع معين من الأنشطة الاقتصادية، بما يمكن المراجع من القيام بأعمال المراجعة بدقة وسهولة.

وهناك مجموعة من الأهداف التي قد يسعى المراجع إلى تحقيقها من خلال اتباع استراتيجية التخصص الصناعى مثل؛ تحقيق أعلى مستوى من الكفاءة المهنية، ورفع درجة الثقة في الأداء المهنى، ضمان الإستمرارية في تقديم خدمات المراجعة وزيادة الحصة السوقية لمنشأة المحاسبة والمراجعة مع الحصول على أتعاب مرتفعة مع تخفيض احتمال عزل المراجع من جانب العميل. كما أن هناك مجموعة من المزايا والمنافع التي يمكن للمراجع تحقيقها من اتباع استراتيجية التخصص الصناعى مثل؛ توزيع تكاليف التدريب على مهام المراجعة في مجال صناعة معينة على أكبر عدد من العملاء مما يساعد المراجع على الاستفادة من وفورات الحجم، دعم قدرة المراجع على كشف حالات

الخروج عن المعايير المحاسبية مع تسهيل مهام فحص التقديرات المحاسبية من جانب إدارة منشأة العميل. (لبيب، ٢٠٠٥؛ بابكر، ٢٠١٨).

ويعتقد الباحث أن مفهوم التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية يتضح بدرجة أكبر من الدراسة والتحليل في مجال دوافع تطبيق استراتيجية التخصص الصناعى ما قد ينتج عنها من منافع

سواء لصالح منشأة عميل المراجعة أو لصالح منشأة المحاسبة والمراجعة ذاتها، تلك المنافع التي بلا شك ستنعكس على المجتمع ككل وبالأخص الأطراف المختلفة من أصحاب المصالح المتعاملين سوق الأوراق المالية. ولذا سوف يتطرق الباحث إلى دوافع تطبيق التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية في الفرعية التالية من البحث.

(أ) دوافع تطبيق التخصص الصناعى لصالح منشأة عميل المراجعة

تناولت العديد من الأدبيات في مجال التخصص الصناعى للمراجع الخارجي أوجه النفع التي يمكن أن تعود على منشأة عميل المراجعة جراء إتباع منشأة المحاسبة والمراجعة لاستراتيجية التخصص الصناعى، والتي تتمثل فى التأثير الإيجابى على جودة القوائم المالية وعملية الإفصاح المالى بشكل عام.

فلقد أكدت نتائج دراسة Balsam et al. (2003) أن القوائم المالية للشركات التي يتم مراجعتها من جانب مراجعين متخصصين تحقق أعلى مستويات من جودة الأرباح مقارنة مع قوائم الشركات التي يرجعها غير المتخصصين، حيث استرشدت الدراسة عن ارتفاع مستوى جودة الأرباح من حيث انخفاض مستوى الاستحقاقات الاختيارية Discretionary Accruals.

كما تناولت دراسة Romanus et al. (2008) أحد أبعاد جودة التقرير المالى وهو احتمال إعادة إصدار القوائم المالية، أكدت نتائج أن ارتفاع درجة التخصص الصناعى للمراجع يؤدى إلى انخفاض احتمال إعادة إصدار القوائم المالية بشكل عام. كما أكدت النتائج أن تغيير المراجع غير المتخصص إلى مراجع متخصص يزيد من احتمال حدوث إعادة إصدار للقوائم المالية بعد التغيير، بينما التحول من مراجع متخصص إلى غير متخصص يقلل من احتمال حدوث إعادة إصدار للقوائم المالية بعد التغيير. وبالتركيز على القوائم التى تم إعادة إصدارها بالفعل، فلقد تبين أن ارتفاع درجة التخصص الصناعى للمراجع يقلل من احتمال أن يؤثر إعادة الإصدار جوهرياً على الحسابات المتعلقة بالنشاط الرئيسى للمنشأة. تلك النتائج تؤيد دور التخصص الصناعى في دعم قدرة المراجع على رفع جودة القوائم المالية وعملية الإفصاح المالى بشكل عام، وفيما يتعلق بأرصدة الحسابات ذات الصلة بجوهر نشاط منشأة العميل بشكل أخص.

من ناحية أخرى، أكدت نتائج بعض الدراسات (Rusmin, ٢٠١٠; Burnett et al., 2012) أن التخصص الصناعى للمراجع الخارجي يمكن أن يستخدم كمؤشر عن جودة المراجعة الخارجية وأن ارتفاع درجة التخصص الصناعى للمراجع يحد من ممارسة إدارة الأرباح التى تعكسها الإستحقاقات الاختيارية في القوائم المالية لمنشأة عميل المراجعة.

وفى هذا السياق فلقد ركزت دراسة Francis et al. (2013) على بعد آخر لجودة التقرير المالى وهو مستوى إدارة الأرباح بالقوائم المالية لمنشأة عميل المراجعة، حيث تناولت الدراسة عدد ٤٢ دولة لإجراء مقارنة بين مستوى تركز سوق مهنة المراجعة وأثره على جودة المراجعة من حيث مستوى إدارة أرباح منشآت العملاء. وتبين من نتائج الدراسة أن هيمنة المكاتب الأربعة الكبار على سوق مهنة المراجعة في حد ذاته لا يخل بجودة المراجعة في السوق ككل طالما هناك حصص سوقية متعادلة بين المكاتب الأربعة الكبيرة، حيث تنخفض مستويات إدارة الأرباح لدى الشركات التي يراجعها أحد المكاتب الكبار أو حتى التي يراجعها مكتب بخلاف الأربعة الكبار. إلا أن نتائج الدراسة أكدت أنه في الدول التي يهيمن بها أحد المكاتب الكبار على سوق مهنة المراجعة حيث تتباين الحصص السوقية جوهريا بين المكاتب الكبرى وبعضها، فترتفع مستويات إدارة الأرباح لدى السوق ككل.

وتركيزا على سوق مهنة المراجعة في مصر، فلقد تناولت دراسة Hegazy et al. (2015) اختبار دور التخصص الصناعى للمراجع الخارجى وأثره على جودة التقارير المالية، من خلال اجراء تجربة معملية داخل إحدى منشآت المحاسبة والمراجعة ذات الانتماء دولي في مصر، وأشارت النتائج إلى عدم وجود فرق جوهرى بين المراجعين المتخصصين في الصناعة وغير المتخصصين من حيث قدرتهم على منع إدارة الأرباح. بينما تؤيد النتائج ارتفاع جودة التقارير المالية التى يراجعها المتخصصون من حيث قدرتهم على كشف التحريفات الجوهرية والغش، كما أن التخصص الصناعى يضمن قدرة المراجع على تطبيق التعديلات على معايير المراجعة بشكل أفضل مقارنة بالمراجعين غير المتخصصين.

من جانب آخر فلقد تناولت دراسة Kato et al. (2016) سوق مهنة المراجعة في اليابان خلال الفترة التحول التي تم بها حل منشأة PricewaterhouseCoopers ChuoAoyama وتحول تركز سوق من المكاتب الأربع الكبرى إلى الثلاث الكبرى، حيث تم اختبار الأثر على كل من درجة التخصص الصناعى مستوى الاستحقاقات الاختيارية كمقياس لمستوى إدارة الأرباح لدى منشأة عميل المراجعة ومؤشر لجودة المراجعة. وتبين للدراسة انخفاض مستوى إدارة الأرباح على مستوى الشركات التي يراجعها المتخصصين بشكل جوهرى مع وجود اختلاف جوهرى بين مؤشرات جودة المراجعة بين المراجعين المتخصصين وغير المتخصصين بعد تركز السوق في عدد ٣ مكاتب كبرى. وتشير تلك النتائج إلى أن ارتفاع درجة تركيز السوق يمكن أن يدفع المراجعين الكبار للاستفادة من تخصصهم الصناعى والمنافسة لتقديم مستوى أفضل لجودة المراجعة، مشارا عنها بانخفاض مستوى إدارة الأرباح بالتقارير المالية لمنشآت عملاء المراجعة. على الرغم من ذلك فلم تؤكد نتائج دراسة البلتاجى (٢٠١٧) تطبيقا على الشركات المساهمة السعودية وجود تأثير معنوى لتخصص مراقب الحسابات على جودة

التقارير المالية التي تم الاسترشاد عنها وفق أحد مقاييس التحفظ المحاسبى معبرا عنه بنسبة القيمة السوقية إلى القيمة الدفترية لحقوق الملاك في نهاية الفترة.

من ناحية ردود أفعال المتعاملين في السوق تجاه التخصص الصناعى للمراجع، فلقد أكدت نتائج دراسة Knechel et al. (2007) أن الشركات تحقق عوائد إيجابية غير عادية عندما تقوم بتغيير المراجع ويكون المراجع اللاحق متخصص صناعياً، بينما تحقق عوائد سلبية غير عادية عندما لا يكون المراجع اللاحق متخصص صناعياً. كما تبين نتائج الدراسة أن ردود فعل السوق هذه ترجع إلى الثقة في جودة التقارير المالية. كما أكدت النتائج أن الشركات أكبر رد فعل سلبي في السوق عندما يتم التحول من أحد المراجعين الكبار والمتخصصين صناعياً إلى مراجع ليس ضمن الكبار. كما استهدفت دراسة على (٢٠١٨) اختبار العلاقة بين كل من درجة التخصص الصناعى لمراقب الحسابات على تقلبات عوائد الأسهم. وتطبيقاً على قطاع الأغذية والمشروبات بالبورصة المصرية، وأظهرت نتائج الدراسة وجود تأثير سلبى معنوى لدرجة التخصص الصناعى لمراقب الحسابات على تقلبات عوائد الأسهم.

من جانب آخر فلقد تناولت دراسة Wang et al. (2017) الشركات المقيدة بالبورصة التايوانية لاختبار تأثير التخصص الصناعى للمراجع الخارجي على تكلفة الديون لدى شركات عملاءهم وتبين وجود علاقة جوهرية عكسية بين درجة التخصص الصناعى على مستوى لمراجع الخارجي الفردى وبين تكلفة الديون، مما يدل على قدرة منشآت عملاء المراجعة على تحقيق استفادة من درجة التخصص الصناعى للمراجع الخارجي تتمثل في انخفاض تكلفة الديون. كما تناولت دراسة الصيرفى (٢٠١٧) تأثير التخصص الصناعى لمراقب الحسابات على تكلفة الاقتراض وتطبيقاً على شركات قطاع الإنشاءات المقيدة بالبورصة المصرية، وأكدت نتائج الدراسة على وجود تأثير لاختلاف درجة التخصص الصناعى لمراقب الحسابات. وتبين اختلاف اتجاه التأثير باختلاف طريقة قياس التخصص الصناعى، فوفق مدخل الحصة السوقية باستخدام عدد عملاء مراقب الحسابات من عملاء الصناعة تبين ارتفاع تكلفة الاقتراض مع ارتفاع درجة التخصص، أما باستخدام حصة مبيعات عملاء مراقب الحسابات من مبيعات الصناعة فلقد تبين انخفاض تكلفة الاقتراض مع ارتفاع درجة التخصص، الأمر الذى بررته الدراسة بأن العبرة ليس في عدد العملاء بل بحجم منشأة العميل وقيمة مبيعاتها.

ويعتقد الباحث أن أى استفادة يمكن لمنشأة عميل المراجعة تحقيقها من درجة التخصص الصناعى للمراجع الخارجي أنما هو انعكاس حقيقى لأثر التخصص الصناعى للمراجع على مدى ثقة أصحاب المصالح في مستوى الخدمات التي يقدمها المراجع المتخصص مقارنة بالمراجع غير المتخصص،

الأمر الذى يوجب تشجيع منشآت المحاسبة والمراجعة على اتباع استراتيجية التخصص الصناعى وهو أمر مرهون بمدى قدرتها على تحقيق مزايا ووفورات وهو ما سيتم تناوله بالفرعية التالية.

(ب) دوافع تطبيق التخصص الصناعى لصالح مراقب الحسابات نفسه

تناولت العديد من الأدبيات في مجال التخصص الصناعى للمراجع الخارجي أوجه النفع التي يمكن أن تعود على منشأة عميل المراجعة نتيجة إتباع منشأة المحاسبة والمراجعة لاستراتيجية التخصص الصناعى، فلقد تناول منصور (٢٠١٥) التخصص الصناعى من حيث نتائجه، بأنه يؤدى إلى تكوين ما يعرف بالمعرفة المتخصصة التي تعمل على تحسين قدرة المراجع على تخطيط وتنفيذ عملية المراجعة، وتخفيض مخاطر المراجعة، حيث يحصل المراجع الخارجي المتخصص صناعيا على مزايا تنافسية Competitive Advantages قد تمكنه من زيادة كفاءة وفعالية المراجعة، حيث يقصد بكفاءة المراجعةAudit Efficiency مدى قدرة المراجع على استغلال الموا رد المتاحة للمراجعة أفضل استغلال، وتقاس كفاءة المراجعة بالعلاقة بين أتعاب المراجعة وكمية الموارد المستخدمة في أدائها. أما فعالية المراجعة Audit Effectiveness فيقصد بها مدى قدرة المراجع على تحقيق أهداف المراجعة، وتقاس بمستوى الجودة التي تؤدى بها المراجعة.

ويعتقد الباحث بأولوية عرض وتحليل نتائج الدراسات السابقة في مجال أثر التخصص الصناعى على فعالية المراجعة، اعتقادا ان قدرة المراجع على تحقيق مزايا تنافسية في مجال فعالية المراجعة المتمثلة في تحقيق أهداف المراجعة، تؤهله هذه القدرة على تحقيق مزايا إضافية فى مجال كفاءة المراجعة المتمثلة في وفورات التكلفة والأتعاب الإضافية.

فمن منظور المزايا التنافسية التي يمكن لمنشأة المحاسبة والمراجعة تحقيقها في مجال فعالية المراجعة، فلقد تطرقت دراسة عيسى (٢٠٠٨) إلى أن تخصص الصناعة، وإن كان محدود القيمة فى ظل المهام الروتينية، إلا أنه ذو قيمة كبيرة فى المهام المعقدة، حيث يتوافر لدى المراجع المتخصص فى الصناعة التى يعمل بها العميل موضوع المراجعة هيكل معرفة يساعده فى بناء أحكام قوية ومتميزة، مما ينعكس ايجابياً على جودة المراجعة. كما أكدت مجوعة من الدراسات منها (لبيب، ٢٠٠٥؛ حسن، ٢٠١١؛ محمد، ٢٠١٣؛ مرسى، ٢٠١٥؛ الجندى، ٢٠١٩) على دور التخصص الصناعى فى تكوين هيكل معرفة وخبرات خاصة تعزز قدرة المراجع الخارجى فى قطاع صناعة العميل على الإلمام بكافة الأنشطة والمعاملات، بما ينعكس بصورة مباشرة على قرارات المراجع الخارجى فى مجال تقدير عناصر نموذج خطر المراجعة وتقييم المخاطر، والتى تنعكس بالتبعية على خطة وبرنامج المراجعة وجودة قرارات تخطيط أعمال المراجعة، بما يساعده على كشف الغش والتلاعب فى القوائم

المالية، الحد من ممارسات إدارة الأرباح، الأمر الذى ينعكس على تضييق فجوة التوقعات القائمة بين المجتمع ومهنة المراجعة الخارجية.

كما أكدت نتائج دراسة Jaggi et al. (2015) على أن جودة خدمات المراجعة التى تقدمها المكاتب الكبرى هى رهن التخصص الصناعى الذى يضمن للمراجعين اكتساب الخبرة للازمة ولاسيما فى حالات ضعف هياكل الرقابة الداخلية.

وتطبيقاً على الشركات المدرجة فى سوق الأسهم السعودية توصلت نتائج دراسة إبراهيم (٢٠١٧) إلى أن لتبنى استراتيجية التخصص الصناعى آثار إيجابية على نتائج ارتباطات المراجع تتمثل في خفض مخاطر بيئة أعمال المراجعة (تم قياسها وفق مؤشر افلاس الشركة)، تحسين جودة خدمات المراجعة (مقاسة بالاستحقاق الاختيارى كمؤشر عن جودة الأرباح)، بالإضافة إلى تحسين كفاءة السوق المالية (تم قياسها بالعائد على الأصول كمؤشر عن تكاليف الوكالة).

من جانب آخر فلقد تطرقت دراسة منصور (٢٠١٨) إلى اختبار مدى وجود تأثير للتخصص الصناعى لمراقب الحسابات على فترة إصدار تقرير المراجعة. وتوصلت الدراسة إلى نتائج متباينة حسب الطريقة المستخدمة لقياس التخصص الصناعى، فلقد اكدت النتائج أن تخصص المراجع في مجال صناعة منشأة العميل يؤدى إلى تقليل فترة اصدار تقرير المراجعة إذا تم قياس التخصص الصناعى وفق مدخل الحصة السوقية على أساس نسبة عدد عملاء المراجع إلى إجمالي عدد العملاء الصناعة، إلا أن النتائج لم تؤيد وجود تأثير على فترة اصدار التقرير للتخصص الصناعى المقاس سواء بمعلومية إجمالي المبيعات أو اجمالى أصول منشأة العميل إلى إجمالي مبيعات أو اجمالى أصول الصناعة.

كما ابرزت نتائج دراسة Hegazy and Hegazy (2018) أن التخصص الصناعى للمراجع يرفع من احتمال الاحتفاظ بالمراجع من جانب عملاء المراجعة، خاصة في قطاعات المباني والإنشاءات والإسكان والعقارات والخدمات المالية وهى القطاعات ذات الاستثمارات الكبيرة. كما تبين أن تخصص الصناعة يرفع من قدرة منشآت المحاسبة والمراجعة على الاحتفاظ بعملائها من ناحية، وجذب عملاء جدد ينتمون إلى نفس الصناعة من ناحية اخرى.

من جانب آخر فلقد تناولت دراسة Mukhlasin (2018) الشركات المقيدة في بورصة اندونيسيا وأكدت نتائجها على قدرة المراجع المتخصص على كشف الغش بشكل جوهرى مقارنة بالمراجع غير المتخصص. كذلك تناولت دراسة Hapsoro and Santoso (2018) الشركات الأندونيسية المقيدة بالبورصة وأكدت على وجود تأثير إيجابى لبعض المتغيرات على قدرة المراجع على إبداء الرأى بشأن

القدرة على الاستمرار، ومنها طول فترة الارتباط بين منشأة المحاسبة والمراجعة ومنشأة العميل، وكذلك سمعة المراجع التي تم تناولها من منظورين وهما؛ حجم منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث مدى انتماءها لإحدى المنشآت الأربعة الكبرى، ودرجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة.

أما من منظور المزايا التنافسية التي يمكن لمنشأة المحاسبة والمراجعة تحقيقها في مجال كفاءة المراجعة، فلقد أشار دراسة Craswell et al. (1995) إلى قدرة منشآت المحاسبة والمراجعة الكبرى على أن تتحمل التكاليف لبناء كل من الأسم المهنى والسمعة Brand Name Reputation واكتساب التخصص الصناعى بما يبرر ارتفاع معدلات الأتعاب التي تتقاضاها مقارنة بغيرها. كما تؤكد نتائج دراسة DeFond et al. (2000) أنه يمكن تبرير ارتفاع أتعاب منشآت المحاسبة والمراجعة الدولية الكبرى بناء على تخصصها الصناعى. بينما تبين انخفاض أتعاب منشآت المحاسبة والمراجعة المحلية رغم تخصصها صناعياً، حيث قد يقترن التخصص لدى منشآت المحاسبة والمراجعة غير الدولية بالسعى نحو الهيمنة على السوق من خلال المنافسة بتخفيض الأتعاب.

على الرغم من ذلك، فلقد أكدت نتائج دراسة Mayhew and Wilkins (2003) أن ارتفاع الحصة السوقية لمنشأة المحاسبة والمراجعة فى مجال صناعة معينة يمكنها من اكتساب مزايا تنافسية من حيث التكلفة والخدمة، إلا أن تأثير هذه المزايا على الأتعاب يعتمد على مدى نجاح منشأة المحاسبة والمراجعة في تمييز نفسها عن المنافسين داخل الصناعة. وأن ارتفاع درجة التخصص لمنشأة المحاسبة والمراجعة من حيث ارتفاع الحصة السوقية دون تمايز يؤدى إلى انخفاض الأتعاب عندما يتمكن العميل من المساومة على جزء من وفورات التكلفة التى تحققها منشأة المحاسبة والمراجعة التى لم تتمكن من تمييز نفسها بنجاح عن المنافسين. وبالتالى فإن حصول منشأة المحاسبة والمراجعة المتخصصة فى الصناعة على علاوة أتعاب بالزيادة عن منافسيها يدل على أنها تمتلك مزايا تنافسية فى المجال الصناعى.

ولقد تعمقت دراسة Goodwin and Donghui (2014) في مجال اختبار ما إذا كانت أتعاب المراجعة الإضافية Audit Fee Premium تعود إلى التخصص الصناعى للمراجع على مستوى منشأة المحاسبة والمراجعة Office-Level Industry Expertise أم على مستوى الشريك Partner-Level Industry Expertise، وأظهرت نتائج الدراسة الأهمية البالغة للتخصص الصناعى على مستوى الشريك في التأثير على الأتعاب الاضافية بما يؤيد دور الاستثمار المعرفى لرفع مستوى الخبرة الصناعية لدى رأس المال البشري لشركاء المراجعة على المستوى الشخصى. كما تبين اختفاء تأثير التخصص الصناعى على مستوى منشأة المحاسبة والمراجعة على الأتعاب الإضافية عندما تم إدراج التخصص على مستوى الشريك كمتغير رقابى. وتشير النتائج إلى أن أتعاب المراجعة الإضافية نظير

التخصص الصناعى تعود فى الأساس لتخصص الشريك على المستوى الشخصى، مما يلقي بظلال من الشك على الاعتقاد بأن المعرفة أو الخبرة الصناعية يتم تبادلها بين الشركاء داخل منشأة المحاسبة والمراجعة.

وتطبيقا على الشركات المقيدة ببورصة فلسطين خلال الفترة من ٢٠٠٩ حتى ٢٠١٣ أكدت دراسة نشوان وآخرون (٢٠١٥) وجود ارتفاع في أتعاب المراجعة للمكاتب المتخصصة بنسبة ١٤,١% عن أتعاب المكاتب غير المتخصصة، وأن نسبة ٨٠% من مكاتب المراجعة تطبق استراتيجية التخصص المهنى بصدد تقديم خدمات المراجعة. كما أكدت دراسة Miah (2019) تطبيقا على استراليا على ارتفاع أتعاب المراجع الخارجي الذى يجمع بين التخصص الصناعى على مستوى محلى ومستوى دولى بصورة جوهرية مقارنة بأتعاب المراجع المتخصص إما على مستوى دولى فقط أو مستوى محلى فقط. كما أكدت الدراسة على ارتفاع أتعاب المراجعة للمتخصصين فقط على المستوى المحلى مقارنة بالمتخصصين فقط على المستوى الدولى، وبررت الدراسة تلك النتيجة بأنه ربما يرجع إلى تحول الشركات الأسترالية نحو التبنى الإلزامى لمعايير التقرير المالى الدولية Mandatory Adoption Of IFRS خلال الفترة محل الدراسة.

وجدير بالذكر أنه على الرغم من المنافع التي يمكن تحقيقها من اتباع استراتيجية التخصص الصناعى للمراجع الخارجي سواء لصالح منشأة العميل أو لصالح المراجع ذاته، إلا أن التخصص الصناعى لا يخلو من أوجه الانتقادات التي يمكن أن توجه له، كالتهديد المحتمل للاستقلالية من منطلق اعتماد دخل المراجع على عملاء محددين من حيث طبيعة النشاط بما قد يجبره على الدخول في ارتباطات أخرى بخلاف المراجعة. كما أنه من المحتمل انخفاض الطلب على المراجع المتخصص صناعياً سواء من جانب المنشآت صغيرة الحجم، أو التي تخشى من تسرب المعلومات للمنافسين، أو التي تنتمى إلى قطاعات صناعية بخلاف تخصص المراجع. كما أن المراجع ذاته قد يخشى ارتفاع مخاطر الأعمال الناتجة عن اعتماد إيراداته من أتعاب المراجعة على قطاع صناعى معين (لبيب، ٢٠٠٥؛ الجندى، ٢٠١٩).

٦-١-٢ مداخل قياس التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية

من واقع تحليل الدراسات السابقة في مجال التخصص الصناعى للمراجع الخارجي، يمكن القول أنه يمكن رصد درجة التخصص الصناعى للمراجع وفق أحد مدخلين وهما؛ مدخل الحصة السوقية Market Share Approach؛ ومدخل المحفظة Portfolio Share Approach. ويكمن الفرق بين المدخلين فى أن مدخل الحصة السوقية يقوم على افتراض أن كبر حجم أعمال المنشآت التي يتعاقد معها المراجع الخارجى في قطاع صناعى معين هي مؤشر عن خبرته في مجال الصناعة، كما

يفترض هذا لمدخل أن التخصص يعتمد على حفاظ المراجع الخارجى على حصته السوقية من تلك المنشآت العاملة في قطاع صناعى معين. بينما يعتمد مدخل حصة المحفظة على الأخذ في الاعتبار التوزيع النسبى لخدمات المراجعة التي يؤديها المراجع الخارجى والأتعاب المرتبطة بكل خدمة بين العديد من القطاعات الصناعية المختلفة، حيث يعتبر المراجع الخارجى متخصصاً في قطاع صناعى معين إذا كان يحقق أكبر قدر من العائدات من هذا القطاع ويفترض أنه يكرس معظم موارده لتطوير معارفه وتقنياته ذات الصلة بتقديم خدماته لتلك الصناعة؛ على (٢٠١٨).

ويمكن عرض طريقة حساب مؤشر التخصص الصناعى وفقاً لكل من المدخلين على النحو التالى:

(أ) مدخل الحصة السوقية Market Share Approach

ووفقا لهذا المدخل يمكن أن يتم حساب درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة إما بنسبة عدد عملاء مكتب المراجعة الذين ينتمون لصناعة معينة إلى إجمالي عدد شركات الصناعة خلال فترة معينة، أو بنسبة مبيعات عملاء منشأة المحاسبة والمراجعة الذين ينتمون لصناعة معينة إلى اجمالى مبيعات الصناعة خلال فترة معينة Fernando and Thevaranjan (2017)، ولقد أشار Balsam et al. (2003) إلى أن استخدام عدد العملاء كأساس لحساب الحصة السوقية كمؤشر للتخصص الصناعى يمكن تبريره بأنه أساس يتسم بتجنب التحيز تجاه العملاء الكبار الذي ينطوي عليه استخدام أساس المبيعات، فلا يوجد ما يضمن ان اكتساب الخبرة والدراية اللازمة للتخصص يتم من خلال التعاقد مع أكبر عدد من العملاء أو مع عدد صغير من كبار العملاء. بينما أشار البلتاجى (٢٠١٧) إلى أنه يعاب على نسبة عدد عملاء مكتب المراجعة إلى إجمالي عدد عملاء الصناعة انها تتجاهل حجم منشأة العميل.

ولقد اعتمد رضوان (٢٠١٣) في سبيل حساب درجة التخصص الصناعى للمراجع الخارجي اعتماداً على مدخل الحصة السوقية على حساب نسبة إجمالى أصول الشركات التى يراجعها كل مراجع والتى تنتمى لقطاع صناعى معين إلى إجمالى أصول كافة شركات هذا القطاع. وبناء على ذلك، يمكن تطوير مؤشر التخصص الصناعى وفق مدخل الحصة السوقية باستخدام إما أساس مبيعات العملاء؛ أو عدد العملاء؛ أو أصول العملاء Wang et al. (2017).

(ب) مدخل حصة المحفظة Portfolio Share Approach

ووفقا لهذا المدخل يمكن أن يتم حساب مؤشر التخصص للمراجع الخارجي بنسبة أتعابه من العملاء الذين ينتمون للصناعة إلى اجمالى أتعاب كافة المراجعين الخارجيين على مستوى الصناعة. ويمكن استخدام تطويرا لهذا المؤشر حيث أن أتعاب المراجع من العميل تعد مؤشراً عن حجم العميل بالنسبة

للمراجع، فيمكن أن يتم حساب التخصص الصناعى للمراجع الخارجي وفق مدخل المحفظ باستخدام نسبة اجمالى مبيعات عملاء منشأة المحاسبة والمراجعة الذين ينتمون للصناعة إلى اجمالى مبيعات جميع عملاء منشأة المحاسبة والمراجعة (متولى، ٢٠٠٦).

ولقد اعتمدت بعض الدراسات (نشوان، وآخرون، ٢٠١٥ ;Romanus et al., 2008) على إيجاد مؤشر مرجح للتخصص الصناعى للمراجع الخارجي، حيث يتم حساب ذلك المؤشر المرجح بحاصل ضرب مقياس الحصة السوقية ومقياس حصة المحفظة حيث أن حصة المراجع السوقية تقيس على مستوى كل صناعة معينة الاختلافات بين منشآت المحاسبة والمراجعة المتنافسة ويتم تقدير هذه الاختلافات بنسبة اجمالى مبيعات كل عميل للمراجع في صناعة معينة إلى اجمالى مبيعات الصناعة. أما مدخل حصة محفظة المراجع فتقيس على مستوى منشأة مراجعة معينة الاختلافات بين الصناعات ويتم تقدير هذه الاختلافات بنسبة مبيعات عميل المراجع من صناعة معينة إلى اجمالى مبيعات كافة عملاء نفس المراجع، وبالتالي يمكن اعتبار أن مؤشرى حصة السوق وحصة المحفظة مكملين لبعضهما ولذا يمكن حساب التخصص الصناعى لكل مراجع بإيجاد حاصل ضرب المؤشرين معاً كمقياس يستخدم في اجراء تحليل حساسية لاختبار مدى اختلاف النتائج باختلاف المقاييس البديلة.

ومن الجدير بالذكر أنه لأغراض التحليل الإحصائى للبيانات واختبار الفروض، هناك شبه إجماع بين غالبية الدراسات على التعبير عن التخصص الصناعى للمراجع الخارجى بمتغير وهمى يأخذ القيمة (١) في حال اعتبار المراجع متخصصاً، أو يأخذ القيمة (صفر) إذا لم يكن المراجع متخصصاً في الصناعة، مع اعتبار نسبة ٢٠% كحد فاصل بين التخصص وعدم التخصص (Cahan et al., ٢٠١١; إبراهيم، ٢٠١٧؛ منصور، ٢٠١٨; Hapsoro and Santoso, 2018). من جانب آخر، فلقد اعتمدت دراسة Bills et al. (2015) على اعتبار المراجع متخصص في الصناعة إذا كان له حصة سوقية أكبر من ٣٠%. بينما استخدمت دراسة Mukhlasin (2018) نسبة ١٥% من اجمالى عدد شركات الصناعة كحد أدنى لاعتبار المراجع متخصص في هذه الصناعة. ولقد استخدم منصور (٢٠١٨) نسبة ١٠% كحد فاصل بين التخصص وعدم التخصص لإجراء تحليل حساسية لاختبار مدى اختلاف النتائج.

من جانب آخر فلقد أشار الرزين وإبراهيم (٢٠١٤) إلى أن التخصص الصناعى للمراجع كاستراتيجية قائمة على التفهم الكامل لطبيعة نشاط العميل قد يستدل عنها من خلال مؤشرات بديلة أخرى كاستخدام حجم منشأة المحاسبة والمراجعة كمؤشر للتخصص باعتبار أنه كلما كبر حجم منشأة المحاسبة والمراجعة كلما ساعدها ذلك على تطبيق استراتيجية التخصص الصناعى، أو من خلال احتواء مكتب المراجعة على مجموعة من الأقسام يختص كل قسم منها بمراجعة نشاط معين، أو بعدد

السنوات التي يراجع فيها مكتب المراجعة نشاط أو صناعة معينة، أو عدم قبول منشأة المحاسبة والمراجعة إلا تقديم خدمات المراجعة إلا في صناعة أو نشاط معين، أو أن يتم اعتبار المراجع متخصصاً بإعلانه صراحة عن تقديم خدماته في نشاط معين الديسطى وآخرون (٢٠١١).

ويخلص الباحث من فرعية البحث الأولى في شقه النظرى إلى أن التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية هو استراتيجية تتبعها منشآت المحاسبة والمراجعة ولاسيما كبيرة الحجم (Craswell et al., 1995; Johl et al., 2007) والتي تتاح لها إمكانية استثمار مواردها في صقل مستوى االتأهيل العلمى والتدريب واكتساب المعارف والخبرات لدى مواردها البشرية في مجال قطاع صناعى محدد لتصل إلى مستوى من التفهم التام لطبيعة نشاط ومعاملات منشأة العميل، الأمر الذى سيعود بالنفع على كل من منشأة المحاسبة والمراجعة، وعميل المراجعة، والمجتمع ككل من حيث إضفاء المزيد من الثقة في تقارير المراجعة، حيث أكدت دراسة Nugraha and Suryandari (2018) على أن ارتفاع مستوى ما اكتسبه من تجارب Experience يؤدى إلى ارتفاع مستوى الخبرة Audit Expertise، ويعملان معاً على رفع مستوى دقة الأحكام المهنية Professional Judgment، والقدرة على ممارسة الشك المهنىProfessional Skepticism ، مما ينعكس ايجاباً على صحة وسلامة رأى المراجع.

٦-٢ تحليل العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعى، واشتقاق الفرض الأول للبحث

يشار إلى "سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة" بأنها أحد الأصول المعنوية والتي تعكس الاستثمارات التراكمية لمنشأة المحاسبة والمراجعة كرأس مال، والتي يكتسبها المكتب من خلال الممارسة والقدرة على تقديم خدمات مرتفعة الجودة، بحث يصبح لمنشأة المحاسبة والمراجعة أسم مهنى تم تداوله بين العملاء، وتساعد سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على مقاومة ضغوط العملاء لاستمالة المراجع الخارجي لصالحهم. ولقد لخصت دراسة إسماعيل (٢٠١٤) مؤشرات سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في حجم المنشأة أو عدد عملائها، الانتماء إلى أحد المكاتب الدولية الكبرى، مدة الممارسة المهنية

للمكتب، الخبرة المهنية لأعضاء منشأة المحاسبة والمراجعة، مدى وجود رقابة على الجودة المهنية، مدى وجود دعاوى قضائية على منشأة المحاسبة والمراجعة.

من جانب آخر، تناولت دراسة Purnamasari and Negara (2017) مفهوم "سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة" بأنها حصيلة إنجازاتها في مجال رفع مستوى ثقة العملاء في مستوى جودة الخدمات المقدمة. وأشارت دراسة Ghadhab et al. (2019) إلى أن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة

هى مدى أن يتم تداول أسم منشأة المحاسبة والمراجعة في السوق لأنها تقدم خدمات ذات جودة مرتفعة، والتي يمكن أن يتم قياسها من خلال إما مؤشر الزيادة في عدد العملاء، أو من خلال حجم منشأة المحاسبة والمراجعة. كما أشارت دراسة Semba and Kato (2019) إلى مفهوم "سمعة المراجعة" من منظور الحفاظ على مستوى مرتفع من جودة الأداء المهنى وبالتبعية تخفيض خطر التقاضى Low Audit Litigation Risk، حيث أثبتت نتائجها عدم وجود اختلاف جوهرى من حيث جودة المراجعة بين مكاتب المراجعة، سواء الكبرى أو غير الكبرى، التي تقدم خدماتها للشركات المقيدة بالبورصة في اليابان خلال الفترة اللاحقة لعام ٢٠٠٧، حيث سعت جميع منشآت المحاسبة والمراجعة نحو الحفاظ على سمعتها المهنية بعد اغلاق منشأة المحاسبة والمراجعة التابعة لشركة PricewaterhouseCooper's.

ولقد حظى مصطلح "سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة" باهتمام بالغ في مجال البحوث الأكاديمية، ولاسيما بعد ما تعرضت له منشأة Andersen في علاقتها شركة Enron حيث تحولت منشأة Andersen من منشأة مراجعة ذات مكانة كبيرة إلى رمز للمخالفات المالية. ولذا فلقد تناولت دراسة Godbey and Mahar (2004) فترة الثمانية أشهر من أكتوبر ٢٠٠١ حتى أغسطس ٢٠٠٢ لاختبار تأثير التغير فى سمعة منشأة Andersen حيث أثبتت الدراسة أن الشركات التي تم مراجعها من جانب منشأة Andersen قد واجهت تقلبات كبيرة في أسعار الأسهم، مقارنة مع الشركات الأخرى التي روجعت من جانب المنشآت الخمس الكبرى الأخرى. ولذا تؤكد الدراسة على أن مهنة المراجعة هي الوسيلة لتخفيض عدم تماثل المعلومات بين الإدارة والمستثمرين من خلال سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة. كما أجرت دراسة Ackert et al. (2006) تجربة لاختبار أثر أسم وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على قرارات الاستثمار من الأفراد حيث تم توفير بيانات لمجموعتين من الخاضعين للتجربة مع إخفاء أسم منشأة المحاسبة والمراجعة عن المجموعة الأولى واظهارها للمجموعة الثانية حيث تبين ان ظهور أسم منشأة Andersen تحديدا يؤدى إلى التأثير سلباً على قرار الاستثمار.

وفى مجال اختبار العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وجودة المراجعة، فلقد قامت دراسة Hapsoro and Santoso (2018) باستخدام متغيرين كمؤشرات عن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة من خلال متغيرين معاً وهما حجم منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث مدى انتماء منشأة المحاسبة والمراجعة إلى أحد المكاتب الكبرى، ودرجة التخصص الصناعى من حيث مدى ارتفاع الحصة السوقية لمنشأة المحاسبة والمراجعة عن ٢٠%، حيث أظهرت نتائج الدراسة وجود تأثير ايجابى معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على جودة المراجعة، التي ارتبطت عكسيا بإبداء رأى بشأن القدرة على الاستمرار.

ويرى الباحث أن الدراسة السابقة قد اعتبرت أن التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة هو أحد مؤشرات السمعة، إلا أن الفريق الأكبر من الدراسات تناول سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة باعتبارها متغيراً يختلف ضمناً عن درجة التخصص الصناعى، وذلك في إطار اختبار تأثير سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على اعتبارات أخرى ذات صلة بعملية المراجعة.

وتناولت بعض الدراسات العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وأتعاب المراجعة. فتطبيقاً على الشركات المقيدة في بورصة كوالالمبور الماليزية، أثبتت نتائج دراسة Rahmat and Iskandar (٢٠٠٤) أن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة؛ الممثلة بالأسم المهنى كونها تنتمى لإحدى المكاتب الخمسة الكبرى في توقيت اجراء الدراسة؛ ينشأ عنها علاوة أتعاب لا تتمتع بها منشآت المحاسبة والمراجعة بخلاف المنشآت العالمية الكبرى، بينما أثبتت نتائج الدراسة أن التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة لا ينتج عنه أتعاب مراجعة إضافية. إلا أن دراسة Johnson et al. (2018) قد استخدمت أتعاب المراجعة كمؤشر عن سمعة منشآت المحاسبة والمراجعة، حيث تناولت الفترة اللاحقة لإصدار مجلس الرقابة على أعمال مراقبى حسابات الشركات المقيدة بالبورصة Public Company Accounting Oversight Board (PACOB) لمتطلبات استبدال برنامج فحص الزملاء Peer Review Auditor Program بعمليات فحص مستقل لمنشآت المحاسبة والمراجعة والتى بناء عليها يتم نشر تقرير الفحص المكون من جزء يختص بأوجه القصور المكتشفة لدى منشأة المحاسبة والمراجعة في عمليات المراجعة وجزء يتعلق بنقاط الضعف في عمليات مراقبة الجودة. ولقد تبين من نتائج الدراسة وجود انخفاض جوهرى في سمعة منشآت المحاسبة والمراجعة خلال الفترة اللاحقة لنشر تقارير الفحص المستقلة من حيث انخفاض أتعاب المراجعة، إلا أنه من جانب آخر فلقد تبين ارتفاع مستوى جودة المراجعة من حيث انخفاض مستوى إدارة الأرباح لدى شركات العملاء مما يدل على بذل جهود تصحيحية من جانب منشآت المحاسبة والمراجعة لاستعادة الثقة والسمعة من خلال رفع مستويات جودة خدمات المراجعة. ولقد أثبتت الدراسة عودة مستويات أتعاب منشآت المحاسبة والمراجعة إلى الارتفاع بعد ثلاث سنوات من تلك المتطلبات.

وتناول فريق آخر من الدراسات تحليل العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وجودة المراجعة، فلقد استرشدت دراسة Nguyen et al. (2017) عن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث مدى انتمائها إلى أحد المكاتب الأربعة الكبرى، وكشفت نتائجها عن وجود علاقة معنوية طردية بين ثلاث متغيرات في تأثيرها على جودة المراجعة الخارجية وهى تأهيل المراجعين، سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، أتعاب المراجعة. كما أظهرت نتائج دراسة Purnamasari and Negara (٢٠١٧) وجود تأثير معنوى لسمعة وحجم منشأة المحاسبة والمراجعة على جودة المراجعة، حيث تم

قياس السمعة بمدى انتماء منشأة المحاسبة والمراجعة إلى أحد المكاتب الأربعة الكبرى.

كما تناولت دراسة Rusmin and Evans (2017) اختبار تأثير بعدين من أبعاد جودة المراجعة وهما التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة والسمعة على فترة تأخير التقرير، تطبيقا على الشركات المقيدة بالبورصة في اندونيسيا. حيث اكدت النتائج أن تقارير المراجعة الصادرة عن منشآت مراجعة متخصصة صناعياً ومنتمية لإحدى المنشآت الأربعة الكبرى هي تقارير ذات أقل فترة تأخير مقارنة بتلك الصادة عن منشآت غير متخصصة وغير كبرى. حيث تم تحديد منشأة المحاسبة والمراجعة المتخصصة بأنها ذات أعلى نسبة حصة سوقية بمعلومية اجمالى الأصول لعملاء ينتمون إلى صناعة والتي راجعتها منشأة المحاسبة والمراجعة إلى اجمالى أصول كافة عملاء تلك الصناعة، ورصد سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة بكونها إحدى المنشآت الأربعة الكبرى.

بينما ركزت دراسة Martínez-Ferrero and García-Sánchez (2018) على مستوى جودة تقارير التأكيد على الاستدامة ومدى تأثير كل من مستوى سمعة وتخصص منشآت المحاسبة والمراجعة التي تقدم تلك الخدمات حيث تم اعتبار مدى الانتماء لإحدى المنشآت الكبرى كمؤشر للسمعة من حيث الأسم المهنى Brand Name وهم PWC, KPMG, Ernst & Young, and Deloitte، واستخدام نسبة الحصة السوقية كمؤشر للتخصص. حيث أكدت النتائج أن تقارير التأكيد الصادرة عن المكاتب الكبرى والمتخصصة يرتفع احتمال أن تحتوى على قدر أكبر من السلبيات والأخطاء المكتشفة بما يجعلها تقارير أكثر دقة وتقدم مستوى اعلى من الضمان إذا ما قورنت مع تقارير صادرة عن غيرها من المكاتب.

ويخلص الباحث من تحليل الدراسات السابقة، إلى أن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة قد تم تناولها في غالبية البحوث من منظور ارتباطها بالأسم المهنى لمنشأة المحاسبة والمراجعة، أو من حيث انتماء منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى منشآت المحاسبة والمراجعة الكبرى على الصعيد الدولى، حيث أبرزت خلاصة النتائج أن ارتباط أسم منشأة المحاسبة والمراجعة بأحد العلامات المهنية الكبرى المتعارف عليها دوليا يرتبط بارتفاع الأتعاب وارتفاع مستوى جودة الأداء المهنى. كما يعتقد الباحث من خلاصة تحليل الفرعية الأولى من الشق النظرى للبحث، أن القطاع العريض من اهتمام الدراسات السابقة كان قد انصب على الآثار المترتبة على اتباع منشآت المحاسبة والمراجعة للتخصص الصناعى، إلا أنه من البديهى وأن يكون هناك محددات وعوامل يتأثر باختلافها درجة التخصص الصناعى. هذه المحددات يأتى في مقدمتها مدى استعداد منشأة المحاسبة والمراجعة ذاتها لتطبيق استراتيجية التخصص الصناعى، وذلك الاستعداد يأتى انعكاساً لمحصلة طبيعة وخصائص منشأة المحاسبة والمراجعة ذاتها والتي تنشأ عنها سمعة المنشأة في سوق المهنة.

ولذلك وتحقيقاً لهدف البحث، يمكن للباحث اشتقاق الفرض الأول والذى يتناول العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، والتي هي نتاج كافة الجهود التراكمية المبذولة نحو بناء الأسم المهنى المرتبط بجودة الأداء المهنى المتميز، وبين درجة التخصص الصناعى لها، وذلك على النحو التالى:

الفرض الأول (ف١): يوجد تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى.

٦-٣ تحليل أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعى، واشتقاق الفرض الثانى للبحث

هناك العديد من العوامل ذات الصلة بطبيعة الصناعة التي ينتمى لها نشاط عميل المراجعة والتي قد تؤثر أيضاً في درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في ظل مستوى معين من السمعة المهنية بسوق المهنة. فلقد أشار Cahan et al. (2015) إلى أن عوائد استراتيجية التخصص التي تتبعها منشآت المحاسبة والمراجعة، ولاسيما المنشآت الكبرى، سوف تختلف عوائدها بناء على اختلاف خصائص الصناعة التي يتخصص فيها المراجع. ولذا؛ وفي سبيل تحقيق هدف البحث وفى ظل حدوده، فسوف يركز البحث في الفرعية الثانية من شقه النظرى إلى دراسة وتحليل العوامل ذات الصلة بطبيعة الصناعة ذاتها والتي يمكن أن تؤثر على اختلاف درجة التخصص الصناعى بين منشآت المحاسبة والمراجعة،

تناولت العديد من الدراسات مدى انعكاس بعض العوامل ذات الصلة بمنشأة عميل المراجعة وطبيعة نشاطه على عملية المراجعة، وبالأخص؛ تأثيرها على التبعية أتعاب المراجعة بشكل عام، أو أتعاب المراجع المتخصص صناعياً بشكل خاص. ومن أبرز تلك العوامل هي حجم ومستوى تعقد النشاط التشغيلى والذى قد يستدل عنه بالعديد من المؤشرات التي أبرزتها دراسة Lassila et al. (2010) التي أيدت استخدام عدة مؤشرات لتعقد النشاط التشغيلى للشركة، منها؛ وجود معاملات بالعملة الأجنبية، وجود نشاط اندماج، كثافة رأس المال مقاسة بنسبة اجمالى الأصول الملموسة طويلة الأجل إلى اجمالى الأصول. كما أشارت إلى إمكانية استخدام صافى الخسائر من النشاط التشغيلى كمؤشر لتعقد النشاط.

من جانب آخر فلقد أظهرت نتائج دراسة Cahan et al. (2015) وجود تأثير لمستوى الفرص الاستثمارية الخاصة والمتاحة لمنشأة عميل المراجعة Client-Specific Investment Opportunities على أتعاب المراجع سواء كان متخصص صناعياً حيث أكدت الدراسة على ارتفاع أتعاب المراجعة بشكل عام في حالة ارتفاع الفرص الاستثمارية الخاصة بمنشأة العميل كأحد العوامل

المحددة لمستوى مخاطر المراجعة، إلا أنه قد تبين عدم قدرة المراجع المتخصص على فرض أتعاب إضافية تميزه عن غير المتخصص بشكل جوهرى في حالة ارتفاع الفرص الاستثمارية وثيقة الصلة بمنشأة العميل بسبب أن تلك الفرص الاستثمارية تحد من قدرة المراجع على الاستفادة من الخبرة التي اكتسبها في مجال صناعى معين من العملاء الآخرين في الصناعة مما يجعله قد لا يطالب بمزيد من الأتعاب نظير ارتفاع خطر المراجعة. مما يشير إلى أن الأتعاب تخضع لعملية تفاعل بين مستوى دراية المراجع بالصناعة ودرايته المتخصصة بالشركة المنتمية لتلك الصناعة.

وتناولت دراسة Cahan et al. (2011) اختبار تأثير مقدار الحصة السوقية التي يحصل عليها المراجع المتخصص من عدد عملاء الصناعة على متغيرين وهما الأتعاب وجودة خدمات المراجعين المتخصصين. وأظهرت نتائجها انه مع انخفاض حصة المراجع المتخصص بتقديم خدمة المراجعة لنسبة منخفضة من العملاء الصناعة، تبين وجود ارتفاع جوهرى في جودة المراجعة وأتعاب المراجعة. ولقد بررت الدراسة تلك النتائج بحرص المراجع المتخصص ذو الحصة المنخفضة على السمعة وعدم فقد حصته الصغيرة وإعادة تصنيفه كغير متخصص، وأن الأتعاب المرتفعة تكون مقابل ارتفاع الجودة. بينما قد ينافس المراجع المتخصص ذو الحصة السوقية المرتفعة على الأتعاب بالتحكم في تكلفة أداء الخدمة والحفاظ على هامش الربح، وذلك بخفض ساعات المراجعة، مما يؤدي إلى انخفاض جودة المراجعة مع انخفاض الأتعاب. وأكدت الدراسة على أن دوافع المراجع المتخصص نحو المنافسة السعرية على الأتعاب وقدرته على تخفيض تكلفة أداء خدماته المتخصصة تتأثر ببعض متغيرات الصناعة التي تدفع المراجع المتخصص نحو الحفاظ على السمعة بتمييز خدماته Product Differentiation ؛ تلك العوامل هي ارتفاع مستوى تركز الصناعة بحيث ينخفض عدد عملاء المراجعة في تلك الصناعة Fewer Firms بما يجعل كل عميل أكثر هيمنة More Dominant على حصة السوق، وكذلك انخفاض مستوى تجانس الشركات على مستوى الصناعة Less Homogeneous بما يحد من قدرة المراجع المتخصص على تكرار إجراءات المراجعة بين عملاءه في نفس الصناعة وتخفيض ساعات المراجعة، وكلك وجود أمور محاسبية فريدة Unique Accounting Issues.

من جانب آخر، فلقد أشارت دراسة Francis and Gunn (2015) إلى أن التعقد المحاسبى في مجال صناعة معينة يتضح من خلال انخفاض جودة الأرباح على مستوى الصناعة بارتفاع التباين بين أرباح شركات القطاع الصناعى Larger Within-Industry Yearly Variation In Earnings، انخفاض مستوى استمرارية الأرباح Earnings Persistence على مدار الزمن، ارتفاع أخطاء تنبؤات المحللين الماليين Analysts' Forecast Errors. وأكدت أن التخصص الصناعى للمراجع يخفف

من أثر التعقد المحاسبى على جودة الأرباح، في حين عدم وجود جدوى جوهرية لتخصص المراجع على جودة الأرباح في الصناعات غير المعقدة محاسبياً. ولقد أشارت دراسة Bills et al. (2015) إلى أن أثر ارتفاع مستوى تعقيد النظم والممارسات المحاسبية على أعمال المراجعة الخارجية ينشأ من ارتفاع خطر التحريف الجوهرى Risk of Material Misstatement بما تتطلب من المراجع بذل المزيد من الجهد وإجراءات المراجعة والاستثمار في الموارد التقنية والبشرية المتخصصة لمواجهة الارتفاع في المخاطر.

وتطبيقاً على الشركات المالية وغير المالية المقيدة بالبورصة في غانا خلال الفترة من ٢٠٠٣ حتى ٢٠١٣، حيث بدأ اعتماد تطبيق المعايير الدولية لإعداد التقارير المالية في ٢٠٠٧، والذى اعتبرته دراسة Musah et al. (2018) سبباً لرفع مستوى التعقيدات بصدد القياس والإفصاح المحاسبى وإعداد التقارير المالية، أكدت نتائجها على حدوث ارتفاع جوهرى في أتعاب خدمات المراجعة بعد اعتماد تطبيق المعايير الدولية للتقرير المالى وخلال الفترة الانتقالية نتيجة ارتفاع مستوى مخاطر المراجعة.

من جانب آخر فلقد فرقت دراسة Cairney and Stewart (2019) بين حالات استقالة المراجع Auditor Resignations وحالات عزل المراجع Auditor Dismissals، ومدى تأثرها بعض العوامل ذات الصلة بصناعة العميل. وتوصلت إلى انخفاض احتمال حدوث استقالة من جانب المراجعين بسبب ارتفاع تعقد المعايير المحاسبية. بينما ترتفع احتمالات عزل المراجعين مع ارتفاع مستوى تجانس الصناعة، مستوى المنافسة في سوق منتج الصناعة. كما تشير النتائج أنه مع ارتفاع مستوى تعقد المعايير المحاسبية ينخفض احتمال تغيير المراجع من كبير الحجم إلى صغير الحجم.

ولقد تناولت بعض الدراسات التعقيد المحاسبى من منظور مستخدمى القوائم المالية، فأشارت دراسة Hobson (2011) إلى مستوى التعقيد المحاسبى من منظور المتعاملين بالسوق بانه مستوى صعوبة معالجة المعلومات المحاسبية، وأنه كلما ارتفع معدل تكرار استخدام المعلومات المحاسبية كلما دل ذلك على ارتفاع مستوى كفاءة السوق وانخفاض مستوى التعقيد المحاسبى بها. وفى نفس السياق من حيث مدى صعوبة استخدام المعلومات المحاسبية كدلالة على مستوى تعقدها، فلقد أكدت نتائج دراسة Peterson (2012) على إمكانية الاستدلال عن مستوى التعقيد المحاسبى بعدد الكلمات في الإيضاحات المتممة، وعدد الطرق المحاسبية المستخدمة، الذى يزيد ارتفاعه من احتمال إعادة اصدار القوائم المالية بينما يخفف من احتمال تعرض الشركة لغرامات تابعة لعميلة إعادة الإصدار.

بينما تناولت دراسات أخرى التعقيد المحاسبى من منظور تأثيره على المراجع الخارجي، فتطبيقاً على الإفصاح المحاسبى عبر منصات برمجية XBRL، تناولت دراسة Hoitash and Hoitash (2018)

التعقيد المحاسبى من حيث عدد البنود المفصح عنها Count Of Accounting Items، حيث أن الإفصاح عبر XBRL يتطلب تضمين رقم المعيار المحاسبى ذو الصلة ومتطلباته لكل بند يتم الإفصاح عنه، بما يتطلب المعرفة والدراية الكافية بالمعايير المحاسبية. وأكدت نتائج الدراسة على أن مؤشر التعقد المحاسبى وفق عدد بنود الإيضاحات المتممة كان له علاقة معنوية بكل من إعادة إصدار القوائم، فترة تأخير تقرير المراجعة، أتعاب المراجعة. بينما أبرزت دراسة Baudot et al. (2018) أربعة محاور للتعقيد المحاسبى من منظور منشآت المحاسبة والمراجعة عندما تناقش الإصدارات الحديثة لمعايير المحاسبة والتعديلات عليها من واقع خطابات التعقيب Comment Letters، تلك المحاور تتمثل مدى اتاحة المعيار المحاسبى لوجود بدائل محاسبية للاختيار من بينها Degree of Choice، مدى توفير المعيار المحاسبى للإرشادات اللازمة للتطبيق ليبدو المعيار واضحاً Level of Clarity، مدى اسهام المعاير المحاسبى في تحقيق الاتساق في الممارسة المحاسبية من حيث توحيد طريقة معالجة العناصر ذات الصلة Level of Consistency، وأخيرا؛ التكلفة المتوقع أن تتحملها الشركات نتيجة تطبيق المعيار المحاسبى بما يؤثر على جدوى التطبيق العملى للمعيار Operationality.

ويخلص الباحث من تحليل الدراسات السابقة إلى امكانية استنتاج وجود مجموعة من المتغيرات التي قد يكون لها تأثير على مضمون عملية المراجعة بشكل عام والتي تعتبر بمثابة خصائص تختلف باختلاف القطاع الصناعى لمنشأة عميل المراجعة. وقد سبق وأن تناولت الدراسات التى عرضها الباحث تلك المتغيرات في إطار اختبار مدى تؤثر على مستوى أتعاب المراجعة، أو جودة المراجعة، أو حالات تغيير المراجع سواء بالاستقالة أو العزل. ومن أبرز تلك المتغيرات هي مستوى تركز الصناعة، مستوى تجانس الصناعة، مستوى تعقد الأنظمة والممارسات المحاسبية Accounting Complexity على مستوى القطاع الصناعى.

وكما سبق وأن خلص الباحث من فرعية البحث الأولى في شقه النظرى إلى أن التخصص الصناعى من منظور سوق مهنة المراجعة من حيث عدد من منشآت المحاسبة والمراجعة المهيمنة على أكبر عدد من شركات القطاع الصناعى لم يلق القبول كمؤشر لقياس درجة التخصص، بينما انعكس منظور منشأة المحاسبة والمراجعة أو المراجع الفرد على مؤشرات التخصص الصناعى سواء مدخل الحصة السوقية، أو مدخل حصة المحفظة، من حيث نصيب المراجع من صناعة معينة Cairney and Young (2006).

كما خلص الباحث إلى أن أبرز انتقاد لمفهوم التخصص من منظور سوق المهنة هو أنه كلما تركزت الصناعة في عدد قليل من الشركات كلما تركزت خدمة المراجعة لدى أقل عدد ممكن من

منشآت المحاسبة والمراجعة، الأمر الذى يتجاهل تماما مستوى معرفة وتأهيل وخبرة المراجع التي هي في الأساس محور مفهوم التخصص الصناعى. كما ان هناك احتمال أن تميل الشركات في حالة التركز الصناعى إلى تنويع المراجعين خشية تسرب المعلومات بين المنافسين إلا في حالات الاضطرار إلى تعيين إحدى منشآت المحاسبة والمراجعة كبيرة الحجم (Eichenseher and Danos,1981; Kwon,1996) بما يغفل العوامل الأخرى ذات الصلة بطبيعة الصناعة والتي قد تؤثر على درجة التخصص الصناعى للمراجع الخارجى.

وحيثما أشارت دراسة Cahan et al. (2011) إلى وجود تأثير لدرجة التركز الصناعى على دوافع المراجع المتخصص بما ينعكس إما على أتعاب المراجعة أو على جودة خدمات المراجعة، فيرى الباحث، تحقيقا لهدف البحث وفى إطار مشكلته، أنه يجب اختبار مدى وجود علاقة تأثيرية بين درجة تركز الصناعى من حيث عدد الشركات على مستوى القطاع الصناعى، وبين درجة التخصص الصناعى للمراجع الخارجي.

وينشأ الطلب على خدمات مراجعة متخصصة في المقام الأول من جانب عميل المراجعة، بما يبرر ارتفاع أتعاب منشأة المحاسبة والمراجعة المتخصصة عن أتعاب المراجعة غير المتخصصة، فتؤكد دراسة Craswell et al. (1995) أن طلب منشأة العميل على تعيين مراجع متخصص صناعيا يتأثر بطبيعة النظام المحاسبى لها، حيث يرتفع الطلب على مراجع خارجى متخصص كلما كان للنظام المحاسبى طبيعة خاصة ناتجة عن طبيعة النشاط أو تعقد المعاملات والتعاقدات الخاصة بنشاط المشروع. فعلى سبيل المثال هناك قطاعات ذات طبيعة خاصة من حيث المعاملات التى تنعكس خلال النظام المحاسبى كقطاعات التعدين والصناعات الاستخراجية، مؤسسات الخدمات المالية، وهناك صناعات ذات طبيعة عامة لكنها تتعامل في عقود تتطلب نظم محاسبية معقدة كالتأجير التمويلى، عقود البيع الآجل، المشروعات المشتركة، ترتيبات التمويل من خارج الميزانية، تلك المعاملات التى قد تؤدى إلى نشأة طلب على مراجعة متخصصة. دراسة Gu and Wang (2005) عرفت تعقد المعلومات المحاسبية بأنها المعلومات التي تتطلب من مستخدميها وخاصة المحللين الماليين، المزيد من الوقت والجهد والمهارات المطلوبة لتجميعها ومعالجتها واستيعابها.

وفى مجال اختبار تأثير خصائص الصناعة على أعمال المراجعين المتخصصين، فللقد أكدت نتائج دراسة Cairney and Young (2006) على وجود علاقة جوهرية بين مؤشرات تجانس الصناعة وبين مؤشر التخصص الصناعى المراجع الخارجى، حيث يسعى المراجعين المتخصصين فى قطاع صناعى معين إلى المزيد من العملاء فى نفس الصناعة ولاسيما ذات الأنشطة المتجانسة بما يوفر لهم ميزة تنافسية ناتجة عن توزيع التكلفة التى يتحملها المراجعون فى سبيل اكتساب الخبرة والمعرفة على

عدد أكبر من العملاء. ولذا فلقد تناولت دراسة Cahan et al. (2011) دوافع المراجع المتخصص سواء نحو الحفاظ على مستوى جودة مرتفعة تبرر ارتفاع أتعابه، أو دوافعه نحو المنافسة السعرية بالعمل على تخفيض تكلفة أداء خدماته المتخصصة، وأكدت نتائجها أن تلك الدوافع تتأثر بمستوى تجانس الشركات على مستوى الصناعة، أو وجود معالجات محاسبية تنفرد بها تلك الصناعة. إلا أن نتائج دراسة Bills et al. (2015) أكدت انخفاض أتعاب المراجعين المتخصصين في مجال مراجعة شركات تنتمى لصناعات ذات الأنشطة التشغيلية الأكثر تجانساً والأكثر تعقيدا من حيث النظم والممارسات المحاسبية حيث أن تخصص المراجع مع تجانس الصناعة ينتج عنه مزايا تنافسية لدى المراجع تمكنه من تخفيض تكلفة مهام المراجعة دون الاخلال بالجودة. ويرتفع ذلك التأثير على الأتعاب كلما ارتفع حجم منشأة عميل المراجعة وقدرته على المساومة على الأتعاب.

ولذا فلقد قامت دراسة Cairney and Stewart (2015) قامت باختبار العلاقة بين تجانس صناعة العميل وبين أتعاب المراجعة. واكدت نتائجها على وجود علاقة عكسية حيث كلما ارتفع مستوى تجانس الصناعة كلما انخفضت أتعاب المراجعة. مع انخفاض الانحراف المعياري للأتعاب بين المراجعين في الصناعات الأكثر تجانسًا. علاوة على انخفاض أتعاب المراجعين المتخصصين فى قطاع صناعى معين في الصناعات المتجانسة، حيث يستفيد المراجعون من تطبيق نفس إجراءات المراجعة المتماثلة وتكرار الاستفادة من تجاربهم وخبراتهم وبالتبعية تخفيض متوسط تكاليف تنفيذ مهام المراجعة، وبالتبعية ارتفاع كفاءة أعمال المراجعة.

وعلى الرغم من ذلك فلقد توصلت دراسة Bae et al. (2019) إلى نتائج عكسية تطبيقاً على الشركات الكورية المقيدة بالبورصة على مدار الفترة من ٢٠٠٢ حتى ٢٠١٤، حيث أكدت نتائجها أن أتعاب المراجعة المرتفعة للمراجع المتخصص تكون بسبب ارتفاع عدد ساعات العمل وليس بسبب ارتفاع معدلات الأتعاب ذاتها، بما لا تؤيد فرضية ارتفاع كفاءة المراجع المتخصص بشكل عام. كما توصلت الدراسة إلى أدلة ضعيفة على انخفاض عدد ساعات للمراجع المتخصص في الشركات المتجانسة سواء من حيث العمليات والأنشطة أو من حيث الانظمة المحاسبية المماثلة مقارنة بالصناعات والشركات غير المتجانسة. في حين أشارت دراسة Gu (2021) إلى أن ارتفاع مستوى تجانس الصناعة يخفف من ارتفاع أتعاب المراجعة المترتب على مستوى الاستثمار الأجنبي المباشر للشركات اليابانية في دول ذات بيئة القانون العام (Common Law).

ولذا يخلص الباحث مما سبق إلى أن الدراسات السابقة ركزت على اختبار أثر خصائص صناعة منشأة عميل المراجعة إما على أتعاب المراجع المتخصص أو مستوى جودة خدماته، وقد اختلفت النتائج فيما بينها، دون أن يتم اختبار أثر تلك الخصائص على درجة التخصص الصناعى للمراجع

الخارجي، وأن غالبية الدراسات تحدد فاصل لاعتبار المراجع بمثابة متخصص وفق مؤشر حصة السوق. وبذلك وانطلاقاً من هدف البحث ومشكلته يمكن للباحث صياغة الفرض الثانى على النحو التالى:

الفرض الثانى (ف٢): يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف خصائص صناعة عميل المراجعة.

كما يمكن للباحث اشتقاق الفروض الفرعية للفرض الثانى على النحو التالى:

الفرض (ف٢- أ): يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة.

الفرض (ف٢- ب): يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة.

الفرض (ف٢-ج): يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة.

٦-٤ منهجية البحث

لمعالجة مشكلة البحث وسعياً لتحقيق أهدافه، سوف يتم اختبار فروض البحث من خلال دراسة تطبيقية، كما يلى:

٦-٤-١ أهداف الدراسة التطبيقية

تستهدف الدراسة التطبيقية اختبار الفروض التى انتهى إليها الباحث بالشق النظرى من الدراسة بشأن تحديد ما إذا كان هناك تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى من جهة، وما إذا كان هناك تأثير على هذه العلاقة لخصائص الصناعة التي تنتمى إليها منشأة عميل المراجعة (درجة التركز الصناعى، مستوى التجانس على مستوى الصناعة، مستوى التعقيد المحاسبى على مستوى الصناعة). قياساً على (Craswell et al., 1995; Cairney and Young, 2006; Cairney and Stewart,2015; Purnamasari and Negara, 2017 ;Hapsoro and Santoso, 2018; Cairney and Stewart, 2019)

٦-٤-٢ مجتمع وعينة وأدوات وإجراءات الدراسة التطبيقية

يتكون مجتمع الدراسة من الشركات المقيدة بقطاعات السوق بالبورصة المصرية، وتقارير مراقبى الحسابات لهذه الشركات لعام ٢٠١٩. واعتمدت الدراسة على القوائم المالية السنوية التاريخية الفعلية

المنشورة لهذه الشركات، التى تلتزم بنشر قوائمها المالية وتقديمها لهيئة الرقابة المالية)، والمتوافرة بالموقع الإلكترونى: مباشر معلومات مصر "https://www.mubasher.info/markets/EGX"؛ مما أتاح للباحث إمكانية الحصول عليها. ولقد قام الباحث بالحصول على القوائم المالية السنوية الكاملة لمجموعة الشركات المنتمية لكافة القطاعات، والمبينة بجدول رقم (١) وعددها ٢٢٩ شركة.

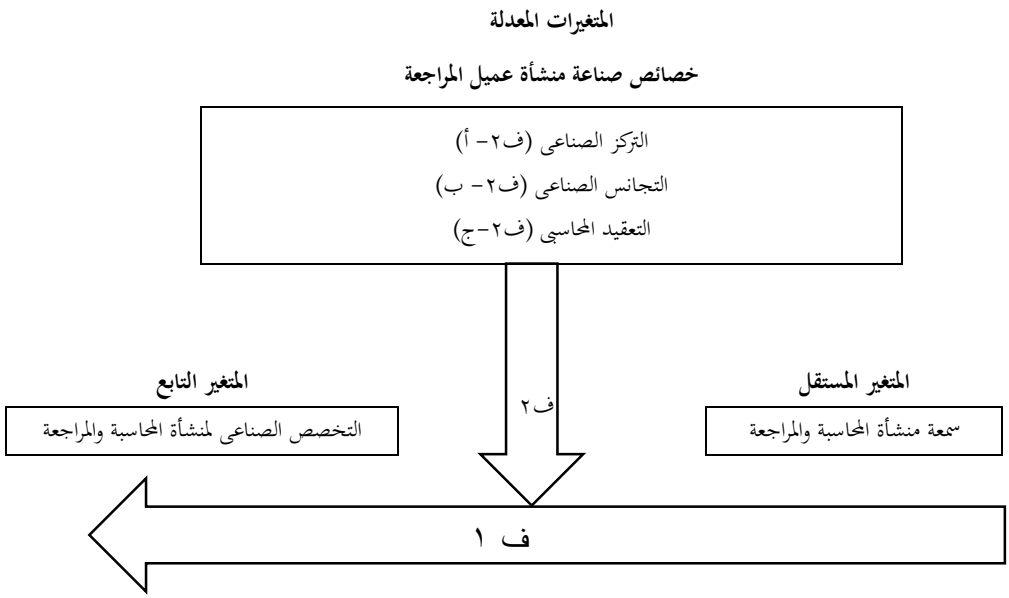
جدول ١: بيان الشركات المدرجة بكافة قطاعات السوق المصرية والمستبعد منها والمستخدم ضمن عينة الدراسة، وعدد ارتباطات المراجعة المتعلقة بها لعام ٢٠٢٠

	قطاعات السوق المصرية	الشركات المدرجة	الشركات المستبعدة	الشركات المستخدمة	عدد مكاتب المراجعة
١	بنوك	14	1	13	10
٢	موارد أساسية	17	5	12	8
٣	رعاية صحية وادوية	18	5	13	11
٤	خدمات ومنتجات صناعية وسيارات	8	0	8	8
٥	عقارات	33	5	28	18
٦	سياحة وترفيه	18	5	13	12
٧	اتصالات واعلام وتكنولوجيا المعلومات	6	1	5	5
٨	أغذية ومشروبات وتبغ	29	6	23	21
٩	طاقة وخدمات مساندة	3	0	3	4
١٠	تجارة وموزعون	5	0	5	4
١١	خدمات النقل والشحن	4	3	1	1
١٢	خدمات تعليمية	4	0	4	2
١٣	خدمات مالية غير مصرفية	31	4	27	16
١٤	مقاولات وإنشاءات هندسية	11	4	7	5
١٥	منسوجات وسلع معمرة	9	0	9	7
١٦	مواد البناء	14	1	13	10
١٧	ورق ومواد تعبئة وتغليف	5	2	3	3
	اجمالى	٢٢٩ شركة	37 شركة	191 شركة	145 مشاهدة

ولقد قام الباحث باستبعاد عدد من الشركات المدرجة من عينة الدراسة وهى إما الشركات التي لم يتاح بشأنها كافة البيانات المطلوبة، أو الشركات التي يتم مراجعة قوائمها المالية السنوية من جانب الجهاز المركزى للمحاسبات منفرداً باعتبارها ارتباطات مراجعة تخرج عن نطاق الحصص السوقية المتاحة بكل قطاع لمراقبى الحسابات المقيدين بسجل قيد مراقبى الحسابات لدى هيئة الرقابة المالية، وعددها ٢٢٩ شركة، لتصبح عدد الشركات المستخدم قوائمها المالية عن عام ٢٠٢٠ لأغراض الدراسة التطبيقية ١٩١ شركة. كما أمكن للباحث حصر منشآت المحاسبة والمراجعة المكلفة بمراجعة القوائم المالية لكل شركة وذلك من خلال تقارير المراجعة المرفقة بالقوائم المالية وذلك عن عام ٢٠٢٠، حتى بلغت عدد المشاهدات التي أمكن حصرها عدد ١٤٥ مشاهدة، تمثل كل مشاهدة منها؛ تصنيف منشأة

المحاسبة والمراجعة حسب مؤشر السمعة المهنية، ودرجة تخصصها في قطاع صناعة عميل المراجعة، ومقاييس خصائص تلك الصناعة لكل عميل المراجعة.

٦-٤-٣ نموذج البحث



٦-٤-٤ توصيف وقياس متغيرات الدراسة

استناداً إلى فروض البحث، يمكن توصيف متغيرات الدراسة ورموزها المستخدمة لأغراض الاختبار الإحصائى وكيفية قياس وتوظيف كل منها لأغراض الدراسة من خلال الجدول رقم (٢) على النحو التالى:

جدول ٢: توصيف وقياس متغيرات الدراسة

المتغير	النوع	الرمز	التوصيف وطريقة القياس
التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة	تابع	AFS	الحصة السوقية لمنشأة المحاسبة والمراجعة من العملاء الذين ينتمون إلى قطاع صناعى بمعلومية اجمالى مبيعات هؤلاء العملاء إلى اجمالى مبيعات القطاع الصناعى. (Fernando and Thevaranjan, 2017; Wang et al. 2017)
سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة	مستقل	AFR	مدى ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة باسم أو علامة مهنية لإحدى منشآت المحاسبة والمراجعة العالمية الكبرى، وقياساً على (Purnamasari and Negara, 2017; Rusmin and Evans, 2017; Martínez-Ferrero and García-Sán-chez, 2018) يعبر عنه بمتغير وهمى = (١) إذا كانت منشأة المحاسبة والمراجعة مرتبطة بإحدى العلامات العالمية PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte، أو = (٠) في خلاف ذلك. ولأغراض اجراء تحليل اضافى قياساً على دراسة محمد (٢٠١٩) فقد تم التعبير عن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة بمتغير وهمي يأخذ قيمة (٢) إذا كان المكتب من المكاتب الأربعة الكبرى، ويأخذ قيمة (١) إذا كان المكتب ذو انتماء دولي فقط ويأخذ المتغير قيمة (٠) في حالة المكتب المحلي.
درجة تركز صناعة عميل المراجعة	معدل	IC	عدد الشركات العاملة في قطاع الصناعة (Cairney and Young, 2006; Cahan et al., 2011)
مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة	معدل	IH	طبقت الدراسات (Cairney and Young, 2006; Cairney and Stewart,2015; Cairney and Stewart, 2019; Gu, ٢٠٢١) ؛ في سبيل قياس مستوى تجانس الصناعة ؛ مقياساً يعتمد على معامل بيرسون للارتباط الجزئى بين التغير في المصروفات التشغيلية للشركة وبين متوسط التغير في المصروفات التشغيلية على مستوى القطاع على مدار ١٠ سنوات. ونظرا لتركيز الشق العملى من البحث على بيانات عام ٢٠٢٠ فقط حيث تمثل هيكل قطاعات السوق المصرية في ١٧ قطاعاً قد اختلفت جوهريا عن الاعوام السابقة بعدما تراوحت بين ١٢ و١٦ قطاع، مما أدى إلى اختلاف تصنيف الكثير من الشركات حسب تبعيتها للقطاع الصناعى ذو الصلة. ولذا فلقد استدل الباحث بمضمون المقياس المستخدم من جانب الدراسات السابقة وتم قياس مستوى تجانس الصناعة بمعلومية معامل الاختلاف بين المصروفات التشغيلية للشركات على مستوى القطاع الصناعى كمؤشر عن مدى تماثل العمليات والأنشطة بين الشركات التى تنتمى لنفس القطاع الصناعى.
مستوى التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة	معدل	AC	متوسط طول الافصاح عن السياسات المحاسبية على مستوى الصناعة (Peterson, 2012; Filzen and Peterson, ٢٠١٥)، ويقاس طو الإفصاح عن السياسات المحاسبية باللوغاريتم الطبيعى لعدد بنود الإيضاحات المتممة (Hoitash and Hoitash, 2018)

٦-٤-٥ النموذج الاحصائى المستخدم

حيث تستهدف فروض البحث اختبار أثر سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى، واختبار ما إذا كان هناك اختلاف في هذا التأثير باختلاف خصائص الصناعة المتمثلة في درجة التركز الصناعى ومستوى التجانس الصناعى ودرجة التعقيد المحاسبى على مستوى الصناعة، ولذا تم صياغة نماذج اختبار فروض البحث احصائياً على النحو التالى:

ف١	$AFS=\beta_0+\beta_1 AFR+£$
(ف٢-أ)	$AFS=\beta_0+\beta_1 AFR+\beta_2\ IC+\beta_3(AFR^*\ IC)+£$
(ف٢-ب)	$AFS=\beta_0+\beta_1 AFR+\beta_2\ IH+\beta_3(AFR^*\ IH)+£$
(ف٢-ج)	$AFS=\beta_0+\beta_1 AFR+\beta_2\ AC+\beta_3(AFR^*\ AC)+£$
ف٢	$AFS=\beta_0+\beta_1 AFR+\beta_2\ IC+\beta_3\ IH+\beta_4\ AC+\beta_5\ (AFR^*\ IC)+\beta_6(AFR^*\ IH)+\beta_7(AFR^*\ AC)+£$
حيث	
AFS	التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة
AFR	سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة
IC	درجة تركز صناعة عميل المراجعة
IH	مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة
AC	مستوى التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة
(AFR* IC)	تفاعل درجة تركز صناعة عميل المراجعة مع سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة
(AFR* IH)	تفاعل مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة مع سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة
(AFR*AC)	تفاعل مستوى التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة مع سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة
β_0	الجزء الثابت في نموذج الانحدار
B_1، β_2، β_3، β_4، β_5، β_6، β_7	معاملات نموذج الانحدار
£	الخطأ العشوائى في نموذج الانحدار

٦-٤-٦ التحليل الإحصائى للبيانات ونتائج اختبار فروض البحث

اعتمد الباحث على البرنامج الإحصائى Stata 15.0، وذلك لإختبار فروض البحث من خلال اجراء تحليل انحدار بسيط لاختبار مدى صحة الفرض الأول للبحث (ف١) والمتعلق بوجود تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى، ثم اجراء تحليل انحدار متعدد لاختبار مدى صحة الفرض الثانى (ف٢) وفرعياته والمتعلق بمدى اختلاف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف خصائص صناعة عميل المراجعة، والمتمثلة في درجة تركز صناعة عميل المراجعة، ومستوى التجانس المحاسبى في صناعة عميل المراجعة، التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة.

ولقد اعتمد الباحث في المقام الأول على اجراء تحليل الانحدار الخطى Linear Regression لاختبار فروض البحث، كما أمكن خلال البرنامج الإحصائى Stata 15.0 إجراء اختبارات إضافية لكل فرض باستخدام نماذج انحدار تتلاءم مع طبيعة البيانات على النحو التالى:

- نموذج تحليل الانحدار Fractional Response Regression الذى يناسب حالة أن المتغير التابع (y) يتخذ قيم عشرية تتراوح بين القيمة (٠) والقيمة (١). وهو ما يتطابق مع المتغير التابع للبحث والمتمثل في التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة والمقاس بنسبة الحصة السوقية لمنشأة المحاسبة والمراجعة من العملاء الذين ينتمون إلى قطاع صناعى. (المصدر: توصيف النموذج ضمن البرنامج Stata 15.0)

- نموذج تحليل الانحدار Tobit regression الذى يُطلق عليه أيضاً نموذج الانحدار الخاضع للرقابة عندما يكون هناك رقابة على قيم المتغير التابع حيث تكون قيم المتغير محددة ضمنا بين حد أدنى وحد أعلى، وهو ما يتطابق مع المتغير التابع للبحث حيث لا يمكن أن تنخفض قيمة مقياس التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة عن القيمة (٠) ولا يمكن أن ترتفع عن القيمة (١). (المصدر: توصيف النموذج ضمن البرنامج Stata 15.0)

٦-٤-٦-١ نتائج اختبار الفرض الأول

يتناول الفرض الأول اختبار مدى وجود تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى، وقام الباحث بتحويله إلى فرض عدم على النحو التالى:

الفرض الأول (ف١): لا يوجد تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى.

بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (١) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، فلقد تبين ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى البسيط، وكما هو موضح بالجدول رقم (٣-أ)، فلقد بلغت قيمة F المحسوبة ٢٣,٦١ وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R-squared) ١٤,١٧٪، بما يشير إلى أن السمعة المهنية لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر تفسر ١٤,١٧٪ من التغير في درجة التخصص الصناعى لها. ومن خلال معامل الانحدار الموجب الذى بلغ ٠,٢٠٦٦ يمكن استنتاج وجود علاقة طردية معنوية بمعنى أن زيادة مستوى السمعة المهنية لمنشأة المحاسبة

والمراجعة بانتمائها لإحدى المنشآت الأربعة الكبرى يرتبط طرديا بارتفاع درجة تخصصها الصناعى.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، وكما هو موضح بالجدول رقم (٣-ب)، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ لمعامل الانحدار الموجب الذى بلغ خلال معامل الانحدار الذى بلغ ٠,٧٩٨.

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، وكما هو موضح بالجدول رقم (٣-ج)، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ لمعامل الانحدار الموجب الذى بلغ خلال معامل الانحدار الذى بلغ ٠,٢٠٨.

جدول (٣ - أ)

```
. regress afs i.afr

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     145
-------------+------------------------------           F(1, 143)     =   23.61
       Model |  1.11119404     1  1.11119404            Prob > F      =  0.0000
    Residual |  6.72905769   143  .047056347           R-squared     =  0.1417
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.1357
       Total |  7.84025173   144  .054446193           Root MSE      =  .21692

------------------------------------------------------------------------------
         afs |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       1.afr |   .2066227   .0425199     4.86   0.000     .1225739    .2906714
       _cons |   .0924644   .0205896     4.49   0.000     .0517651    .1331637
------------------------------------------------------------------------------

. estat vif

    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
       1.afr |      1.00    1.000000
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.00
```

جدول (٣ - ب)

```
Fractional probit regression                    Number of obs     =       145
                                                Wald chi2(1)      =     19.05
                                                Prob > chi2       =    0.0000
Log pseudolikelihood = -54.953533               Pseudo R2         =    0.0679

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
         afs |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       1.afr |    .798703   .1829989     4.36   0.000     .4400318    1.157374
       _cons |  -1.325731    .102983   -12.87   0.000    -1.527574   -1.123888
------------------------------------------------------------------------------
```

جدول (٣ -ج)

Tobit regression — Number of obs = 145
Uncensored = 144
Limits: lower = 0 — Left-censored = 0
upper = 1 — Right-censored = 1

Wald chi2(1) = 23.99
Log likelihood = 14.064085 — Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.2083318	.0425311	4.90	0.000	.1249724	.2916911
_cons	.0924644	.02058	4.49	0.000	.0521284	.1328004
var(e.afs)	.0470124	.0055553			.0372931	.0592647

من ناحية أخرى، وبالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (٢) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (١) إذا كان لها شراكة دولية أخرى، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، فلقد تبين ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى البسيط، وكما هو موضح بالجدول رقم (٤-أ)، فلقد بلغت قيمة F المحسوبة ١١,٨١ وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R-squared) ١٤,١٧٪، بما يشير إلى أن السمعة المهنية لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر تفسر ١٤,٢٦٪ من التغير في درجة التخصص الصناعى لها.

جدول (٤ - أ)

```
. regress afs i.afr1

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     145
-------------+------------------------------           F(2, 142)     =   11.81
       Model |  1.11787489     2  .558937444            Prob > F      =  0.0000
    Residual |  6.72237685   142  .047340682            R-squared     =  0.1426
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.1305
       Total |  7.84025173   144  .054446193            Root MSE      =  .21758

------------------------------------------------------------------------------
         afs |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        afr1 |
          1  |   .0172922   .0460313     0.38   0.708    -.0737029    .1082874
          2  |   .2190856   .0540323     4.05   0.000     .1122739    .3258973
             |
       _cons |   .0800015   .0390784     2.05   0.042      .002751    .1572521
------------------------------------------------------------------------------

. estat vif

    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
        afr1 |
          1  |      1.61    0.623008
          2  |      1.61    0.623008
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.61

.
```

ومن خلال معامل الانحدار الموجب لفئة منشآت المحاسبة والمراجعة المنتمية لإحدى العلامات الأربعة الكبرى الذى بلغ ٠,٢١٩ يمكن استنتاج وجود تأثير طردى معنوى على ارتفاع درجة تخصصها الصناعى حيث بلغ مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥. بينما لم يتبين وجود اختلاف معنوى بين فئة منشآت المحاسبة والمراجعة ذات الشراكات الدولية الأخرى عن منشآت المحاسبة والمراجعة المحلية من حيث التأثير على مستوى التخصص الصناعى لكل منها حيث بلغ مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٧٠٨ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، وكما هو موضح بالجدول رقم (٤-ب)، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠١. وبلغ معامل الانحدار الموجب لفئة منشآت المحاسبة والمراجعة المنتمية لأحد العلامات الأربعة الكبرى ٠,٨٧٨ بمستوى معنوية مشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٢، بينما لفئة منشآت المحاسبة والمراجعة ذات الشراكات الدولية الأخرى فقد بلغ مستوى المعنوية المشاهد P-value ٠,٦٩٠ وهو أكبر من ٠,٠٥. مما يعنى عدم وجود اختلاف بينها وبين منشآت المحاسبة والمراجعة المحلية من حيث الأثر على مستوى التخصص الصناعى.

جدول (٤ – ب)

Fractional probit regression — Number of obs = 145
Wald chi2(2) = 19.00
Prob > chi2 = 0.0001
Log pseudolikelihood = -54.912651 — Pseudo R2 = 0.0686

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.1079344	.2704176	0.40	0.690	-.4220744	.6379433
2	.8780333	.2897465	3.03	0.002	.3101405	1.445926
_cons	-1.405061	.2471234	-5.69	0.000	-1.889414	-.9207083

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، وكما هو موضح بالجدول رقم (٤–ج)، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٠. وبلغ معامل الانحدار الموجب لفئة منشآت المحاسبة والمراجعة المنتمية لأحد العلامات الأربعة الكبرى ٠,٢٢٠ بمستوى معنوية مشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٠، بينما لفئة منشآت المحاسبة والمراجعة ذات الشراكات الدولية الأخرى فقد بلغ مستوى المعنوية المشاهد P–value ٠,٧٠٦ وهو أكبر من ٠,٠٥. مما يؤكد عدم وجود اختلاف بينها وبين منشآت المحاسبة والمراجعة المحلية من حيث الأثر على مستوى التخصص الصناعى.

جدول رقم (٤ – ج)

Tobit regression — Number of obs = 145
Uncensored = 144
Limits: lower = 0 — Left-censored = 0
upper = 1 — Right-censored = 1

Wald chi2(2) = 24.16
Log likelihood = 14.135174 — Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.0172922	.0458486	0.38	0.706	-.0725694	.1071539
2	.2207931	.0538424	4.10	0.000	.115264	.3263223
_cons	.0800015	.0389233	2.06	0.040	.0037132	.1562898
var(e.afs)	.0469658	.0055498			.0372561	.0592059

ويخلص الباحث من تحليل النتائج السابقة إلى إمكانية رفض فرض العدم ومن ثم قبول الفرض الأول بوجود تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى، حيث تبين وجود علاقة طردية معنوية بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث انتماءها لإحدى المنشآت الأربعة الكبرى، وبين مستوى تخصصها الصناعى، وهذه النتيجة تتفق مع كل من (Craswell et al., 1995; Purnamasari and Negara, 2017 ;Hapsoro and Santoso, 2018).

ويرى الباحث أن نتيجة اختبار الفرض الأول تؤكد أن المقومات التي تمتلكها منشأة المحاسبة والمراجعة؛ والتي تنعكس من خلال الاسم والسمعة المهنية؛ تعتبر هي المحدد الأول لمقدرتها على اتباع استراتيجية التخصص الصناعى. إلا أن هناك عوامل تتعلق بطبيعة وخصائص صناعة منشأة عميل المراجعة والتي قد تؤثر على هذه العلاقة، وهو ما سوف يتم تناوله من خلال اختبار الفرض الثانى.

٦-٤-٦-٢ نتائج اختبار الفرض الثانى

يتناول الفرض الثانى اختبار مدى وجود اختلاف في التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى باختلاف خصائص صناعة عميل المراجعة. ولاختبار تأثير اختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة، تم تحويل الفرض **(ف٢-أ)** إلى فرض عدم على النحو التالى:

الفرض الثانى (ف٢-أ): لا يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة.

تم إضافة المتغير (IC) الذى يعبر عن درجة تركز صناعة عميل المراجعة إلى نموذج الانحدار من أجل اختبار معنوية التفاعل بينه وبين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، ليصبح النموذج على النحو التالى:

$$AFS=\beta_0+ \beta_1 AFR+ \beta_2 IC + \beta_3 (AFR^* IC) + £$$

بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (١) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst& Young, Deloitte)، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، ومع إضافة المتغير (IC) الذى يعبر عن درجة تركز صناعة عميل المراجعة فلقد تبين، كما هو موضح بالملحق رقم (١)، ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد، فلقد بلغت قيمة (F) المحسوبة ١٢,٠٢، وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R-squared) ١٨,٩٪، ولقد تبين معنوية التأثير العكسي لدرجة تركز صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر من خلال معامل الانحدار السالب الذى بلغ ٠,٠٠٦- بمستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٦. إلا انه لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة تركز صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IC) يعادل ٠,٣٤٨ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠. فلقد تبين أيضاً معنوية التأثير العكسي لدرجة تركز صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر من خلال معامل الانحدار السالب الذى بلغ ٠,٠٤١- بمستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠١. إلا أنه لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة تركز صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IC) يعادل ٠,٧٠٦ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠. فلقد تبين أيضاً معنوية التأثير العكسي لدرجة تركز صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر من خلال معامل الانحدار السالب الذى بلغ ٠,٠٠٦- بمستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٥. إلا أنه لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة تركز صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IC) يعادل ٠,٣١٦ وهو أكبر من ٠,٠٥.

من ناحية أخرى، وبالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (٢) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (١) إذا كان لها شراكة دولية أخرى، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، فلقد تبين، كما هو موضح بالملحق رقم (٢)، ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد، بلغت قيمة (F) المحسوبة٨,٦٧، وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R-squared) ٢٠,٩٪، إلا أنه لم يتبين معنوية تأثير العكسي لدرجة تركز صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر من خلال مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٦٣ وهو أكبر من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة تركز صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IC) يعادل ٠,٩٦٣ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠. وتبين معنوية تأثير العكسي لدرجة تركز صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر من خلال معامل الانحدار السالب الذى بلغ ٠,٠٥٩- بمستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠١٤ وهو أقل من ٠,٠٥. إلا أنه لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة تركز صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IC) يعادل ٠,٣٢٤ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، تبين معنوية النموذج أيضاً حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٠. بينما لم يتبين معنوية تأثير العكسي لدرجة تركز صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة في مصر من خلال مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٦١ وهو أكبر من ٠,٠٥.. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة تركز صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IC) يعادل ٠,٩٢٨ وهو أكبر من ٠,٠٥.

ويخلص الباحث من تحليل أغلبية النتائج السابقة إلى إمكانية القول بوجود تأثير معنوى عكسى لدرجة التركز في صناعة عميل المراجعة على مستوى التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة، بما يتفق مع ما أمكن للباحث استخلاصه من نتائج (2011) .Cahan et al. وبما يتعارض مع وجهة نظر (Eichenseher and Danos,1981; Kwon, 1996). وفيما يتعلق بالتفاعل بين درجة تركز صناعة العميل، وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، يخلص الباحث من تحليل النتائج السابقة إلى إمكانية قبول فرض العدم ومن ثم عدم قبول الفرض الثانى (ف٢-أ) وبالتالي لا

يختلف تأثير سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة.

ويرى الباحث أن تلك النتيجة قد تعود إلى انخفاض عدد الشركات بشكل جوهرى ببعض القطاعات وفق تصنيف الشركات الذى اعتمد عليه الباحث والمعتمد ببورصة الاوراق المالية المصرية.

ولاختبار تأثير اختلاف مستوى التجانس فى صناعة عميل المراجعة، تم تحويل الفرض (ف٢- ب) إلى فرض عدم على النحو التالى:

الفرض الثانى (ف٢-ب): لا يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة.

تم إضافة المتغير (IH) الذى يعبر عن مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة إلى نموذج الانحدار من أجل اختبار معنوية التفاعل بينه وبين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، ليصبح النموذج على النحو التالى:

$$AFS=\beta_0+ \beta_1 AFR+ \beta_2\ IH + \beta_3\ (AFR^*\ IH) + £$$

بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (١) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، ومع إضافة المتغير (IH) الذى يعبر عن مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة فلقد تبين، كما هو موضح بالملحق رقم (٣)، ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد، لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IH) يعادل ٠,٤١٢ وهو أكبر من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى لمستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (IH) يعادل ٠,١٧٠ وهو أكبر من ٠,٠٥.
- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IH) يعادل ٠,٩١٧ وهو أكبر من ٠,٠٥. بينما تبين معنوية العلاقة العكسية بين مستوى التجانس في صناعة

عميل المراجعة ودرجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث بلغ معامل الانحدار -٠,٠٠٢، وكان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (IH) يعادل ٠,٠٢١ وهو أقل من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IH) يعادل ٠,٣٥٣ وهو أكبر من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى لمستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (IH) يعادل ٠,١٦٥ وهو أكبر من ٠,٠٥.

ولقد تأكدت تلك النتائج بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (٢) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (١) إذا كان لها شراكة دولية أخرى، والقيمة (٠) في خلاف ذلك. فلقد تبين، كما هو موضح بالملحق رقم (٤)، ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد، لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IH) يعادل ٠,٥٥٠ وهو أكبر من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى لمستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (IH) يعادل ٠,٥٤٤ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (AFR* IH) يعادل ٠,٧٥١ وهو أكبر من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى لمستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P-value للمتغير (IH) يعادل ٠,٠٧٥ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين مستوى تجانس صناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى

حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value للمتغير (AFR* IH) يعادل ٠,٤٩١ وهو أكبر من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى لمستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value للمتغير (IH) يعادل ٠,٥٦٥ وهو أكبر من ٠,٠٥.

ويخلص الباحث من تحليل أغلبية النتائج السابقة إلى إمكانية القول بعدم وجود تأثير معنوى لدرجة التركز في صناعة عميل المراجعة على مستوى التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة، بما يتعارض مع نتائج Cairney and Young (2006) وفيما يتعلق بالتفاعل بين درجة تركز صناعة العميل، وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة يخلص الباحث من تحليل النتائج السابقة إلى قبول فرض العدم ومن ثم عدم إمكانية قبول الفرض الثانى (ف٢–ب) وبالتالي لا يختلف تأثير سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف درجة مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة.

ويعتقد الباحث أن تلك النتيجة يمكن تفسيرها بوجود عدد من قطاعات السوق تضم شركات تختلف فيما بينها من حيث طبيعة النشاط الرئيسى وبالتالي طبيعة العمليات التشغيلية الداخلية التي تنعكس على مثل قطاع (منسوجات وسلع معمرة، أغذية ومشروبات وتبغ، خدمات ومنتجات صناعية وسيارات، موارد أساسية)، الأمر الذى يجعل طبيعة النشاط الرئيسى غير مؤثر على قرار منشأة المحاسبة والمراجعة بشأن التخصص في مراجعة القوائم المالية لشركات تلك القطاعات.

وفيما يتعلق باختبار تأثير اختلاف درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة، تم تحويل الفرض (ف٢–ج) إلى فرض عدم على النحو التالى:

الفرض الثانى (ف٢–ج): لا يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى بإختلاف درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة.

تم إضافة المتغير (AC) الذى يعبر عن درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة إلى نموذج الانحدار من أجل اختبار معنوية التفاعل بينه وبين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، ليصبح النموذج على النحو التالى:

$$AFS=\beta_0+ \beta_1 AFR+ \beta_2 AC + \beta_3(AFR^* AC) + £$$

بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (١) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC,KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، ومع إضافة المتغير (AC) الذى يعبر عن درجة التعقيد المحاسبى

لصناعة عميل المراجعة فلقد تبين، ما يلى:

جدول: (٥ – أ)

```
. regress afs i.afr  ac afrac

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     145
-------------+------------------------------           F(3, 141)     =    9.32
       Model |  1.29697102     3  .432323674            Prob > F      =  0.0000
    Residual |  6.54328071   141  .046406246            R-squared     =  0.1654
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.1477
       Total |  7.84025173   144  .054446193            Root MSE      =  .21542

------------------------------------------------------------------------------
         afs |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       1.afr |  -2.200894   1.226606    -1.79   0.075    -4.62581    .2240216
          ac |  -.6565498   .4627589    -1.42   0.158   -1.571392    .2582927
       afrac |   1.608183   .8180108     1.97   0.051   -.0089688    3.225334
       _cons |   1.068542   .6882768     1.55   0.123    -.292134    2.429218
------------------------------------------------------------------------------

. estat vif

    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
       1.afr |    843.85    0.001185
          ac |      1.51    0.663348
       afrac |    850.62    0.001176
-------------+----------------------
    Mean VIF |    565.33
```

تبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لبعض متغيرات النموذج أكبر من ١٠ مما يدل على وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity ناتج عن التفاعل بين متغيرات النموذج، الأمر الذى دفع الباحث الى استخدام نماذج تحليل انحدار أخرى تتناسب مع طبيعة البيانات.

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد، كما هو موضح بالجدول رقم (٥ – أ)، لاختبار تأثير التفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى، فلقد بلغت قيمة (F) المحسوبة ٩,٣٢ وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R–squared) ١٦,٥٪، وتبين أن معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ١,٦٠٨ وكان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٥١ وهو أكبر بقدر قليل من ٠,٠٥. كما لم يتبين وجود تأثير معنوى لدرجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P– value للمتغير (AC) يعادل ٠,١٥٨ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، كما هو موضح بالملحق رقم (٥) لم يتبين وجود تأثير معنوى للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان مستوى المعنوية

المشاهد P–value للمتغير (AFR* AC) يعادل ٠,١١٨ وهو أكبر من ٠,٠٥. إلى جانب عدم وجود تأثير معنوى لدرجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value للمتغير (AC) يعادل ٠,٢٦٦ وهو أكبر من ٠,٠٥.

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، كما هو موضح بالجدول رقم (٥ – ب)، تبين أن معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ١,٦٦١ وكان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٤١ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يوحى بوجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى، على الرغم من عدم وجود تأثير معنوى لدرجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value للمتغير (AC) يعادل ٠,١٥٣ وهو أكبر من ٠,٠٥.

جدول: (٥ – ب)

Tobit regression — Number of obs = 145; Uncensored = 144; Limits: lower = 0, upper = 1; Left-censored = 0; Right-censored = 1; Wald chi2(3) = 28.94; Log likelihood = 16.178321; Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	-2.279358	1.219602	-1.87	0.062	-4.669734	.1110182
ac	-.6565498	.4592671	-1.43	0.153	-1.556697	.2435971
afrac	1.661572	.8134016	2.04	0.041	.0673338	3.255809
_cons	1.068542	.6830833	1.56	0.118	-.2702767	2.407361
var(e.afs)	.0457086	.0054007			.0362597	.0576198

من ناحية أخرى، بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (٢) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (١) إذا كان لها شراكة دولية أخرى، والقيمة (٠) في خلاف ذلك. فلقد تبين ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد، كما هو موضح بالجدول رقم (٥ – ج)، لاختبار تأثير التفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى، فلقد بلغت قيمة (F) المحسوبة ٨,٧٥ وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R–squared) ١٩,٩٪، وتبين وجود تأثير معنوى لدرجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان معامل الانحدار للمتغير (AC) ٢,٥٤– بمستوى معنوية مشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٣ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعنى وجود علاقة عكسية بين درجة التعقد المحاسبى للصناعة وبين درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة. كما تبين أن معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ١,٩٤٢ وكان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٢ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعكس وجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى.

جدول : (٥ – ج)

```
. regress afs i.afr1  ac afr1ac
```

Source	SS	df	MS		
				Number of obs	= 145
				F(4, 140)	= 8.75
Model	1.56745625	4	.391864063	Prob > F	= 0.0000
Residual	6.27279548	140	.044805682	R-squared	= 0.1999
				Adj R-squared	= 0.1771
Total	7.84025173	144	.054446193	Root MSE	= .21167

afs	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	-2.844237	.9133831	-3.11	0.002	-4.650044	-1.03843
2	-5.556637	1.842113	-3.02	0.003	-9.198593	-1.914681
ac	-2.541455	.8472556	-3.00	0.003	-4.216524	-.8663847
afr1ac	1.942856	.618927	3.14	0.002	.7192045	3.166508
_cons	3.8337	1.251964	3.06	0.003	1.3585	6.3089

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
afr1		
1	667.74	0.001498
2	1971.21	0.000507
ac	5.23	0.191064
afr1ac	1261.86	0.000792
Mean VIF	976.51	

تبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لبعض متغيرات النموذج أكبر من ١٠ مما يدل على وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity ناتج عن التفاعل بين متغيرات النموذج، الأمر الذى دفع الباحث الى استخدام نماذج تحليل انحدار أخرى تتناسب مع طبيعة البيانات.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، كما هو موضح بالجدول رقم

(٥ – د)، كان معامل الانحدار للمتغير (AC) ٩,٨٢- بمستوى معنوية مشاهد P-value يعادل ٠,٠٥٤ وهو أكبر قليلا من ٠,٠٥.. كما تبين أن معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ٦,٩٠١ وكان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٣٩ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعكس وجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى.

جدول: (٥ – د)

Fractional probit regression — Number of obs = 145
Wald chi2(4) = 23.44
Prob > chi2 = 0.0001
Log pseudolikelihood = -53.374247 — Pseudo R2 = 0.0947

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	-9.976551	4.848132	-2.06	0.040	-19.47871	-.4743879
2	-19.5497	9.85087	-1.98	0.047	-38.85705	-.2423547
ac	-9.820654	5.094336	-1.93	0.054	-19.80537	.164061
afr1ac	6.901671	3.335494	2.07	0.039	.3642227	13.43912
_cons	13.02112	7.453436	1.75	0.081	-1.587345	27.62959

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، كما هو موضح بالجدول رقم (٥ – هـ)، تبين وجود تأثير معنوى لدرجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة على درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة حيث كان معامل الانحدار للمتغير (AC) ٢,٥٦- بمستوى معنوية مشاهد P-value يعادل ٠,٠٠٢ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعنى وجود علاقة عكسية بين درجة التعقد المحاسبى للصناعة وبين درجة التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة. كما تبين أن معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ١,٩٧٩ وكان مستوى المعنوية المشاهد P-value يعادل ٠,٠٠١ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعكس وجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى.

ويخلص الباحث من تحليل أغلبية النتائج السابقة إلى إمكانية القول بوجود تأثير معنوى عكسى لدرجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة على مستوى التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة، بما يتفق مع ما أمكن للباحث استخلاصه من نتائج (2015) .Bills et al. وفيما يتعلق بالتفاعل بين درجة تركز صناعة العميل، وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة يخلص الباحث من تحليل النتائج السابقة إلى إمكانية رفض فرض العدم ومن ثم قبول الفرض الثانى (ف٢-ج) وبالتالي يختلف تأثير سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى باختلاف درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة.

جدول رقم (٥ – هـ)

Tobit regression — Number of obs = 145; Uncensored = 144; Left-censored = 0; Right-censored = 1

Limits: lower = 0, upper = 1

Log likelihood = 19.247481 — Wald chi2(4) = 36.43; Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	-2.897839	.9046514	-3.20	0.001	-4.670923	-1.124755
2	-5.662978	1.824411	-3.10	0.002	-9.238758	-2.087198
ac	-2.568451	.8382356	-3.06	0.002	-4.211363	-.9255397
afr1ac	1.979064	.6130042	3.23	0.001	.7775979	3.18053
_cons	3.873574	1.238635	3.13	0.002	1.445894	6.301254
var(e.afs)	.0438165	.0051769			.034759	.055234

ولاختبار مدى اختلاف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى باختلاف خصائص صناعة عميل المراجعة، ثم تحويل الفرض الثانى (ف٢) إلى فرض عدم على النحو التالى:

الفرض الثانى (ف٢): لا يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى باختلاف خصائص صناعة عميل المراجعة.

ولقد قام الباحث بإضافة المتغيرات (IC, IH, AC) التى تعبر عن خصائص صناعة عميل المراجعة إلى نموذج الانحدار من أجل اختبار تأثير التفاعل بين خصائص صناعة عميل المراجعة كمتغيرات معدلة لعلاقة سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة بدرجة تخصصها الصناعى، ليصبح النموذج على النحو التالى:

$$AFS=\beta_0+ \beta_1 AFR+ \beta_2 IC + \beta_3 IH + \beta_4 AC + \beta_5 (AFR^* IC) + \beta_6 (AFR^* IH) + \beta_7 (AFR^* AC) + £$$

بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (١) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (٠) في خلاف ذلك، فلقد تبين، كما هو موضح بالملحق رقم (٦)، بإجراء كل من تحليل الانحدار الخطى المتعدد، وتحليل الانحدار Fractional Response Regression، وتحليل الانحدار Tobit regression، ، تبين عدم معنوية تأثير أي من المتغيرات المعبرة عن التفاعل بين خصائص صناعة عميل المراجعة (AFR* IC) و (AFR* IH) و (AFR* AC)، حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value أكبر من ٠,٠٥. إلا أنه، بالتعبير عن السمعة المهنية من خلال المتغير (AFR) بالقيمة (٢) عند ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بإحدى المنشآت العالمية الأربعة الكبرى (PWC, KPMG, Ernst & Young, Deloitte)، والقيمة (١) إذا كان لها شراكة دولية أخرى، والقيمة (٠) في خلاف ذلك. فلقد تبين ما يلى:

- بإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد،، كما هو موضح بالجدول رقم (٦–أ)، لاختبار تأثير التفاعل بين خصائص صناعة عميل المراجعة كمتغيرات معدلة لعلاقة سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة بدرجة تخصصها الصناعى، فلقد بلغت قيمة (F) المحسوبة ٥,٩٨ وتبين أن مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٠ وهو أقل من ٠,٠٥ مما يدل على معنوية النموذج، كما بلغ مقدار معامل التحديد (R–squared) ٢٦,٢٩٪، وتبين فقط وجود تأثير معنوى لتفاعل درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة كمتغير معدل للعلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ١,٧٢ وكان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٥ وهو أقل من ٠,٠٥. الأمر الذى يعكس وجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى. كما بلغ معامل الانحدار للمتغير (AC) ٢,٢٩– بمستوى معنوية مشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٥ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعنى وجود علاقة عكسية بين درجة التعقد المحاسبى للصناعة وبين درجة

التخصص الصناعى لمنشأة المحاسبة والمراجعة. ولم يتبين معنوية تأثير أي متغيرات أخرى بالنموذج.

جدول: (٦ – أ)

```
. regress afs i.afr1  ic afr1ic ih afr1ih ac afr1ac

      Source |       SS           df       MS      Number of obs   =       143
-------------+----------------------------------   F(8, 134)       =      5.98
       Model |  1.88782373         8  .235977966   Prob > F        =    0.0000
    Residual |  5.29172938       134  .039490518   R-squared       =    0.2629
-------------+----------------------------------   Adj R-squared   =    0.2189
       Total |  7.17955311       142  .050560233   Root MSE        =    .19872

------------------------------------------------------------------------------
         afs |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        afr1 |
          1  |   -2.50116   .8979773    -2.79   0.006    -4.277202   -.725117
          2  |  -4.882719   1.811323    -2.70   0.008    -8.465201  -1.300238
             |
          ic |  -.0055913   .0038977    -1.43   0.154    -.0133002   .0021177
      afr1ic |   .0001806   .0032899     0.05   0.956    -.0063263   .0066874
          ih |  -.0001224   .0004743    -0.26   0.797    -.0010605   .0008156
       afr1ih|  -.0001771   .0003846    -0.46   0.646    -.0009378   .0005836
          ac |  -2.296589   .8125457    -2.83   0.005    -3.903663  -.6895158
       afr1ac|   1.720571   .6027268     2.85   0.005     .528482   2.912659
        _cons |   3.602024   1.199907     3.00   0.003     1.228817   5.975231
------------------------------------------------------------------------------

. estat vif

    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
        afr1 |
          1  |    721.95    0.001385
          2  |   2108.97    0.000474
          ic |      4.10    0.244089
      afr1ic |      8.21    0.121773
          ih |      4.01    0.249308
       afr1ih|     11.99    0.083403
          ac |      5.45    0.183366
       afr1ac|   1338.96    0.000747
-------------+----------------------
    Mean VIF |    525.46

.
```

تبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لبعض متغيرات النموذج أكبر من ١٠ مما يدل على وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity ناتج عن التفاعل بين متغيرات النموذج، الأمر الذى دفع الباحث الى استخدام نماذج تحليل انحدار أخرى تتناسب مع طبيعة البيانات.

- بإجراء تحليل الانحدار Fractional Response Regression، كما هو موضح بالملحق رقم (٧)، لم يتبن معنوية تأثير أي من خصائص صناعة عميل المراجعة كمتغيرات معدلة لعلاقة سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة بدرجة تخصصها الصناعى، حيث كان مستوى المعنوية المشاهد P–value لكل المتغيرات الممثلة للتفاعل أكبر من ٠,٠٥. لكن بتكرار تطبيق النموذج مع معالجة المتغير (AFR) كمتغير مستمر Continues Variable، كما هو موضح بالجدول رقم

(٦–ب)، تبين فقط وجود تأثير معنوى لتفاعل درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة كمتغير معدل للعلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ٦,١٧ وكان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٢٥ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعكس وجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى. كما بلغ معامل الانحدار للمتغير (AC) ٨,٣٦– بمستوى معنوية مشاهد P–value يعادل ٠,٠٤٣ وهو أقل من ٠,٠٥.

جدول: (٦ – ب)

Fractional probit regression — Number of obs = 143
Wald chi2(7) = 56.25
Prob > chi2 = 0.0000
Log pseudolikelihood = -49.867267 — Pseudo R2 = 0.1238

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1	-9.006569	4.102537	-2.20	0.028	-17.04739	-.9657446
ic	-.0445531	.0226532	-1.97	0.049	-.0889526	-.0001535
afr1ic	.0135426	.0181605	0.75	0.456	-.0220513	.0491366
ih	-.0020397	.0021028	-0.97	0.332	-.0061611	.0020817
afr1ih	.0003432	.0019085	0.18	0.857	-.0033975	.0040838
ac	-8.363554	4.130406	-2.02	0.043	-16.459	-.2681076
afr1ac	6.178674	2.759425	2.24	0.025	.7703006	11.58705
_cons	11.81661	6.048233	1.95	0.051	-.0377057	23.67093

- بإجراء تحليل الانحدار Tobit regression، كما هو موضح بالجدول رقم (٦–ج)، تبين فقط وجود تأثير معنوى لتفاعل درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة كمتغير معدل للعلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى حيث كان معامل الانحدار للمتغير (AFR* AC) موجب وقدره ١,٧٤ وكان مستوى المعنوية المشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٣ وهو أقل من ٠,٠٥. مما يعكس وجود تأثير معنوى موجب للتفاعل بين درجة التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة على درجة تخصصها الصناعى. كما بلغ معامل الانحدار للمتغير (AC) ٢,٣٢– بمستوى معنوية مشاهد P–value يعادل ٠,٠٠٣ وهو أقل من ٠,٠٥.

ويخلص الباحث من تحليل النتائج السابقة إلى إمكانية رفض فرض العدم ومن ثم قبول الفرض الثانى (ف٢) وبالتالي يختلف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى باختلاف خصائص صناعة عميل المراجعة فقط من حيث درجة التعقيد المحاسبى. دون وجود أي تأثير معنوى لاختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة، أو مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة.

جدول: (٦ – ج)

Tobit regression — Number of obs = 143; Uncensored = 142; Left-censored = 0; Right-censored = 1

Limits: lower = 0, upper = 1

Wald chi2(8) = 51.30; Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 30.135465

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	-2.535202	.875418	-2.90	0.004	-4.25099	-.8194146
2	-4.950318	1.765782	-2.80	0.005	-8.411188	-1.489448
ic	-.0055304	.0037977	-1.46	0.145	-.0129737	.001913
afr1ic	.000118	.0032057	0.04	0.971	-.006165	.0064009
ih	-.0001076	.0004623	-0.23	0.816	-.0010136	.0007984
afr1ih	-.0002014	.0003754	-0.54	0.592	-.0009372	.0005343
ac	-2.320241	.7919177	-2.93	0.003	-3.872371	-.7681104
afr1ac	1.747529	.5877371	2.97	0.003	.5955853	2.899472
_cons	3.632942	1.169347	3.11	0.002	1.341065	5.924819
var(e.afs)	.0374817	.0044592			.0296859	.0473246

ويعتقد الباحث أن تلك النتيجة منطقية ويمكن تبريرها بأنه درجة التعقيد المحاسبى كإحدى خصائص صناعة عميل المراجعة، الخاصية ذات العلاقة المباشرة بمهنة المحاسبة والمراجعة. وبالتالي يزداد الطلب من جانب عملاء المراجعة على خدمات منشآت المحاسبة والمراجعة ذات السمعة المهنية المرتفعة، مع ارتفاع درجة التعقيد المحاسبى التي تتسم بها الصناعات التي بنتمون إليها. وحيث ان السمعة المهنية ترتفع مع ارتباط منشأة المحاسبة والمراجعة بأحد المكاتب الأربعة العالمية الكبرى، أو من حيث ارتباطها بشراكة دولية، فإن هذا يدفع منشآت المحاسبة والمراجعة مرتفعة السمعة المهنية إلى تلبية ذلك الطلب على خدماتها الناشئ عن التعقيد المحاسبى ببعض القطاعات الصناعية وبالتبعية ارتفاع مستوى تخصصها الصناعى بها، من حيث ارتفاع حصتها السوقية من تلك الصناعات ذات التعقيد المحاسبى المرتفع.

ومن الجدير بالذكر انه قد سبق قبول الفرض الأول بوجود علاقة طردية معنوية بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة، وبين مستوى تخصصها الصناعى، حيث كانت معاملات الانحدار للمتغير (AFR) ذات إشارة موجبة "الجداول (٣-أ) ، (٣-ب) ، (٣-ج) ، (٤-أ) ، (٤-ب) ، (٤-ج) " ، إلا أنه قد تحولت معاملات الانحدار للمتغير (AFR) إلى إشارة سالبة بعد ادراج المتغير (AFR* AC) الذى يمثل التفاعل بين مستوى التعقيد المحاسبى لصناعة عميل المراجعة وبين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة "الجداول (٥-أ) ، (٥-ب) ، (٥-ج) ، (٥-د) ، (٥-هـ) ، (٦-أ) ، (٦-ب) ، (٦-ج) "

ولذلك يعتقد الباحث أنه بعد حصول منشآت المحاسبة والمراجعة مرتفعة السمعة المهنية على حصتها السوقية من عملاء الصناعات ذات التعقيد المحاسبى المرتفع والتي تتخصص تلك المنشآت بها صناعياً، يكون عملاء المراجعة من الصناعات الأخرى منخفضة التعقيد المحاسبى متاحة لمنشآت المحاسبة والمراجعة منخفضة السمعة المهنية من حيث كونها منشآت محلية، تلك الصناعات التي لا تتطلب مراجعة قوائمها المالية إلى مستوى مرتفع من التخصص الصناعى لمراقب الحسابات نظرا لإنخفاض مستوى التعقيد المحاسبى لديها، الأمر الذى انعكس احصائياً على إشارة معاملات الانحدار للمتغير المستقل (AFR) الذى يعبر سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة.

٦-٥ النتائج والتوصيات ومجالات البحث المقترحة

استهدف البحث تحليل واختبار العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وبين درجة تخصصها الصناعى، ومدى وجود تأثير لخصائص الصناعة، التي تنتمى إليها منشأة عميل المراجعة، من حيث درجة التركز، التجانس، التعقيد المحاسبى على العلاقة بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة وبين درجة تخصصها الصناعى. كمتغيرات معدلة لهذه العلاقة.

وخلص البحث في شقه النظرى إلى أن التخصص الصناعى في مجال المراجعة الخارجية هو استراتيجية تتبعها منشآت المحاسبة والمراجعة ولاسيما كبيرة الحجم التي تتاح لها إمكانية استثمار مواردها في صقل مستوى االتأهيل العلمى والتدريب واكتساب المعارف والخبرات لدى مواردها البشرية في مجال قطاع صناعى محدد لتصل إلى مستوى من التفهم التام لطبيعة نشاط ومعاملات منشأة العميل. كما خلص الباحث إلى أن سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة قد تم تناولها في غالبية البحوث من منظور انتماءها بإحدى منشآت المحاسبة والمراجعة الكبرى على الصعيد الدولى.

وتوصل الباحث في الشق التطبيقى إلى وجود تأثير معنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى، حيث تبين وجود علاقة طردية معنوية بين سمعة منشأة المحاسبة والمراجعة من حيث انتماءها لإحدى المنشآت الأربعة الكبرى، وبين مستوى تخصصها

الصناعى. كما خلص الباحث إلى اختلاف التأثير المعنوى لسمعة منشأة المحاسبة والمراجعة في مصر على درجة تخصصها الصناعى باختلاف درجة التعقيد المحاسبى فقط كأحد خصائص صناعة عميل المراجعة، دون وجود أي تأثير معنوى لاختلاف درجة تركز صناعة عميل المراجعة، أو مستوى التجانس في صناعة عميل المراجعة.

ويعتقد الباحث أن النتائج التي توصل إليها تعتبر بمثابة امتداداً لسلسة البحوث في مجال التخصص الصناعى لمراقب الحسابات وتأثيره على سوق المهنة ومستوى المنافسة بين منشآت المحاسبة والمراجعة، حيث تطرق البحث إلى الأبعاد ذات الصلة بصناعة منشأة العميل ودورها في تحديد شكل العلاقة بين مقومات منشأة المحاسبة والمراجعة ودرجة تخصصها الصناعى، بما قد يساعد منشآت المحاسبة والمراجعة على تخطيط استراتيجياتها بشأن التخصص الصناعى من خلال دراسة وتحليل خصائص صناعات عملاءها.

ولذا، فإن الباحث يوصى بما يلى:

- أن تقوم منشآت المحاسبة والمراجعة في مصر بالأخذ في الحسبان لخصائص صناعة عميل المراجعة ضمن إجراءات اتخاذ قرارات قبول العملاء الجدد والاستمرار مع العملاء القدامى، بما يتيح لكل منشأة محاسبة ومراجعة احتمالية الاستفادة من استراتيجية التخصص الصناعى قدر المستطاع.
- أن تهتم الجهات التنظيمية ذات الصلة بتوفير مقاييس مختلفة لمؤشرات خصائص الصناعة لكل قطاع من قطاعات السوق، ونشر هذه المؤشرات بالصفحات والمواقع الرسمية لمؤشرات السوق، بما قد يتيح لكل من الباحثين والمهنيين الاعتماد عليها.
- يجب الاهتمام من جانب هيئة الرقابة المالية المصرية بإعادة النظر فى تصنيف قطاعات السوق آخذة بالاعتبار التجانس بين طبيعة العمليات التشغيلية للشركات داخل القطاع الواحد.
- يجب إجراء المزيد من البحوث والدراسات الأكاديمية العربية في تأثير خصائص الصناعة على مختلف الأبعاد ذات الصلة بمهنة المحاسبة والمراجعة.

وأخيراً يعتقد الباحث بأهمية البحث محاسبياً مستقبلاً فى المجالات التالية:

- أثر تخصص مراقب الحسابات صناعياً على مستوى قابلية تقارير المراجعة للقراءة.
- أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على أتعاب المراجعة.
- أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على فترة إصدار تقرير المراجعة.
- أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على نوع الرأى بتقرير المراجعة.
- أثر خصائص صناعة عميل المراجعة على مستوى قابلية تقارير المراجعة للقراءة.

المراجع

أولا: المراجع باللغة العربية

إبراهيم، علاء الدين توفيق، ٢٠١٧، "التخصص الصناعى وأتعاب المراجعة الإضافية ونتائج ارتباطات المراجعة: دراسة ميدانية على الشركات المدرجة فى سوق الأسهم السعودية"، ***مجلة البحوث المحاسبية***، العدد الثانى، جامعة طنطا – كلية التجارة – قسم المحاسبة، ص.ص. ٤٤٥-٤٨٤.

إسماعيل، أحمد سامى فتحى، ٢٠١٤، " قياس أثر جودة المراجعة الخارجية على تحسين سمعة المراجع الخارجي: دراسة نظرية ميدانية"، ***مجلة البحوث المالية والتجارية***، العدد الثالث، كلية التجارة – جامعة بورسعيد، ص.ص. ٢٦٩ – ٣٠١.

البلتاجى، يسرى محمد محمود، ٢٠١٧، "أثر التخصص الصناعي لمراقب الحسابات على جودة التقارير المالية: دراسة تطبيقية على الشركات المقيدة في بورصة الأوراق المالية السعودية"، ***مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية***، المجلد ٥٤، العدد الثانى، جامعة الإسكندرية – كلية التجارة، ص.ص. ١-٣٠.

الجندى، تامر يوسف عبد العزيز على، ٢٠١٩، "أثر التخصص الصناعي للمراجع الخارجي علي تحسين جودة أداء المراجعة المشتركة: دراسة ميدانية"، ***المجلة العلمية للدراسات المحاسبية***، العدد الأول، ص.ص. ١٣٨-٢٢٠.

الديسطى، محمد محمد عبد القادر، مصطفى، عطية السيد الغندور، وأحمد، أحمد مصطفى الأمير، ٢٠١١، "العلاقة بين التخصص والجودة في مجال المراجعة: دراسة تطبيقية عن قرار المراجع بشأن استمرار شركات المساهمة المصرية"، ***المجلة المصرية للدراسات التجارية***، المجلد ٣٥، العدد الثانى، كلية التجارة – جامعة المنصورة، ص.ص ٣٠٩-٣٣٤.

الرزين، عبد الرحمن محمد، وأشرف محمد إبراهيم، ٢٠١٤، "دور التخصص الصناعي للمراجع الخارجي في الحد من ممارسات إدارة الأرباح: دراسة ميدانية على شركات المساهمة السعودية"، ***دورية الإدارة العامة***، المجلد ٥٤، العدد الرابع، ص.ص ٦٦٩-٧٤٨.

الصيرفى، أسماء أحمد، ٢٠١٧، "الخصائص التشغيلية للشركات كمتغيرات معدلة للعلاقة بين التخصص الصناعى لمنشأة مراقب الحسابات وتكلفة الاقتراض: دراسة تطبيقية على الشركات المقيدة فى البورصة المصرية"، ***مجلة البحوث المحاسبية***، العدد الثانى، جامعة طنطا – كلية التجارة – قسم المحاسبة، ص.ص. ٣٤٢-٣٩٢.

بابكر، بشير بكري عجيب، ٢٠١٨، "دور التخصص الصناعي للمراجع لدعم الميزة التنافسية"، ***الفكر المحاسبى***، المجلد ٢٢، العدد الأول، جامعة عين شمس – كلية التجارة – قسم المحاسبة والمراجعة، ص.ص. ٧٤٢-٧٦٤.

حسن، سعيد محمد سعيد، ٢٠١١، "دور المراجع الخارجي في الحد من ممارسات إدارة الأرباح: دراسة تطبيقية على المصارف التجارية الليبية"، ***المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية***، العدد الرابع، ص.ص ٧٥-١٠٨.

رضوان، أحمد جمعة أحمد، ٢٠١٣، "أثر جودة المراجعة على أساليب إدارة الأرباح: دراسة تطبيقية على شركات المساهمة السعودية"، ***المجلة المصرية للدراسات التجارية***، مجلد ٣٧، العدد الثالث، ص.ص ٣٤٧-٤١٩.

على، محمود أحمد أحمد، ٢٠١٨، "أثر درجة التخصص الصناعي لمراقب الحسابات وتدوير منشأته على تقلبات عوائد الأسهم: دراسة تطبيقية على الشركات المقيدة بالبورصة المصرية"، ***مجلة المحاسبة والمراجعة***، العدد الثالث، جامعة بني سويف – كلية التجارة، ص.ص. ٥٣-١٠٥.

عيسى، سمير كامل محمد، ٢٠٠٨، "أثر جودة المراجعة الخارجية على عمليات إدارة الأرباح – مع دراسة تطبيقية"، ***مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية***، المجلد ٤٥، العدد الثانى، كلية التجارة – جامعة الإسكندرية، ص.ص. ١-٤٧.

لبيب، خالد محمد عبد المنعم، ٢٠٠٥، "دور التخصص القطاعى في تحسين كفاءة الأداء المهنى للمراجع الخارجي – دراسة تطبيقية مقارنة "، ***مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية***، كلية التجارة – جامعة الإسكندرية، العدد الأول، ص.ص ٨٣ -١٨٣.

متولي، أحمد زكي حسين، ٢٠٠٦، "نموذج مقترح لقياس العلاقة بين استراتيجية التخصص الصناعي للمراجع والعوامل المؤثرة في إدارة عملية المراجعة دراسة ميدانية – تطبيقية"، ***مجلة التجارة والتمويل***، العدد الأول، كلية التجارة – جامعة طنطا، ص.ص ١٦٣-٢٤٦.

محمد، منى حلمي محمد، ٢٠١٣، "أثر استراتيجية التخصص الصناعي لمراقب الحسابات على جودة أداء عملية المراجعة"، ***الفكر المحاسبى***، المجلد ١٧، العدد الأول، ص.ص ٤٠٩-٤٣٦.

محمد، أحمد سليم، ٢٠١٩، "تحليل ثنائية العلاقة والتأثير بين حوافز الاحتفاظ بالمراجع والأتعاب غير العادية وبين استدامة الشركات وتصنيفها الائتماني: دراسة تطبيقية"، ***الفكر المحاسبى***، المجلد ٢٣، العدد ٢، جامعة عين شمس – كلية التجارة – قسم المحاسبة والمراجعة، ص.ص. ١-٤٦.

مرسي، هبة سعيد السيد، ٢٠١٥، "أثر استخدام إستراتيجية التخصص الصناعي للمراجع الخارجي على جودة المراجعة للحد من ممارسات إدارة الأرباح: دراسة ميدانية، ***رسالة ماجستير منشورة بمجلة إدارة الأعمال*** (غير محكمة) – كلية التجارة – جامعة قناة السويس، العدد ١٤٩، ص.ص ٦٢-٧٢.

منصور، أشرف محمد إبراهيم، ٢٠١٣، "دور الجهات المسئولة عن تنظيم مزاولة مهنة المراجعة في تفعيل استراتيجية التخصص الصناعي للمراجعين الخارجيين"، ***مجلة المحاسبة***، العدد ٥٦، السنة ١٧، الجمعية السعودية للمحاسبة، ص. ١٣.

منصور، أشرف محمد إبراهيم، ٢٠١٥، "أثر التخصص الصناعى للمراجع الخارجى على جودة عملية المراجعة"، ***مجلة المحاسبة***، العدد ٥٨، السنة ١٨، الجمعية السعودية للمحاسبة، ص.ص. ١٠-١١.

منصور، محمد السيد، ٢٠١٨، "أثر التخصص الصناعي لمراقب الحسابات وحجم منشأته على فترة إصدار تقرير المراجعة: دراسة تطبيقية على الشركات المقيدة بالبورصة المصرية"، ***الفكر المحاسبى***، المجلد ٢٢، العدد الثانى، جامعة عين شمس – كلية التجارة – قسم المحاسبة والمراجعة، ص.ص. ٩٨٤-١٠٣٩.

نشوان، إسكندر محمود، مفيد، خالد الشيخ على، وزياد، فارس النباهين، ٢٠١٥، "تقييم مدى توافر التخصص المهنى لمكاتب المراجعة وأثره على أتعاب المراجعة: دراسة تطبيقية على الشركات المساهمة المدرجة فى بورصة فلسطين"، ***الفكر المحاسبى***، المجلد ١٩، العدد الثانى، جامعة عين شمس – كلية التجارة – قسم المحاسبة والمراجعة، ص.ص. ٢٨٠-٣٠٢.

ثانيا: المراجع باللغة الأجنبية

Ackert, L. F., B. K. Church, and A. Schneider, 2006, "Auditor Reputation and Individuals' Investment Decisions", ***Research on Professional Responsibility and Ethics in Accounting***, Vol. 11, PP.87–100.

Bae, G. S., S. U. Choi, and J. E. Lee, 2019, "Auditor Industry Specialization and Audit Pricing and Effort", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 38, No. 1, PP. 51-75.

Balsam, S., J. Krishnan, and J. S. Yang, 2003, "Auditor Industry Specialization and Earnings Quality", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 22, No. 2, PP. 71.97.

Baudot, L., K. C. Demekm, and Z. Huang, 2018, "The Accounting Profession's Engagement with Accounting Standards: Conceptualizing Accounting Complexity Through Big 4 Comment Letters", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 37, No. 2, PP. 175–196.

Bills, K. L., D. C. Jeter, and S. E. Stein, 2015., "Auditor Industry Specialization and Evidence of Cost Efficiencies in Homogenous Industries", ***The Accounting Review***, Vol. 90, No. 5, PP. 1721–1754.

Burnett, B. M., B. M. Cripe, and G. W. Martin, 2012, "Audit Quality and the Trade-Off between Accretive Stock Repurchases and Accrual-Based Earnings Management", ***The Accounting Review***, Vol. 87, No. 6,- PP. 1861-1884.

Cahan, S. F., D. C. Jeter, and V. Naiker, 2011, "Are All Industry Specialist Auditors the Same?", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 30, No. 4, PP. 191–222.

Cahan, S. F., J. M. Godfrey, J. Hamilton and D. C. Jeter, 2015, "The Association Between Client-Specific Investment Opportunities and Audit Fees of Industry Specialists and Non-Specialists", ***International Journal of Auditing***, Vol. 19, PP. 57–71.

Cairney, T. D. and E. G. Stewart, 2015, "Audit Fees and Client Industry Homogeneity", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 34, No. 4, PP. 33–57.

Cairney, T. D., and G. R. Young, 2006, "Homogenous Industries and Auditor Specialization: An Indication of Production Economies", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 25, No. 1, PP 49–67.

Cairney, T., and E. G., Stewart, 2019, "Client Industry Characteristics and Auditor Changes", ***Review of Accounting & Finance***, Vol. 18, No. 2, PP. 245-267.

Craswell, A. T., J. R. Francis, and S. L. Taylor, 1995, "Auditor Brand Name Reputation and Industry Specializations", ***Journal of Accounting and Economics***, Vol. 20, PP. 297–322.

DeFond, M. L., J. R. Francis, and T. J. Wong, 2000, "Auditor Industry Specialization and Market Segmentation: Evidence from Hong Kong", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 19, No. 1, PP. 49–66.

Eichenseher, J. W., and P. Danos, 1981, "The Analysis of Industry-Specific Auditor Concentration: Towards an Explanatory Model", ***The Accounting Review***, Vol. 56, No. 3, PP. 479–492.

Fernando, G. D., and A. Thevaranjan, 2017, "Impact of Audit Quality on the Components of Executive Cash Compensation", ***Journal of Centrum Cathedra***, Vol. 10, No. 1, PP. 49-62.

Filzen, J. J., and K. Peterson, 2015, "Financial Statement Complexity and Meeting Analysts' Expectations", ***Contemporary Accounting Research***, Vol. 32, No. 4, PP. 1560–1594

Francis, J. R. and J. L. Gunn, 2015, "Industry Accounting Complexity and Earnings Properties: Does Auditor Industry Expertise Matter?", ***Working Paper, available at: https://www.semanticscholar.org/***

Francis, J. R., P. N. Michas, and S. E. Seavey, 2013, "Does Audit Market Concentration Harm the Quality of Audited Earnings? Evidence from Audit Markets in 42 Countries", ***Contemporary Accounting Research***, Vol. 30, No. 1, PP. 325–355.

Ghadhab, A.K., A.K. Matrood, and A.M. Hameed, 2019, " Factors Affecting the Quality of External Auditor Performance: An Analytical Study of the Opinions of Auditors Working in Iraqi Audit Firms and Companies", ***Academy of Strategic Management Journal***, Vol. 18, No. 1, PP. 1 -27.

Godbey, J. M. and J. W. Mahar, 2004, "Implied Volatilities and Auditor Reputation: The Andersen Case", ***Research in Finance***, Vol. 21, PP.93–111.

Goodwin, J., and W. Donghui, 2014, "Is the Effect of Industry Expertise on Audit Pricing an Office-Level or a Partner-Level Phenomenon?", ***Review of Accounting Studies***, Vol. 19, No. 4, PP. 1532-1578.

Gu, F., and W. Wang. 2005, "Intangible Assets, Information Complexity, and Analysts' Earnings Forecasts", ***Journal of Business Finance & Accounting***, Vol. 32, No. 9. PP. 1673–1702.

Gu, J., 2021, " FDI Characteristics, Industry Homogeneity, and Audit Fees in Japanese Multinationals", ***Journal of Multinational Financial Management***, Available online 27 January 2021, In press, **ScienceDirect**, PP. 1-23.

Hapsoro, D., and T.R. Santoso, 2018, "Does Audit Quality Mediate the Effect of Auditor Tenure, Abnormal Audit Fee and Auditor's Reputation on Giving Going Concern Opinion?", ***International Journal of Economics and Financial Issues***, Vol. 8, No. 1, PP. 143-152.

Hegazy, K., and M. Hegazy, 2018, "Audit Firms and Industry Specialization in an Emerging Economy", ***Journal of Accounting & Organizational Change***, Vol. 14, No. 3, PP. 338-362.

Hegazy, M., A. Al Sabagh, and R. Hamdy, 2015, "The Effect of Audit Firm Specialization on Earnings Management and Quality of Audit Work", ***Journal of Accounting and Finance***, Vol. 15, No. 4, PP. 143-164.

Hobson, J. L., 2011, "Do the Benefits of Reducing Accounting Complexity Persist in Markets Prone to Bubble?", ***Contemporary Accounting Research***, Vol. 28, No. 3, PP. 957–989.

Hoitash, R., and U. Hoitash, 2018, "Measuring Accounting Reporting Complexity with XBRL", ***The Accounting Review***, Vol. 93, No. 1, PP. 259–287

Jaggi, B., S. Mitra, and M. Hossain, 2015, " Earnings Quality, Internal Control Weaknesses and Industry-Specialist Audits", ***Review of Quantitative Finance and Accounting***, Vol. 45, No. 1, PP. 1-32.

Johl, S., C. A. Jubb, and K. A. Houghton, 2007, "Earnings Management and the Audit Opinion: Evidence from Malaysia", ***Managerial Auditing Journal***, Vol. 22, No. 7, PP. 688-715.

Johnson, E., K.J. Reichelt, and J.S. Soileau, 2018, "No News Is Bad News: Do PCAOB PartII Reports Have an Effect on Annually Inspected Firms' Audit Fees and Audit Quality?", ***Journal of Accounting Literature***, Vol. 41, PP.106-126.

Kato, R., H. D. Semba, and Frendy, 2016, "Influence of the Audit Market Shift from Big 4 To Big 3 on Audit Firms' Industry Specialization and Audit Quality: Evidence from Japan", ***Academy of Accounting and Financial Studies Journal***, Vol. 20, No. 3, PP. 62-83.

Knechel, W. R., V. Naiker, and G. Pacheco, 2007, "Does Auditor Industry Specialization Matter? Evidence from Market Reaction to Auditor Switches", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 26, No. 1, PP. 19–45.

Kwon, S. Y., 1996, "The Impact of Competition Within the Client's Industry on the Auditor Selection Decision", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 15, No. 1, PP. 53–70.

Lassila, D. R., T. C. Omer, M. K. Shelley, and L. M. Smith, 2010, "Do Complexity, Governance, and Auditor Independence Influence Whether Firms Retain Their Auditors for Tax Services?", ***The Journal of the American Taxation Association***, Vol. 32, No.1, PP. 1–23.

Martínez-Ferrero, J., I.-M. García-Sánchez, 2018," The Level of Sustainability Assurance: The Effects of Brand Reputation and Industry Specialisation of Assurance Providers", ***Journal of Business Ethics***, Vol. 150,- No. 4, PP. 971-990.

Mayhew, B. W., and M. S. Wilkins, 2003, "Audit Firm Industry Specialization: Evidence from Fees Charges to Firms Going Public", ***Auditing: A Journal of Practice & Theory***, Vol. 22, No.2, PP. 33–52.

Miah, M. S., 2019, "Audit Fee Premium for Industry Specialization: A Developed Country Perspective", ***Journal of Accounting, Business & Management***, Vol. 26, No. 2, PP.1-11.

Mukhlasin, M., 2018, "Auditor Tenure and Auditor Industry Specialization as a Signal to Detect Fraudulent Financial Reporting", ***Academy of Accounting and Financial Studies Journal***, Vol. 22, No. 5, PP. 1-10.

Musah, A., F. K. Anokye and E. Dodzi, 2018, "The Effects of IFRS Adoption and Big 4 Audit Firms on Audit and Non-Audit Fees: Evidence from Ghana", ***Accounting and Management Information Systems***, Vol. 17, No. 3, PP. 330-352.

Nguyen, L. T. H., T.T.H. Nguyen, W.L. H. Jr. , 2017,"Factors Affecting the Quality of Independent Audit Service in Vietnam" ,***Academy of Business Research Journal***, Vol. 4, PP. 20-28.

Nugraha, A. S. and D. Suryandari, 2018, "The Effect of Experience to The Accuracy of Giving Opinion with Audit Expertise, Professional Skeptisism, Audit Judgment as Mediators", ***Accounting Analysis Journal***, Vol. 7, No. 1, PP. 61-69.

Palmrose, Z.V., 1986, "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence", ***Journal of Accounting Research***, Vol. 24, No. 1, PP. 97.110.

Peterson, K., 2012, "Accounting Complexity, Misreporting, and the Consequences of Misreporting", ***Review of Accounting Studies***, Vol. 17, PP. 72-95.

Purnamasari, D. I., H.K.S. Negara, 2019, " The Effect of Auditor Reputation, Audit Tenure, and Firm Size on Audit Quality: (A Study of Manufacturing Companies Listed on the Indonesia Stock: Exchange for the 2013-2017 Period)", ***International Journal of Computer Networks and Communications Security***, Vol. 7, No. 6, PP. 104-108.

Rahmat, M.M., and T. M. Iskandar, 2004, " Audit Fee Premiums from Brand Name, Industry Specialization and Industry Leadership: A Study of the Post Big 6 Merger in Malaysia", ***Asian Review of Accounting***, Volume 12, NO. 2. PP. 1-24.

Romanus, R. N., J. J., Maher, and D. M.. Fleming, Dec. 2008, "Auditor Industry Specialization, Auditor Changes, and Accounting Restatements ", ***Accounting Horizons***, Vol. 22, No. 4, PP. 389-413.

Rusmin, R., 2010, "Auditor Quality and Earnings Management: Singaporean Evidence", ***Managerial Auditing Journal***, Vol. 25, No. 7, PP. 618-638.

Rusmin, R., and J. Evans, 2017, "Audit Quality and Audit Report Lag: Case of Indonesian Listed Companies ", ***Asian Review of Accounting***, Vol. 25, No. 2, PP. 191-210

Semba, H.D. and R, Kato, 2019, " Does Big N matter for audit quality? Evidence from Japan", ***Review of Accounting***, Vol. 28, No. 1, PP. 2-28.

Thongchai, C. and P. Ussahawanitchakit, 2015, "Audit Specialization and Audit Success: An Empirical Investigation of Certified Public Accountants (Cpas) in Thailand", ***The Business & Management Review***, Vol. 7, No. 1, PP. 395-407.

Verleyen, I., and I. De Beelde, 2011, "International Consistency of Auditor Specialization", ***International Journal of Auditing***, Vol. 15. PP. 275–287

Wang, Y. C., H. W. Huang, J. R. Chiou, and Y. C. Huang, 2017, "The Effects of Industry Expertise on Cost of Debt: An Individual Auditor-Level Analysis", ***Asian Review of Accounting***, PP. 322-334.

ملحق ١: نتائج اختبار الفرض الثانى (ف٢-أ)

تحليل الانحدار الخطى المتعدد

```
. regress afs i.afr  ic afric
```

Source	SS	df	MS		
				Number of obs	= 143
				F(3, 139)	= 12.02
Model	1.47870078	3	.492900259	Prob > F	= 0.0000
Residual	5.70085233	139	.041013326	R-squared	= 0.2060
				Adj R-squared	= 0.1888
Total	7.17955311	142	.050560233	Root MSE	= .20252

afs	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.239405	.0829266	2.89	0.005	.0754444	.4033657
ic	-.006278	.0022462	-2.79	0.006	-.0107191	-.0018369
afric	-.0044226	.0046973	-0.94	0.348	-.01371	.0048647
_cons	.200059	.0428444	4.67	0.000	.1153481	.28477

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
1.afr	4.26	0.234945
ic	1.31	0.763318
afric	4.34	0.230184
Mean VIF	3.30	

يتبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لمتغيرات النموذج أقل من ١٠ مما يدل على عدم وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity بين متغيرات النموذج

تحليل الانحدار Fractional Response Regression

```
Fractional probit regression                    Number of obs     =        143
                                                Wald chi2(3)      =      39.48
                                                Prob > chi2       =     0.0000
Log pseudolikelihood = -50.922324               Pseudo R2         =     0.1052
```

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.5839988	.3982918	1.47	0.143	-.1966388	1.364636
ic	-.0416221	.012016	-3.46	0.001	-.065173	-.0180712
afric	.0084109	.0222994	0.38	0.706	-.0352952	.0521169
_cons	-.69517	.2327483	-2.99	0.003	-1.151348	-.2389917

تابع ملحق ١: نتائج اختبار الفرض الثانى (ف٢-أ)

تحليل الانحدار Tobit regression

Tobit regression — Number of obs = 143
Uncensored = 142
Limits: lower = 0 — Left-censored = 0
upper = 1 — Right-censored = 1

Wald chi2(3) = 37.23
Log likelihood = 24.684344 — Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.2450164	.082465	2.97	0.003	.0833879	.4066448
ic	-.006278	.002229	-2.82	0.005	-.0106468	-.0019091
afric	-.0046822	.0046679	-1.00	0.316	-.0138311	.0044666
_cons	.200059	.0425175	4.71	0.000	.1167264	.2833917
var(e.afs)	.0403898	.0048061			.0319879	.0509987

ملحق ٢: تابع نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-أ)

تحليل الانحدار الخطى المتعدد

```
. regress afs i.afr1  ic afr1ic
```

Source	SS	df	MS		
Model	1.44252523	4	.360631307	Number of obs	= 143
Residual	5.73702788	138	.041572666	F(4, 138)	= 8.67
				Prob > F	= 0.0000
Total	7.17955311	142	.050560233	R-squared	= 0.2009
				Adj R-squared	= 0.1778
				Root MSE	= .20389

afs	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.0007044	.0737347	0.01	0.992	-.1450914	.1465003
2	.1746443	.1179566	1.48	0.141	-.0585916	.4078803
ic	-.0071505	.0038165	-1.87	0.063	-.0146968	.0003958
afr1ic	-.0001442	.0031042	-0.05	0.963	-.0062821	.0059937
_cons	.2160919	.0813453	2.66	0.009	.0552477	.3769362

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
afr1		
1	4.62	0.216268
2	8.50	0.117704
ic	3.73	0.268013
afr1ic	6.94	0.143992
Mean VIF	5.95	

يتبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regressiondiagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لمتغيرات النموذج أقل من ١٠ مما يدل على عدم وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity بين متغيرات النموذج

تحليل الانحدار Fractional Response Regression

```
Fractional probit regression                    Number of obs     =        143
                                                Wald chi2(4)      =      45.23
                                                Prob > chi2       =     0.0000
Log pseudolikelihood = -50.716716               Pseudo R2         =     0.1088
```

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	-.2401287	.4464291	-0.54	0.591	-1.115114	.6348562
2	.2136814	.6984984	0.31	0.760	-1.15535	1.582713
ic	-.0597302	.0244078	-2.45	0.014	-.1075685	-.0118918
afr1ic	.0173477	.0175955	0.99	0.324	-.0171388	.0518341
_cons	-.4390471	.5353475	-0.82	0.412	-1.488309	.6102148

تابع ٢: تابع نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-أ)

تحليل الانحدار Tobit regression

Tobit regression — Number of obs = 143
Uncensored = 142
Limits: lower = 0 — Left-censored = 0
upper = 1 — Right-censored = 1

Wald chi2(4) = 36.01
Log likelihood = 24.188062 — Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.0030901	.0729463	0.04	0.966	-.139882	.1460621
2	.1806153	.1167768	1.55	0.122	-.048263	.4094935
ic	-.0070694	.0037746	-1.87	0.061	-.0144675	.0003287
afr1ic	-.0002772	.0030721	-0.09	0.928	-.0062984	.005744
_cons	.2145484	.08045	2.67	0.008	.0568693	.3722274
var(e.afs)	.0406491	.0048372			.0321928	.0513267

ملحق ٣: نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-ب)

تحليل الانحدار الخطى المتعدد

```
. regress afs i.afr ih afrih
```

Source	SS	df	MS		
Model	1.36399445	3	.454664817	Number of obs	= 145
Residual	6.47625728	141	.045930903	F(3, 141)	= 9.90
				Prob > F	= 0.0000
Total	7.84025173	144	.054446193	R-squared	= 0.1740
				Adj R-squared	= 0.1564
				Root MSE	= .21431

afs	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.2837012	.1089514	2.60	0.010	.0683116	.4990907
ih	-.0004192	.0003041	-1.38	0.170	-.0010204	.000182
afrih	-.0004535	.0005512	-0.82	0.412	-.0015433	.0006362
_cons	.1718262	.0610598	2.81	0.006	.0511151	.2925373

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
1.afr	6.73	0.148664
ih	1.44	0.693063
afrih	6.97	0.143475
Mean VIF	5.05	

يتبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لمتغيرات النموذج أقل من ١٠ مما يدل على عدم وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity بين متغيرات النموذج

تحليل الانحدار Fractional Response Regression

```
Fractional probit regression                    Number of obs     =        145
                                                Wald chi2(3)      =      27.98
                                                Prob > chi2       =     0.0000
Log pseudolikelihood = -54.007214               Pseudo R2         =     0.0840
```

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.7386134	.4252809	1.74	0.082	-.0949219	1.572149
ih	-.0027597	.0011957	-2.31	0.021	-.0051031	-.0004162
afrih	.0002519	.0024203	0.10	0.917	-.0044917	.0049955
_cons	-.825534	.2300555	-3.59	0.000	-1.276434	-.3746335

تابع ٣: تابع نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-ب)

تحليل الانحدار Tobit regression

Tobit regression — Number of obs = 145
Uncensored = 144
Limits: lower = 0 — Left-censored = 0
upper = 1 — Right-censored = 1

Wald chi2(3) = 30.91
Log likelihood = 17.025149 — Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	.2958596	.1087197	2.72	0.007	.0827729	.5089463
ih	-.0004192	.0003018	-1.39	0.165	-.0010107	.0001723
afrih	-.0005101	.0005496	-0.93	0.353	-.0015873	.0005671
_cons	.1718262	.0605944	2.84	0.005	.0530634	.290589
var(e.afs)	.0452333	.005344			.0358836	.0570192

ملحق ٤ : تابع نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-ب)

تحليل الانحدار الخطى المتعدد

```
. regress afs i.afr1  ih afr1ih
```

Source	SS	df	MS		
Model	1.3544113	4	.338602825	Number of obs	= 145
Residual	6.48584043	140	.046327432	F(4, 140)	= 7.31
				Prob > F	= 0.0000
Total	7.84025173	144	.054446193	R-squared	= 0.1728
				Adj R-squared	= 0.1491
				Root MSE	= .21524

afs	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.0582033	.0855908	0.68	0.498	-.1110142	.2274209
2	.2956393	.1500418	1.97	0.051	-.0010014	.59228
ih	-.0003011	.000495	-0.61	0.544	-.0012797	.0006775
afr1ih	-.0002247	.0003752	-0.60	0.550	-.0009666	.0005172
_cons	.1379711	.1028392	1.34	0.182	-.0653475	.3412898

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
afr1		
1	5.67	0.176339
2	12.65	0.079064
ih	3.79	0.263887
afr1ih	10.11	0.098939
Mean VIF	8.05	

تبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لبعض متغيرات النموذج أكبر من ١٠ مما يدل على وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity ناتج عن التفاعل بين متغيرات النموذج، الأمر الذى دفع الباحث الى استخدام نماذج تحليل انحدار أخرى تتناسب مع طبيعة البيانات.

.

تحليل الانحدار Fractional Response Regression

```
Fractional probit regression                    Number of obs     =       145
                                                Wald chi2(4)      =     29.10
                                                Prob > chi2       =    0.0000
Log pseudolikelihood = -53.960154               Pseudo R2         =    0.0848
```

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.0081133	.4273585	0.02	0.985	-.8294939	.8457205
2	.6757567	.6442302	1.05	0.294	-.5869112	1.938425
ih	-.0033226	.0018687	-1.78	0.075	-.0069851	.00034
afr1ih	.0005096	.0016067	0.32	0.751	-.0026396	.0036588
_cons	-.7982573	.4602711	-1.73	0.083	-1.700372	.1038573

تابع ٤: تابع نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-ب)

تحليل الانحدار Tobit regression

Tobit regression — Number of obs = 145; Uncensored = 144; Left-censored = 0; Right-censored = 1

Limits: lower = 0, upper = 1

Wald chi2(4) = 30.60; Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 16.885117

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	.0642167	.0848268	0.76	0.449	-.1020409	.2304742
2	.3091508	.1489143	2.08	0.038	.0172841	.6010176
ih	-.0002822	.0004898	-0.58	0.565	-.0012421	.0006778
afr1ih	-.0002562	.0003722	-0.69	0.491	-.0009858	.0004734
_cons	.1343276	.1017527	1.32	0.187	-.0651041	.3337593
var(e.afs)	.0453024	.0053523			.0359381	.0571068

ملحق ٥: نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢-ج)

Fractional probit regression — Number of obs = 145; Wald chi2(3) = 23.46; Prob > chi2 = 0.0000

Log pseudolikelihood = -54.245467 — Pseudo R2 = 0.0800

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	-8.597914	6.032322	-1.43	0.154	-20.42105	3.225219
ac	-3.451402	3.10089	-1.11	0.266	-9.529034	2.62623
afrac	6.292886	4.029711	1.56	0.118	-1.605203	14.19098
_cons	3.790311	4.614349	0.82	0.411	-5.253647	12.83427

ملحق ٦: نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢)

تحليل الانحدار الخطى المتعدد

```
. regress afs i.afr  ic afric ih afrih ac afrac
```

Source	SS	df	MS		
				Number of obs	= 143
				F(7, 135)	= 6.05
Model	1.71340116	7	.244771594	Prob > F	= 0.0000
Residual	5.46615195	135	.040490014	R-squared	= 0.2387
				Adj R-squared	= 0.1992
Total	7.17955311	142	.050560233	Root MSE	= .20122

afs	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	-1.733087	1.247062	-1.39	0.167	-4.199392	.7332176
ic	-.0054459	.0023927	-2.28	0.024	-.0101779	-.0007139
afric	-.0018406	.0053654	-0.34	0.732	-.0124517	.0087704
ih	-.0002279	.0003098	-0.74	0.463	-.0008406	.0003849
afrih	-.0003679	.0006299	-0.58	0.560	-.0016137	.0008779
ac	-.6324486	.4394639	-1.44	0.152	-1.501573	.2366758
afrac	1.335147	.8108459	1.65	0.102	-.2684565	2.938751
_cons	1.169182	.6608616	1.77	0.079	-.1377991	2.476163

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
1.afr	974.99	0.001026
ic	1.51	0.664123
afric	5.74	0.174175
ih	1.67	0.598955
afrih	9.82	0.101855
ac	1.56	0.642721
afrac	935.35	0.001069
Mean VIF	275.80	

تبين من تشخيص نموذج الانحدار الخطى regression diagnostics، أن قيم معامل تضخيم التباين variance inflation factor (vif) لبعض متغيرات النموذج أكبر من ١٠ مما يدل على وجود ارتباط خطى متعدد multicollinearity ناتج عن التفاعل بين متغيرات النموذج، الأمر الذى دفع الباحث الى استخدام نماذج تحليل انحدار أخرى تتناسب مع طبيعة البيانات.

تابع ٦: نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢)

تحليل الانحدار Fractional Response Regression

Fractional probit regression — Number of obs = 143
Wald chi2(7) = 50.34
Prob > chi2 = 0.0000
Log pseudolikelihood = -50.256265 — Pseudo R2 = 0.1169

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	-6.042365	5.117258	-1.18	0.238	-16.07201	3.987275
ic	-.0352297	.0106844	-3.30	0.001	-.0561708	-.0142887
afric	.0119422	.0239048	0.50	0.617	-.0349104	.0587948
ih	-.001495	.0013068	-1.14	0.253	-.0040562	.0010662
afrih	-.0003071	.0028547	-0.11	0.914	-.0059022	.005288
ac	-2.344634	2.403206	-0.98	0.329	-7.05483	2.365563
afrac	4.426579	3.366829	1.31	0.189	-2.172286	11.02544
_cons	2.958915	3.628186	0.82	0.415	-4.152199	10.07003

تحليل الانحدار Tobit regression

Tobit regression — Number of obs = 143
Uncensored = 142
Limits: lower = 0 — Left-censored = 0
upper = 1 — Right-censored = 1

Wald chi2(7) = 45.20
Log likelihood = 27.85701 — Prob > chi2 = 0.0000

afs	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
1.afr	-1.770583	1.219936	-1.45	0.147	-4.161613	.6204476
ic	-.0054459	.0023397	-2.33	0.020	-.0100316	-.0008603
afric	-.0019035	.0052468	-0.36	0.717	-.0121871	.0083801
ih	-.0002279	.000303	-0.75	0.452	-.0008217	.000366
afrih	-.0004122	.0006174	-0.67	0.504	-.0016222	.0007978
ac	-.6324486	.4297277	-1.47	0.141	-1.474699	.2098021
afrac	1.367216	.7934466	1.72	0.085	-.187911	2.922343
_cons	1.169182	.6462203	1.81	0.070	-.0973867	2.43575
var(e.afs)	.0387158	.0046059			.0306635	.0488826

ملحق ٧: نتائج تحليل الفرض الثانى (ف٢)

تحليل الانحدار Fractional Response Regression

Fractional probit regression — Number of obs = 143
Wald chi2(8) = 59.96
Prob > chi2 = 0.0000
Log pseudolikelihood = -49.576986 — Pseudo R2 = 0.1289

afs	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
afr1						
1	-7.876655	4.111762	-1.92	0.055	-15.93556	.1822501
2	-15.27726	8.376187	-1.82	0.068	-31.69429	1.139766
ic	-.0485812	.021702	-2.24	0.025	-.0911163	-.006046
afr1ic	.0157332	.016924	0.93	0.353	-.0174371	.0489036
ih	-.0020583	.0020072	-1.03	0.305	-.0059924	.0018758
afr1ih	.0003189	.0017646	0.18	0.857	-.0031396	.0037774
ac	-7.134743	4.275693	-1.67	0.095	-15.51495	1.245461
afr1ac	5.201352	2.859883	1.82	0.069	-.4039157	10.80662
_cons	10.25256	6.147774	1.67	0.095	-1.796857	22.30198