

تأثير كفاية رأس المال على الأداء المالي للقطاع المصرفي في مصر

The Effect of Capital Adequacy on the Financial Performance of the Banking Sector in Egypt

د.راضي السيد عبد الجواد

قسم الاقتصاد/كلية التجارة/جامعة دمنهور

المستخلص:

هدفت الدراسة إلى اختبار تأثير كفاية رأس المال على الأداء المالي للقطاع المصرفي في مصر، مقاسًا بثلاثة مؤشرات للربحية هي معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية ونصيب السهم من صافي الربح، وبإضافة المتغيرين التفسيريين معدل نمو الأصول وحجم البنك إلى معدل كفاية رأس المال كمتغيرات تفسيرية في الدراسة، وباستخدام بيانات مقطعية للفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨) عن أحد عشر بنكًا مسجلًا في سوق الأسهم المصرية، بينت نتائج كل من اختبار "LLC" واختبار "IPS" لجزر الوحدة للبيانات المقطعية، أن بيانات متغيرات الدراسة غير مستقرة في المستوى ومتكاملة من الدرجة الأولى. وأكد كل من اختبار "Pedroni" واختبار "Koa" للتكامل المشترك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات. مع تحقق ذلك، تم الاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية لقياس ديناميكية العلاقة بين المتغيرات وتحديد الآثار قصيرة وطويلة الأجل بين كل مؤشر من مؤشرات الربحية والمتغيرات التفسيرية الثلاثة، ودلت نتائج التقدير على التأثير الإيجابي لكفاية رأس المال على الأداء المالي لبنوك الدراسة، خاصة في الأجل الطويل، كما تميز كل من معدل نمو الأصول وحجم البنك بتأثيرهما الطردي على مؤشرات الربحية الثلاثة في الأجل الطويل، وإن كانت سرعة التعديل لكل منها بطيئة نسبيًا، حيث بلغت نحو (٥%، ٦%، ١٦%) لكل من معادلة معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية ونصيب السهم من صافي الربح على الترتيب. وأكدت نتائج اختبار "Wald Test" على معنوية العلاقة المقدرتها قصيرة الأجل بين المتغيرات، ودلت قيمة معامل التحديد

على أن القدرة التفسيرية لكل معادلة صغيرة نسبيًا في الأجل القصير. وأظهر اختبار "Q-Test" عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي

الكلمات الدالة: كفاية رأس المال، الأداء المالي، مؤشرات الربحية، تصحيح الخطأ لبيانات مقطعية.

Abstract:

The study aimed to test the effect of capital adequacy on the financial performance of the Egyptian banking sector. Measured by three profitability indicators that are Return on Assets "ROA", Return on Equity capital "ROE" and Return Per Shareholder "RPS". Adding Assets Growth Rate "AGR" and Size of Bank "SOB" as explanatory variables. Using panel data to the interval(2004 -2018) for 11 banks registered in the Egyptian stock market. The results of the "LLC" and "IPS" tests to the unit of the panel data showed that the data of the study aren't stationary and integrated of degree 1. Both the "Pedroni" and "Koa" tests to cointegration showed that there is a long-term balanced relationship among the variables. With being achieved, relied on Panel Error Correction Model "PECM" to measure the dynamical relationship among the variables and determine the short and long term parameters between every indicator of profitability and three explanatory variables. The results indicated the positive effect of the capital adequacy on the financial performance of the banks of the survey-especially in long term. "GRA" and "SOB" distinguished with the direct effect of three profitability indicators in the long term, even if the velocity of the error correction factor of each equation is relatively slow. As it reached about(5% - 6% - 16%) to the three equations of "ROA", "ROE" and "RPS" respectively. The results of the "Wald Test" confirmed significant of short-term

estimated relationship. The value of the “Q- Test” indicated that there is no autocorrelation between residuals.

Keywords: capital adequacy, financial performance, profitability indicators, Panel Error Correction.

مقدمة

تلقي دراسة الأسواق المالية بتصنيفاتها المختلفة أهمية خاصة بين الأدبيات الاقتصادية المعنية بالتمويل والتنمية الاقتصادية، لما لها من دور في تعبئة الموارد المالية اللازمة لتمويل الاستثمار تسهم في التنمية الاقتصادية، ورفع معدل النمو الاقتصادي وتحقيق الاستقرار الاقتصادي، سواء من خلال سوق النقد وفيها تتداول الأصول المالية قصيرة الأجل التي تتميز بارتفاع درجة سيولتها وانخفاض مخاطرها، أو سوق رأس المال وتتداول فيها الأصول المالية متوسطة وطويلة الأجل التي تتميز بارتفاع المخاطرة وانخفاض درجة السيولة. ويمارس الوسطاء الماليون دورًا هامًا في تلك الأسواق من خلال قدرتها على تعبئة الموارد المالية من وحدات الفائض التي تمتلك هذه الموارد ولكن لا يتوافر لديها فرص لاستثمارها وتوفيرها لوحدة العجز التي يتوافر لديها الفرص الاستثمارية ولكن لا تمتلك الموارد المالية اللازمة لتمويلها، وذلك لما يوفره من مرونة لأصحاب ومستخدمي هذه الموارد من بدائل ذات أجال استحقاق مختلفة وخفض تكلفة المعاملات والحد من آثار مشكلة عدم تماثل المعلومات بين أطراف التعامل. ويؤدي تعرض القطاع المالي للأزمات المالية والمصرفية إلى التأثير سلبيًا على عديد من المتغيرات الاقتصادية منها الاستثمار سواء المحلي أو الأجنبي والنتائج المحلي الإجمالي ودرجة الاستقرار الاقتصادي. وقد ظهر ذلك جليًا في أعقاب الأزمة المالية التي تعرضت لها دول جنوب شرق آسيا في عام ١٩٩٧ والأزمة المالية العالمية في عام ٢٠٠٨.

وتُعد مؤسسات الإيداع من أهم الوسطاء الماليين في تلك الأسواق، وتضم مؤسسات الادخار والاقراض والبنوك التي تقوم بقبول الودائع من الأفراد والمؤسسات كما تمنح القروض وتقوم بدور هام في خلق الودائع، خاصة البنوك التجارية، التي تؤثر في العرض النقدي وتسهم بالتالي في تحقيق الأهداف النهائية للسياسة النقدية. ويُعد الجهاز المصرفي، الذي يتضمن البنك المركزي والبنوك المسجلة لديه، من أكثر القطاعات التي شهدت

عديداً من التغيرات خلال العقود الثلاثة الأخيرة، ولعل أهم تلك التغيرات التطور الكبير في الأدوات المالية وتعزيز الشمول المالي وتنوع وسائل التمويل وما صاحبها من زيادة المخاطر، بالإضافة إلى الثورة التكنولوجية في مجال الاتصالات التي انعكست على الأسواق المالية وأثرت بشكل أساسي في نشاط القطاع المصرفي، وتؤثر تبعاً لذلك في المتغيرات الاقتصادية الحقيقية.

وتتضمن تلك التغيرات فرصاً وتحديات للقطاع المصرفي، إذ تُعد فرصاً للقطاع المصرفي لأنها فتحت أسواقاً عالمية جديدة تمكن البنوك من زيادة معدل الربحية على أصولها ورفع معدل العائد على حقوق الملكية، كما تمثل تحديات في أحيان أخرى، لكونها تفرض على القطاع المصرفي الالتزام في نشاطه ببعض المتطلبات التي قد تكون خارج إمكاناته، بما يجعله يحاول الاقتراب من تلك الشروط الجديدة وإلا سوف يخرج من المنافسة في الأسواق المالية الدولية.

وفي ظل التطورات المتلاحقة التي تشهدها الأسواق المالية العالمية، ومع تزايد المنافسة المحلية والدولية وتعرض البنوك لعدد من المخاطر التي قد تنشأ نتيجة لعوامل داخلية أو خارجية، بدأ البحث عن آليات للحد من تلك المخاطر قامت بها لجنة بازل للرقابة المصرفية التي تأسست في عام ١٩٧٤، وترتب عليها إصدار عدد من الاتفاقيات بدأت باتفاقية بازل الأولى في عام ١٩٨٨ أعقبها اتفاقية بازل الثانية في عام ١٩٩٩ ثم اتفاقية بازل الثالثة في عام ٢٠١٠ وأصبحت كفاية رأس المال المصرفي واتجاه البنوك إلى الالتزام بمتطلبات لجنة بازل أحد الأركان الأساسية في إدارة البنوك والحكم على جدارتها الائتمانية.

بدأت اتفاقية بازل الأولى بوضع نسبة ٨% كحدود دنيا لرأس المال لتحقيق ما أسمته بكفاية رأس المال، والتي تحددت في البداية بنسبة مجموع شريحتين هما رأس المال الأساسي ورأس المال المساند إلى مجموع الأصول والالتزامات مرجحة بأوزان نسبية وفقاً لدرجة مخاطرها، وجاء هذا الإجراء نتيجة التنسيق بين مصارف الدول الصناعية العشر الكبرى بغرض تحقيق المنافسة السليمة بينها، وفي عام ١٩٩٦، أضيفت شريحة ثالثة إلى متطلبات إجمالي رأس المال تمثلت في رأس المال اللازم لمواجهة تقلبات السوق مثل تغيرات أسعار الأصول وسعر الصرف، لتصحيح هذه المتطلبات بعد ذلك معياراً للسلامة المالية للبنوك عامة، يتطلب من كل وحدة من وحدات النظام المصرفي أن يكون لديها القدرة والكفاءة الإدارية التي تمكنها من إدارة أصولها وخصومها بكفاءة،

والقيام بدورها في الوساطة المالية والقدرة على مقابلة متطلبات كفاية رأس المال وتوفير السيولة وتحقيق قدر مناسب من الربحية. وبعد صدور اتفاقية بازل الأولى وما أعقبها من إعلان المبادئ الأساسية للرقابة المصرفية الفعالة حدثت تطورات مهمة سواء في مجال تكنولوجيا المعلومات والاتصالات وأساليب الإدارة المالية، فضلاً عن تعدد الأزمات المالية، مما تطلب إعادة النظر في اتفاقية بازل الأولى، فتقدمت اللجنة في يونيو ١٩٩٩ بمتطلبات جديدة عرفت باتفاقية بازل الثانية بوصفها آلية لتنفيذ المبادئ الأساسية للرقابة المصرفية الفعالة وتكمل ما بدأ في بازل الأولى، حيث حافظت على الحد الأدنى لكفاية رأس المال عند ٨% ولكن مع اختلاف في حساب مكوناتها، وأعدت النظر في أساليب إدارة المخاطر، بما يحقق سلامة واستقرار القطاع المصرفي في مجموعه، وتضمنت منظومة متكاملة لإدارة المخاطر في القطاع المصرفي بشكل عام، ولم يقتصر الأمر على مجرد إعادة النظر في الأوزان الترجيحية للمخاطر الائتمانية في الحدود الدنيا لنسبة كفاية رأس المال، بل أضافت إليها ركيزتين جديدتين عن عمليات الرقابة علي البنوك وقواعد انضباط السوق المصرفي (شليبي، ٢٠٠٥، ص ٤٠).

وفي أعقاب الأزمة المالية العالمية التي يرجع أحد أسبابها الرئيسية إلى الأصول مرتفعة المخاطر للبنوك، ظهرت الحاجة إلى قواعد أكثر انضباطاً فيما يخص رأس المال المصرفي، فصدرت اتفاقية بازل الثالثة في عام ٢٠١٠ التي أعادت تعريف رأس المال ووضعت مخاطر جديدة ترتب عليها متطلبات في مكونات الحد الأدنى، وأضافت نسبة ٢,٥% احتياطي لمواجهة المخاطر في حالة الازمات إلى الحد الأدنى لمتطلبات رأس المال ليصبح إجمالي متطلبات رأس المال ١٠,٥% (Basel Committee, 2011, pp12-17).

ويعد القطاع المصرفي المصري واحداً من أهم القطاعات المؤثرة في النشاط الاقتصادي، ليس فقط لدوره في القيام بالوساطة المالية، وإنما أيضاً لمشاركته في المشروعات الإنتاجية لدفع عجلة التنمية الاقتصادية في مصر، ومساهمته في تحقيق الاستقرار الاقتصادي من خلال تفعيل آليات السياسة النقدية التي يتمثل أهمها في سعر الفائدة والائتمان المصرفي وسعر الصرف.

في عام ١٩٩١، بدأ البنك المركزي المصري بتطبيق متطلبات بازل الأولى والزام البنوك المسجلة لديه بتحقيق نسبة ٨% كحد أدنى لكفاية رأس المال، وقد احتفظت عديد من البنوك بنسبة لكفاية رأس المال تعدت في بعض السنوات الحد الأدنى لمتطلبات رأس المال في بازل الأولى. وفي عام ٢٠٠٤ ومع البدء في تنفيذ متطلبات بازل

الثانية، وضع البنك المركزي برنامجًا لإصلاح القطاع المصرفي استهدف تطوير قطاع الرقابة والإشراف وإعادة هيكلة البنوك العامة إداريًا وماليًا وتنفيذ عدد من عمليات الدمج بين البنوك وحل مشكلة الديون للبنوك المتعثرة ، وفي نهاية ديسمبر ٢٠١٢ صدر قرار البنك المركزي بالأخذ في الاعتبار ما أصدرته بازل الثالثة من متطلبات مع الالتزام بالجدول الزمني لتطبيقها في إطار بازل الثانية (البنك المركزي المصري، تقارير ونشرات، أعداد مختلفة).

ومن هنا تظهر مشكلة الدراسة الحالية في السؤال التالي:

ما هو تأثير كفاية رأس المال على أداء القطاع المصرفي المصري في ظل تطبيق متطلبات بازل في الفترة من عام ٢٠٠٤ إلى عام ٢٠١٨؟

وانطلاقًا من مشكلة الدراسة، يتمثل الهدف الرئيسي للدراسة الحالية في قياس تأثير كفاية رأس المال على ثلاثة مؤشرات رئيسة لأداء القطاع المصرفي هي معدل العائد على حقوق الملكية، ومعدل العائد على الأصول ونصيب السهم من صافي الربح باستخدام بيانات أحد عشر بنكًا من البنوك المدرجة في سوق الأسهم المصرية. وتظهر أهمية الدراسة الحالية في كونها محاولة لقياس تأثير كفاية رأس المال على عدد من مؤشرات ربحية القطاع المصرفي، وهو ما يهم القائمين على إدارة البنوك والمساهمين فيها وكذلك الجهات الرقابية ممثلة في البنك المركزي المصري، كما تتجلى أهميتها من ناحية أخرى في تناولها تقييم مدى نجاح متطلبات بازل أساسيًا من متطلبات لجنة بازل في مراحلها الثلاث، الزم البنك المركزي البنوك المسجلة لديه بتطبيقه وهو مطلب كفاية رأس المال في تحقيق غايته نحو تحسين أداء القطاع المصرفي.

وللإجابة عن سؤال الدراسة وتحقيقًا لهدفها، تنقسم الدراسة إلى خمسة أقسام بخلاف المقدمة، يتناول القسم الأول منها عدد من الدراسات السابقة التي تناولت متطلبات بازل بمراحلها المختلفة وتقييم تأثير هيكل وكفاية رأس المال على أداء البنوك، وتعرض الدراسة في قسمها الثاني تحليل أداء بنوك عينة الدراسة في ضوء تغيرات كفاية رأس المال وتطور مؤشرات ربحيتها، وتتناول في قسمها الثالث منهجية الدراسة من خلال عرض متغيراتها ومصادر البيانات واساليب التحليل القياسي المستخدمة، وتقدم في قسمها الرابع نتائج التحليل القياسي وتعرض في قسمها الخامس والأخير الخلاصة والتوصيات.

أولاً: الدراسات السابقة

هناك عديد من الدراسات السابقة التي تناولت تحليل وقياس تأثير هيكل وكفاية رأس المال على أداء البنوك في اقتصادات مختلفة منها مصر، وفيما يلي عرض لعدد من تلك الدراسات وفقاً لتسلسلها الزمني والتي يركز في تناولها على الدراسات التي اهتمت بالقطاع المصرفي في الاقتصادات الناشئة، وذلك للاستفادة منها في الدراسة الحالية عند تحديد متغيرات الدراسة وقياسها ووضع التوقعات القبلية حول اتجاهات تأثير المتغيرات التفسيرية على مؤشر أداء القطاع المصرفي المصري وفي صياغة الاساليب القياسية المستخدمة، وذلك على النحو التالي:

في دراسة (Larojan, 2020) عن تأثير كفاية رأس المال على ربحية القطاع المصرفي في سيريلانكا، واعتماداً على نموذج الانحدار المتعدد وبيانات سلسلة زمنية ربع سنوية للفترة من الربع الأول عام ٢٠٠٨ إلى الربع الثالث عام ٢٠١٩ بعد أخذ الفروق الأولى لها لكونها غير مستقرة في المستوى، واستخدام كل من صافي الربح إلى إجمالي الأصول وهامش الفرق بين سعري الإقراض المصرفي والإيداع ونسبة صافي الربح إلى إجمالي الأصول بالإضافة إلى نسبة صافي الدخل من مصادر غير الائتمان إلى الأصول كمقياس للربحية، وعدد من المتغيرات التفسيرية تمثل أهمها في نسبة مجموع رأس المال الأساسي والمساند إلى الأصول مرجحة بأوزان نسبية وفقاً لدرجة مخاطرها كمقياس لكفاية رأس المال ونسبة جودة الأصول. وأوضحت نتائج التقدير عدم معنوية تأثير معدل كفاية رأس المال على أي من مؤشرات الربحية المستخدمة في الدراسة، باستثناء معنوية تأثيره الايجابي على نسبة صافي الدخل من المصادر الأخرى غير الائتمان المصرفي، وجاء مقياس جودة الأصول ذا تأثير عكسي ومعنوي على هامش الفرق بين سعري الإقراض المصرفي والإيداع. وحول تأثير هيكل رأس المال على ربحية البنوك التجارية في الاقتصاد الغاني، قام (Doku et al., 2019) باستخدام بيانات مقطعية لعدد واحد وعشرين بنكاً تجارياً خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤) واعتماداً على طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين، أوضحت نتائج التقدير وجود تأثير ايجابي قوي لهيكل رأس المال مقاساً بنسبة رأس المال إلى الأصول على معدل ربحية البنوك معبراً عنها بمعدل العائد على الأصول، كما بينت النتائج وجود تأثير ايجابي لنسبة الودائع تحت الطلب إلى إجمالي الودائع على معدل ربحية البنك لكونها أقل الودائع تكلفة على البنوك.

وعن كفاية رأس المال وأداء البنوك، قام كل من **Nkechi & Oluch (2019)** بدراسة عن البنوك في نيجيريا باستخدام بيانات مقطعية لعدد تسعة بنوك خلال الفترة (٢٠٠٥-٢٠١٦)، واعتمادًا على طريقة المربعات الصغرى التجميعية، أوضحت نتائج التقدير وجود تأثير ايجابي ذي دلالة احصائية لمعدل كفاية رأس المال على الأداء المالي المصرفي مقاسًا بنسبة العائد إلى الأصول، بما يعكس أهمية الزام السلطة النقدية البنوك بتحقيق متطلبات كفاية رأس المال لها من تأثير ايجابي على معدل أدائها. وفي دراسة أخرى عن تأثير هيكل رأس المال على أداء البنوك التجارية في نيجيريا قام كل من **Nwuda & Anyalechi (2018)** باستخدام بيانات مقطعية لعدد عشر بنوك خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٣) واعتمادًا على نتائج اختبار (F) واختبار "هوسمان" للمفاضلة بين كل من طريقة المربعات الصغرى التجميعية ونماذج التأثيرات الثابتة والتأثيرات العشوائية للتقدير، وباستخدام كل من نسبة التمويل بالدين إلى إجمالي موارد البنك ونسبة الدين إلى إجمالي حقوق الملكية وأخيرًا نسبة الأسهم إلى إجمالي موارد البنك كمقياس لهيكل رأس المال ونسبة العائد إلى إجمالي الأصول كمؤشر لأداء البنوك. جاءت نتيجة الاختبارين مبينة أن أفضل طرق التقدير هي نموذج التأثيرات الثابتة، وكانت المعلمة المقدره لنسبة التمويل بالدين إلى إجمالي موارد البنك سالبة وذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية ٥%، بما يدل على التأثير السلبي لها على أداء البنوك، في حين كانت اشارة نسبة الدين إلى إجمالي الاسهم موجبة وذات دلالة احصائية، مما يدل على التأثير الايجابي لهذا المتغير على أداء البنوك. ولم يثبت اختبار السببية لجرانجر وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين أي من مقاييس هيكل رأس المال المستخدمة في الدراسة ومؤشر أداء البنوك.

واستهدفت دراسة **(Silaban, 2017)** قياس تأثير كل من نسبة كفاية رأس المال وهامش فروق الفائدة ونسبة القروض الغير منتظمة والمشكوك في تحصيلها على ربحية البنوك مقاسًا بنسبة صافي الربح إلى إجمالي الاصول في اندونيسيا وباستخدام بيانات البنوك المسجلة في سوق الاسهم الاندونيسية خلال الفترة (٢٠١٢-٢٠١٦)، واعتمادًا على طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معاملات نموذج الانحدار، أوضحت نتائج التقدير عدم معنوية تأثير نسبة كفاية رأس المال على ربحية البنوك، في حين تميز مقياس هامش فروق الفائدة بمعنوية تأثيره الايجابي وكذلك نسبة القروض غير المنتظمة بمعنوية تأثيرها السلبي على ربحية البنوك. وفي دراسة **(Anarfo & Appiahene, 2017)** أجريت على عدد من البنوك في ٣٧ دولة افريقية من دول جنوب

الصحراء الكبرى، استهدفت اختبار تأثير نسبة الدين إلى إجمالي الأصول كأحد مكونات هيكل رأس المال للبنوك على مؤشرات ربحيتها مقاسة بكل من نسبة صافي الدخل إلى إجمالي الأصول ونسبة صافي الدخل إلى حقوق المساهمين، بالإضافة إلى عدد من المتغيرات التفسيرية الأخرى تمثلت في حجم البنك والضرائب على الأرباح ومعدل الفائدة وأخيرًا معدل النمو الاقتصادي، ولتقدير العلاقة بين المتغيرات التفسيرية ونسبة الدين اعتمدت الدراسة على طريقة المربعات الصغرى الديناميكية باستخدام بيانات عن الفترة (٢٠٠٩-٢٠١٥)، وجاءت نتائج التقدير لتبين معنوية تأثير نسبة الدين على مؤشرات الربحية للبنوك.

وفي دراسة (El-Masry, 2016) شملت دول الشرق الأوسط وشمال أفريقيا منها مصر عن هيكل رأس المال وأداء القطاع المصرفي، استهدفت الإجابة عن أربعة أسئلة تمثلت في الآتي: ما هي المحددات الرئيسية لهيكل رأس المال؟، ما هو تأثير التصنيف الائتماني للبنوك على هيكل رأس المال؟، ما هي محددات التصنيف الائتماني للبنوك؟ وأخيرًا ما هو تأثير كل من التصنيف الائتماني وهيكل رأس المال على أداء البنوك؟. وباستخدام بيانات قطاعية عن ١٦٩ بنكًا منها ٧٩ بنكًا مصنفًا ائتمانيًا و ٩٠ بنكًا غير مصنف ائتمانيًا، واعتمادًا على طريقة المربعات الصغرى العادية التجميعية، بينت نتائج التقدير وجود تأثير للتصنيف الائتماني للبنك على هيكل رأس المال، حيث تظهر أهمية نسبة الدين إلى إجمالي أصول البنك كمصدر تمويلي بشكل واضح في البنوك المصنفة ائتمانيًا مقارنة بانخفاضها في غيرها من البنوك الغير مصنفة، كما أن أداء البنك يتأثر طرديًا بتصنيفه الائتماني وعكسيًا مع هيكل رأس المال. مما جعل الباحث يوصي صانعي السياسة الاقتصادية في دول الدراسة بالأخذ في الاعتبار هذا التأثير عند تطبيق متطلبات بازل الثالثة.

وعن تأثير متطلبات كفاية رأس المال بشرائحها الثلاث في ظل بازل الأولى والمكونة من شريحة رأس المال الأساسي وشريحة رأس المال المساند وشريحة رأس المال اللازمة لتغطية المخاطر الناتجة عن تغيرات ظروف السوق مثل تغيرات سعر الصرف وأسعار الأصول على أداء البنوك التجارية، قام كل من Susan&Nasieku(2016) بدراسة شملت أحد عشر بنكًا في كينيا باستخدام بيانات مقطعية خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٤). واعتمادًا على طريقة المربعات الصغرى العادية تم تقدير معاملات نموذج الانحدار، وأوضحت نتائج التقدير معنوية التأثير الإيجابي لمتطلب كفاية رأس المال بشرائحه الثلاث على الأداء المالي مقاسًا بنسبة العائد إلى الأصول. وعن أداء كل من البنوك الإسلامية والبنوك التجارية التقليدية في دول الخليج،

قام Merro(2015) باستخدام بيانات مقطعية عن ستة عشر بنكًا خلال الفترة (٢٠٠٥-٢٠١٤)، وبالاعتماد على اختبارات الفروض ومعامل الارتباط لبيرسون، أوضحت النتائج عدم وجود اختلاف ذي دلالة احصائية بين هيكل رأس المال في البنوك الاسلامية والبنوك التقليدية، وان هناك ارتباطًا طرديًا بين مؤشر أداء البنوك بنوعها الاسلامية والتقليدية ونسبة حقوق الملكية إلى اجمالي الأصول كقياس لهيكل رأس المال، بينما هناك ارتباطا عكسيًا بين مؤشرات أداء البنوك بنوعها ونسبة الدين إلى اجمالي الأصول.

في دراسة (Saeed, et al., 2013) عن تأثير هيكل رأس المال على أداء البنوك الباكستانية في الفترة (٢٠٠٧-٢٠١١) مستخدمة بيانات البنوك المدرجة في سوق الأوراق المالية، واعتمادًا على نماذج الانحدار المتعدد لتقدير العلاقة بين هيكل رأس المال والأداء المصرفي، وباستخدام كل من العائد على الأصول، والعائد على حقوق المساهمين ونصيب السهم من صافي الارباح كمؤشر للأداء المصرفي. وتمثلت محددات هيكل رأس المال في نسبة الديون طويلة الأجل إلى رأس المال ونسبة الديون قصيرة الأجل إلى رأس المال ونسبة إجمالي الدين إلى رأس المال. وتوصلت الدراسة إلى وجود تأثير ذي دلالة احصائية بين محددات هيكل رأس المال وأداء القطاع المصرفي في باكستان.

وتناولت دراسة (Suleiman & Nour, 2012) اختبار تأثير هيكل رأس المال على كفاءة البنوك الفلسطينية، وباستخدام بيانات مقطعية للفترة (٢٠٠٧-٢٠١٠) لعدد ثمانية بنوك مسجلة في سوق الأوراق المالية الفلسطينية، وكل من معدل العائد على حقوق الملكية ومعدل العائد على الأصول كمؤشرات لكفاءة البنوك. ونسبة الودائع إلى الأصول ونسبة إجمالي الديون إلى الأصول ونسبة الديون إلى إجمالي الودائع كقياس لهيكل رأس المال، واعتمادًا على نموذج الانحدار الخطي المتعدد، أوضحت التقديرات وجود تأثير سلبي ذي دلالة احصائية فقط لنسبة الودائع إلى الأصول على مؤشرات الكفاءة، وبينت نتائج اختبار تأثير هيكل رأس المال على القيمة السوقية للبنك، أهمية تأثير معدل العائد على الأصول ونسبة الودائع إلى الأصول على القيمة السوقية للبنك. وعن تأثير الرافعة المالية معبرًا عنها بنسبة مجموع الديون إلى حقوق الملكية وأداء البنوك في غانا قام كل من Awunyo-Vitor and Badu (2012) باستخدام بيانات مقطعية للبنوك المدرجة في سوق الاوراق المالية في غانا خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٠)، واعتمادًا على نموذج الانحدار التجميعي بينت النتائج أن الرافعة المالية

لها تأثير سلبي ذي دلالة إحصائية على الأداء المالي للبنوك مقاسًا بمعدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية.

وعن العلاقة المتبادلة بين مؤشرات الأداء لكل من الاقتصاد الكلي والقطاع المصرفي، قام الغندور (٢٠١٠) بدراسة تحليلية عن العلاقة بين تطبيق متطلبات بازل الثانية وتوصيات بازل الثالثة وهدف تحقيق التنمية المستدامة، بالتطبيق على عينة من البنوك المصرية بلغت اثنين وعشرين بنكًا خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠٠٠)، واستنادًا إلى تقدير معامل ارتباط "سبيرمان" للرتب واختبارات الفروض، أوضح أن البنوك تمارس نشاطها داخل بيئة اقتصادية تتأثر بأداء الاقتصاد الكلي وتؤثر فيه، خاصة في فترات الركود الاقتصادي، حيث يؤدي انخفاض معدل النمو الاقتصادي إلى ضعف قدرة المقترضين على خدمة ديونهم بما يزيد من مخاطر الائتمان المصرفي، ويؤثر سلبيًا على قدرة البنوك على استرداد أموالها وتحقيق مستويات مقبولة من الربح، هنا قد تؤدي متطلبات كفاية رأس المال وفقًا لبازل الثانية إلى المزيد من التدهور في الأوضاع الاقتصادية بشكل غير مباشر، لأن حقوق الملكية بالبنوك تكون محملة بخسائر القروض المتعثرة، مما يتطلب احتفاظها برأس مال إضافي لمواجهة مخاطر الائتمان المرتفعة في تلك الظروف، وفي ظل عدم قدرة البنوك على زيادة رؤوس أموالها، فإن البديل يكون تخفيض حجم الائتمان الممنوح، بما يسهم في زيادة حدة الركود الاقتصادي والذي يؤثر بدوره في عدم قدرة البنوك على الوفاء بمتطلبات كفاية رأس المال. مما يؤكد على التأثير المتبادل بين أداء كل من القطاع المصرفي والاقتصاد الكلي.

وفي دراسة (Amidu, 2007) عن محددات هيكل رأس المال للبنوك العاملة في غانا باستخدام نموذج تحليل التباين لبيانات المقطعية، بينت نتائج التقدير أن الربحية والضرائب على الأرباح ونمو الأصول وهيكل الأصول وحجم البنك تؤثر في قرار التمويل بالبنوك وتحديد هيكل رأس المال من الديون قصيرة الأجل، وطويلة الأجل ونسبة إجمالي الديون إلى الأصول. وأوضحت أن نحو ٨٧% من أصول البنوك تمول بواسطة الديون، كما وجدت أن الديون قصيرة الأجل تشكل ٧٥% من هذه النسبة، بما يشير إلى أهمية الديون قصيرة الأجل مقارنة بطويلة الأجل في تمويل البنوك في غانا.

وبعد هذا العرض للدراسات السابقة عن تأثير كفاية وهيكل رأس المال على أداء القطاع المصرفي، يتضح أن تلك الدراسات تناولت ذلك من جوانب عدة، شملت اقتصادات ناشئة مختلفة منها مصر وفترات زمنية متباينة

واعتمدت على أساليب قياسية متنوعة. وعلى الرغم من ذلك ما زالت الدراسات التي تناولت تأثير كفاية رأس المال على الأداء المالي القطاع المصرفي المصري محدودة خاصة بعد تطبيق متطلبات بازل الثالثة. وهو ما تتناوله الدراسة الحالية من خلال قياس تأثير كفاية رأس المال على أداء القطاع المصرفي في مصر في ظل متطلبات بازل الثانية والثالثة باستخدام نموذج تصحيح الخطأ لبيانات مقطعية (Panel Error Correction Model) بعد التأكد من توافر شروط تطبيقه خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨).

ثانيًا: تطور مؤشرات الربحية في القطاع المصرفي المصري وكفاية رأس المال خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

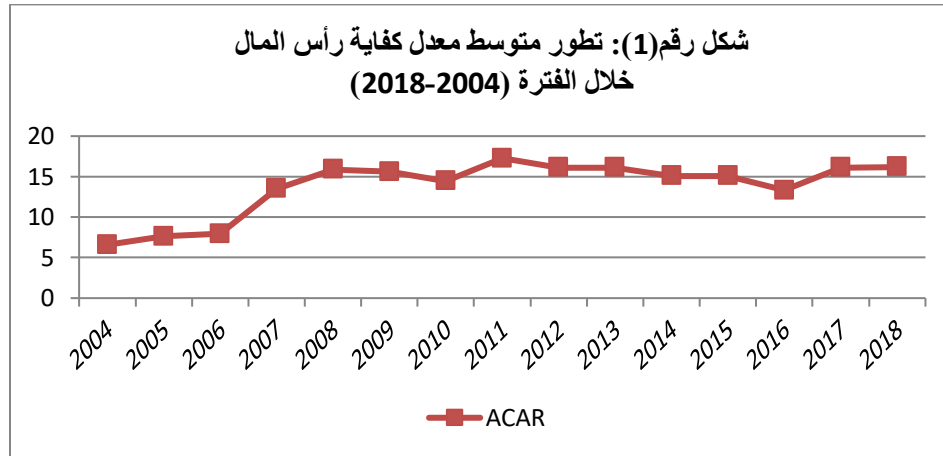
تعد مؤشرات الربحية من المؤشرات المالية الرئيسية لتقييم أداء البنوك، حيث تعكس مدى كفاءة إدارة البنك في استغلال الموارد المتاحة لديه، كما انها تحظى باهتمام المساهمين كونها تمثل العائد على استثماراتهم. وهناك عدة مؤشرات لقياس ربحية البنوك من أهمها معدل العائد على الأصول "ROA" ومعدل العائد على حقوق الملكية "ROE" بالإضافة إلى نصيب السهم من صافي الربح "RPS" (Pradhan & Shrestha, P4, 2017).

شهدت الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨) عديد من الأحداث الاقتصادية والسياسية، تمثل أهمها في قيام البنك المركزي المصري بإصلاحات في القطاع المصرفي خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠٠٧) استندت خلالها إلى قانون البنك المركزي والجهاز المصرفي والنقد رقم ٨٨ لسنة ٢٠٠٣ بغرض تنظيم قواعد الاشراف والرقابة على ادارة البنوك وإعداد القطاع المصرفي لتطبيق متطلبات الحد الأدنى لكفاية رأس المال في اطار بازل الثانية. ليتعرض الاقتصاد العالمي في نهاية عام ٢٠٠٨ إلى أزمة مالية امتد تأثيرها إلى عديد من الاقتصادات وأدت إلى عدم الاستقرار الاقتصادي، ثم يعقب ذلك حالة من عدم الاستقرار السياسي في أعقاب ثورة يناير ٢٠١١ استمرت إلى نهاية عام ٢٠١٣، والتي كان لها عديد من الآثار السلبية على الاقتصاد المصري عامة وأداء الأسواق المالية والقطاع المصرفي خاصة، ليشهد بعد ذلك حالة من الاستقرار السياسي انعكست ايجابياً على مؤشرات أدائه، تم خلالها عودة دور الدولة في النشاط الاقتصادي من خلال نمو الاستثمارات الحكومية في مشروعات

البنية التحتية، مع زيادة الائتمان المصرفي الموجه للقطاع الحكومي. وفي إطار حرص البنك المركزي المصري على مزيد من التطوير وتحسين أداء القطاع المصرفي، وفي ضوء متطلبات بازل التي تضمنت صياغة الضوابط العامة للإشراف على البنوك وتحديد معايير الأداء للقطاع المصرفي، ومع ما شهدته الساحة المصرفية الدولية من تطورات، تم اعداد مشروع قانون جديد للبنك المركزي والجهاز المصرفي تم الموافقة عليه من قبل السلطة التشريعية في يوليو ٢٠٢٠ (مجلس النواب المصري، ٢٠٢٠، ص ٣-٤). ويتناول فيما يلي بالأشكال البيانية التطورات في متوسط معدل كفاية رأس المال ومتوسط مؤشرات الربحية لأحد عشر بنكًا مسجلة في بورصة الأوراق المالية المصرية خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨).

١- تطور معدل كفاية رأس المال في المتوسط خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

من التغيرات المالية التي تميزت بها الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨) التي قد يكون لها تأثير على مؤشرات ربحية القطاع المصرفي، إلزام البنك المركزي المصري البنوك المسجلة لديه بتطبيق نسبة كفاية رأس المال والسابق تحديدها كحد أدنى عند ٨% في بازل الأولى واستمرت في بازل الثانية مع تغيرات في نسب الأوزان الترجيحية وفقاً لمخاطر الأصول، لترتفع إلى ١٠,٥% في بازل الثالثة. ويوضح الشكل رقم (١) التالي تطور متوسط معدل كفاية رأس المال في عينة بنوك الدراسة خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

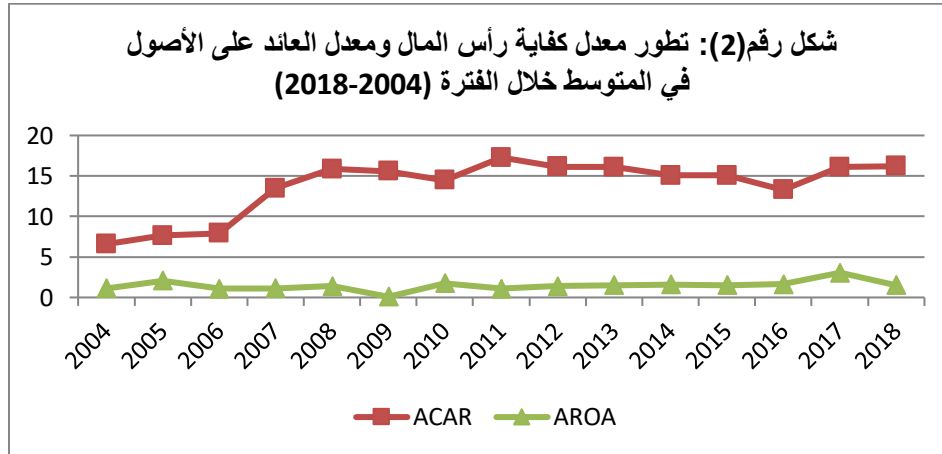


المصدر: إعداد الباحث باستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة

يتبين من الشكل رقم (١) السابق، أن معدل كفاية رأس المال بلغ نحو ٦,٦% في المتوسط في عام ٢٠٠٤، ليشهد بعد ذلك ارتفاعاً ويبلغ نحو ١٥,٩% في المتوسط في عام ٢٠٠٨، وينخفض في عام ٢٠١٠ إلى نحو ١٤,٥%، ليعاود الارتفاع ويصل إلى نحو ١٦,٢% في المتوسط في عام ٢٠١٨. وقد بلغ متوسط معدل كفاية رأس المال خلال فترة الدراسة نحو ١٣,٣% وهو أكبر من الحد الأدنى المقرر وفقاً لمتطلبات بازل الأولى واستمر مع تطبيق بازل الثانية، وتتعدى هذه النسبة أيضاً متطلبات الحد الأدنى لكفاية رأس المال في بازل الثالثة التي تبلغ ١٠,٥%. وقد اختلف معدل النمو في معدل كفاية رأس المال خلال فترة الدراسة، فقد شهدت الفترة (٢٠٠٩-٢٠٠٤) معدل نمو مرتفع نسبياً بلغ في المتوسط نحو ٢٢% سنوياً خلال هذه الفترة، في حين بلغ معدل النمو نحو ١,٣% سنوياً في الفترة (٢٠١٠-٢٠١٨).

٢- تطور معدل كفاية رأس المال ومعدل العائد على الأصول في المتوسط خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٠٤)

يبين الشكل رقم (٢) التالي تطور معدل كفاية رأس المال ومعدل العائد على الأصول في المتوسط في عينة بنوك الدراسة خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٠٤).

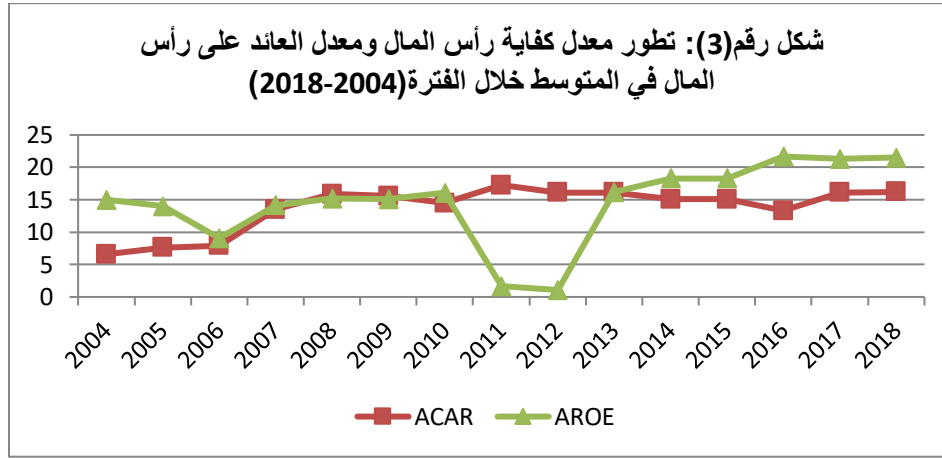


المصدر: إعداد الباحث باستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة

ويتضح من الشكل رقم (٢) السابق أن هناك اتجاه عام يعكس حالة من الاقتران بين تغيرات كل من معدل العائد على الأصول ونسبة كفاية رأس المال، دون أن يعكس ذلك بالضرورة حالة من العلاقة السببية بين المتغيرين، فكما يتبين أن معدل العائد على الأصول شهد ارتفاعاً تدريجياً خلال الفترة "٢٠٠٤-٢٠٠٨" بمعدل نمو بلغ نحو ٢٧% خلال هذه الفترة، ليشهد انخفاضاً ملحوظاً في عام ٢٠٠٩ عقب الأزمة المالية العالمية ليبلغ

معدل العائد على الأصول نحو ٠,١% في ذلك العام، ليرتفع بعد ذلك ويصل إلى نحو ٣,١% عام ٢٠١٧ لينخفض في عام ٢٠١٨ إلى ١,٥%.

٣- تطور معدل كفاية رأس المال ومعدل العائد على حقوق الملكية في المتوسط خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٠٤)
يوضح الشكل رقم (٣) التالي تطور معدل كفاية رأس المال ومعدل العائد على حقوق الملكية في المتوسط في عينة بنوك الدراسة خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٠٤).

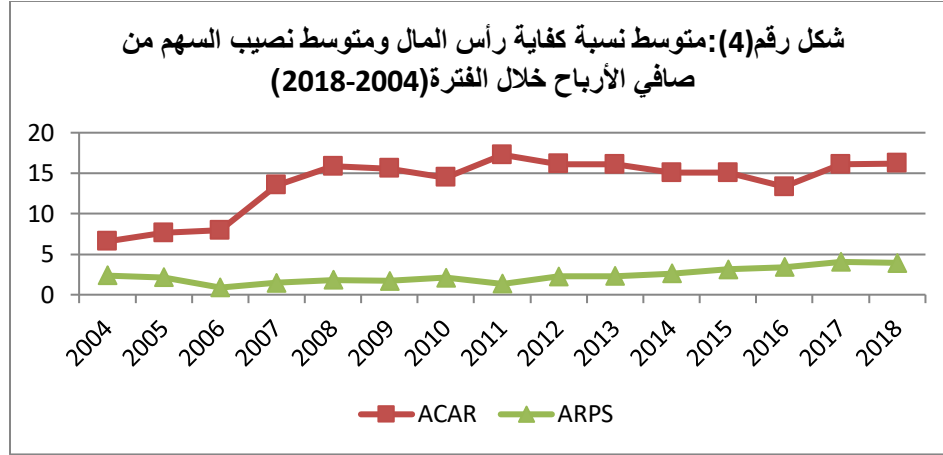


المصدر: إعداد الباحث باستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة

يتبين من الشكل رقم (٣) السابق أن هناك اتجاه عام يظهر ارتفاع في معدل العائد على حقوق الملكية خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٠٤) باستثناء فترة ثورة يناير ٢٠١١، حيث شهدت انخفاضاً ملحوظاً ليتراوح بين (١,٦%، ١,١%) خلال عام ٢٠١١ وعام ٢٠١٢ على الترتيب بعد أن بلغ نحو ١٦,١% في عام ٢٠١٠. ليشهد بعد ذلك ارتفاعاً ويصل إلى نحو ٢١,٥% في نهاية عام ٢٠١٨.

٤- تطور معدل كفاية رأس المال ونصيب السهم من صافي الأرباح في المتوسط خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠٠٤)
(٢٠١٨)

يوضح الشكل رقم (٤) التالي تطور معدل كفاية رأس المال ونصيب السهم من صافي الأرباح في المتوسط في عينة بنوك الدراسة خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨).



المصدر: إعداد الباحث باستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة

يتضح من الشكل رقم (٤) السابق أن هناك اتجاه عام يظهر ارتفاعاً في معدل العائد على نصيب السهم من صافي الأرباح خلال الفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨) باستثناء فترة ثورة يناير ٢٠١١، حيث شهدت انخفاضاً خلال عام ٢٠١١ ليبلغ ١,٣٥ جنيه/سهم بعد أن بلغ ٢,١ جنيه/سهم في عام ٢٠١٠. كما يتبين من هذا الشكل أن هذا الاتجاه العام في نصيب السهم من صافي الأرباح اقترن باتجاه عام للارتفاع أيضاً في متوسط معدل كفاية رأس المال خلال فترة الدراسة باستثناء الفترة (٢٠٠٤-٢٠٠٦) وكذلك عام ٢٠١١.

ثالثاً: متغيرات الدراسة ومصادر البيانات والأساليب القياسية المستخدمة

١- متغيرات الدراسة ومصادر البيانات:

١/١: مؤشرات الربحية

تعتمد الدراسة على ثلاثة مؤشرات للربحية كمتغيرات تعكس الأداء المالي للقطاع المصرفي المصري ممثلاً ببنوك عينة الدراسة التي تضم أحد عشر بنكاً من البنوك المسجلة في البورصة المصرية، تتمثل تلك العينة في البنوك التالية:

- البنك التجاري الدولي
- البنك المصري لتنمية الصادرات
- البنك المصري الخليجي
- بنك قناة السويس
- بنك فيصل الإسلامي
- بنك التعمير والإسكان

- بنك الكويت الوطني
- بنك البركة
- بنك كريدي اجريكول
- مصرف أبوظبي الإسلامي
- بنك قطر الوطني الأهلي

وتتمثل هذه المؤشرات في المقاييس الثلاثة التالية:

أ- معدل العائد على الأصول "ROA"

يقاس هذا المؤشر بخارج قسمة صافي الربح بعد الضريبة على إجمالي الأصول، ويعكس هذا المؤشر مدى كفاءة البنوك في توظيف مواردها في استخدامات تتوافق مع هدف الربح وتحقيق اعتبارات السيولة وتقليل درجة مخاطر توظيف هذه الموارد خاصة مع تطبيق متطلبات لجنة بازل.

ب- معدل العائد على حقوق الملكية "ROE"

يقاس هذا المؤشر بخارج قسمة صافي الربح بعد الضريبة على حقوق الملكية، ويعكس هذا المؤشر مدى قدرة ادارة البنوك على تحقيق اهداف مالكيها. من خلال توظيف الموارد في استخدامات تحقق هدف الربح دون أن يعرض استثمارات المساهمين للمخاطر.

وهناك علاقة مباشرة بين معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية تتحدد من خلال المعادلة رقم (١) التالية (Mishkin,2004,p281):

معدل العائد على حقوق الملكية = معدل العائد على الأصول × مضاعف حقوق الملكية (١)

يقاس مضاعف حقوق الملكية بنسبة إجمالي الأصول إلى حقوق الملكية، وتوضح المعادلة رقم (١) السابقة التناصب الطردي بين كل من معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية، في ظل ثبات مضاعف حقوق الملكية.

ج- نصيب السهم من صافي الربح "RPS"

يقاس هذا المؤشر بخارج قسمة صافي الربح بعد الضريبة على إجمالي الأسهم، حيث يشير هذا المؤشر إلى نصيب السهم من الأرباح، وبالتالي فإن زيادة نصيب السهم من صافي الربح، خاصة مع الالتزام بالقيود التي تفرضها متطلبات بازل لكفاية رأس المال، تعكس تحسن في الأداء المالي المصرفي وكفاءة البنوك في توظيف مواردها في استخدامات تزيد من أرباحها.

٢/١: المتغيرات التفسيرية

تتمثل المتغيرات التفسيرية للدراسة في ثلاثة متغيرات هي على النحو التالي:

أ- معدل كفاية رأس المال "CAR"

يعد معدل كفاية رأس المال المتغير التفسيري الرئيسي للدراسة، الذي يُقاس تأثيره على مؤشرات الربحية الثلاثة سابقة الذكر، ويعبر عن هذا المتغير بخارج قسمة إجمالي رأس المال بشرائه الثلاث الأساسية والمساندة واللازمة لمواجهة تغيرات السوق على الأصول المرجحة بأوزان مخاطرها، والذي أصبح لا يقل عن ١٠,٥% في اطار متطلبات بازل الثالثة، بعد أن كان لا يقل عن ٨% في بازل الأولى والثانية. وعن التوقعات القبلية لإشارة المعلمة المقدره لتأثير هذا المتغير على مؤشرات الربحية الثلاثة، فإنه قد تكون موجبة أو سالبة ويتوقف ذلك على العلاقة بين معدل الزيادة في رأس مال البنك ومعدل الارتفاع في ربحيتها من توظيف مواردها في أصول مختلفة المخاطر. وتشير الأدبيات الاقتصادية في ذلك إلى أنه عند زيادة حجم رأس المال البنك فإنه سوف يقلل من نصيب وحدة رأس المال من توزيعات الأرباح، كما أنه مع زيادة رأس مال البنك فإن ذلك يدفع ادارة البنك إلى الحد من الدخول في أنشطة عالية المخاطرة خوفاً من فقد رأسمال مالكيه عند عجز أصوله على الوفاء بالتزاماته تجاه المودعين والدائنين الآخرين، وبالتالي تقليل الأرباح المتوقعة، مما يؤدي إلى انخفاض كل من معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية وكذلك نصيب السهم من صافي الربح. ولكن من ناحية أخرى قد تكون زيادة حقوق الملكية حافزاً لإدارة البنك على التحفظ بتوظيف مواردها في أصول عالية المخاطر لتجنب الخسائر الناتجة عن فقدان الائتمان الممنوح وفوائده، ومن ثم زيادة مؤشرات ربحيتها (Nkechi&Oluch,2019,P238). وتجدر الإشارة إلى أنه إذا كانت البنوك قبل بازل تركز على جانب ادارة أصولها بهدف تعظيم ارباحها، فإنه بعد بازل والالتزام بتطبيق متطلباتها أصبحت تضع استراتيجية قائمة على إدارة الأصول والخصوم معاً بالشكل الذي يحقق هدف الربحية ويحافظ على خصومها التي أحد مكوناتها رأس المال.

ب- معدل نمو الأصول "AGR"

يقاس معدل نمو الأصول بمعدل التغير في أصول البنك، ولكون أصول البنك تعد مصادر إيرادات البنك من استخدامه لموارده، لذا يتوقع عادة أن تؤدي زيادة أصوله إلى ارتفاع كل من معدل العائد على حقوق الملكية

ونصيب السهم من صافي الربح، ولكن قد يتوقف ذلك على درجة المخاطر التي ترتبط بهذه الأصول، إذ أنه كلما انخفضت درجة المخاطرة المرتبطة بالأصل كلما قلت احتمالات عدم القدرة على السداد وبالتالي يتحقق العائد المرجو من هذه الاستخدامات، بما يسهم في زيادة ربح البنك مع نمو أصوله، في حين أنه مع ارتفاع درجة المخاطرة تزداد امكانية عدم تحقيق العائد من هذه الأصول وبالتالي قد ينخفض معدل العائد على حقوق الملكية ونصيب السهم من صافي الربح على الرغم من زيادة معدل نمو الاصول. وعن التوقعات القبلية لإشارة معلمة تأثير هذا المتغير التفسيري على معدل العائد على الأصول فإنها تتوقف على العلاقة بين كل من معدل النمو في الأصول ومعدل الارتفاع في صافي الربح، وذلك لان معدل العائد على الأصول يقاس بنسبة صافي الربح إلى إجمالي الأصول.

ج- حجم البنك "SOB"

تظهر أهمية هذا المتغير لكونه يعكس تأثير اقتصاديات الحجم على مؤشرات الأداء المالي للقطاع المصرفي، ويقاس هذا المتغير باللوغاريتم الطبيعي لحجم الأصول (Doku et al, 2019, P18). وتختلف الأدبيات الاقتصادية حول اشارة المعلمة المقدره لحجم البنك على ربحيتها، ففي الأجل الطويل تؤدي الوفورات الإيجابية للحجم الكبير التي تتحقق في صورة حجم أعمال أكبر ومتوسط تكاليف أقل إلى ارتفاع مؤشرات ربحية المنشأة مع زيادة حجمها، ولكن مع استمرار زيادة الحجم قد تتحول الوفورات الإيجابية للحجم الكبير الي وفورات سلبية تنعكس في صورة ارتفاع متوسط التكاليف، وبالتالي يظهر التأثير العكسي لزيادة حجم البنك علي كل من معدل العائد علي حقوق الملكية ونصيب السهم من صافي الربح. وفي الأجل القصير والذي تكون المنشأة خلاله لم تحقق الاستقادة من الوفورات الايجابية للحجم الكبير ويرتفع نصيب الوحدة المنتجة أو الخدمة المقدمة من متوسط التكاليف الثابتة، لذا تشير التوقعات القبلية أن تكون إشارة معلمة تأثير حجم البنك علي كل من معدل العائد علي حقوق الملكية ونصيب السهم من صافي الربح سالبة في الأجل القصير. ويختلف تأثير معلمة هذا المتغير علي معدل العائد علي الأصول في الأجل القصير عنه فب الأجل الطويل، حيث يتوقع أن تكون ذات إشارة سالبة فب الأجل القصير وموجبة في الأجل الطويل مع تحقق الوفورات الايجابية للحجم الكبير (EI- (Masry, 2016. pp83-85).

وتمثلت أهم مصادر البيانات لمتغيرات الدراسة في القوائم المالية والتقارير السنوية الصادرة عن بنوك الدراسة، ونشرات وتقارير البنك المركزي المصري بالإضافة إلى قاعدة بيانات "Bank Scope Database-Guide عن البنوك".

٢- الأساليب القياسية للدراسة

تُعد نماذج التأثيرات الساكنة سواء الثابتة "FEM" أو العشوائية "REM" من أكثر النماذج المستخدمة في تقدير معلمات المتغيرات للبيانات المقطعية، والتي تعتمد في المفاضلة بينها على اختبار "هوسمان"، حيث لا يمكن الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى التجميعية "POLS" في تقدير معلمات البيانات المقطعية، لافتراضها عدم وجود اختلافات بين وحدات البيانات القطاعية وكذلك داخل الوحدات عبر الزمن. ولكن عند استخدام كل من النماذج الثابتة والعشوائية في الدراسة الحالية لم تتحقق المعنوية الإحصائية للمعلمات المقدرة، كما لم تتوافر جودة التوفيق للنموذج المقدر، لذا تم الاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية "PECM"، وهو يعد من أساليب التحليل القياسي التي صاغها (Pesaran, Shin & Smith, 1999) للبيانات المقطعية التي تتميز عن نماذج التأثيرات الثابتة والعشوائية بقياسها ديناميكية العلاقة وتحديد الآثار قصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة (العبدلي، ٢٠١٠، ص ٢٠-٢٣).

ويتم صياغة هذا النموذج في صورة ثلاث معادلات كل واحدة منها خاصة بمؤشر من مؤشرات الربحية الثلاثة ($ROA_{i,t}$ ، $ROE_{i,t}$ ، $RPS_{i,t}$) لكل بنك (i) خلال الفترة الزمنية (t) وذلك على النحو التالي:

$$\Delta ROA_{i,t} = \theta_i (ROA_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{i,j} \Delta ROA_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta_{i,j} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\Delta ROE_{i,t} = \alpha_i (ROE_{i,t-1} - \mu_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \sigma_{i,j} \Delta ROE_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \tau_{i,j} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\Delta RPS_{i,t} = \omega_i (RPS_{i,t-1} - \vartheta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \pi_{i,j} \Delta RPS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi_{i,j} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

في المعادلات رقم (٢، ٣، ٤) السابقة، تشير " θ_i ، α_i ، ω_i " إلى معلمة تصحيح الخطأ لكل معادلة من المعادلات الثلاث على الترتيب، وتمثل " β_i ، μ_i ، ϑ_i " معلمات الأجل الطويل في كل معادلة على الترتيب.

وتدل " φ_{ij} ، τ_{ij} ، i, j " على معلمات الأجل القصير لكل متغير من المتغيرات التفسيرية في المعادلات الثلاث على الترتيب.

وتمثل " $X_{i,t}$ " متجه المتغيرات التفسيرية الثلاث وهي ($SOB_{i,t}$, $AGR_{i,t}$, $CAR_{i,t}$)، المبطن بالفترة (t-j).
وتبين " π_{ij} ، σ_{ij} ، i, j " معلمات المتغيرات التابعة الثلاثة المبطن كل منها بالفترة (t-j).

ويستند نموذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية على نتائج نوعين من الاختبارات يجب أن يتم كل منهما قبل استخدامه في التقدير، يتمثلان فيما يلي:

١/٢: اختبارات جذر الوحدة للبيانات المقطعية

تعد اختبارات جذر الوحدة إحدى الخطوات الأساسية السابقة لتقدير معلمات نموذج "PECM" وذلك لاختبار درجة تكامل البيانات، حيث يؤدي الاعتماد على بيانات غير مستقرة في المستوى لنموذج الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى إلى انحدار زائف، وتختلف اختبارات جذر الوحدة للبيانات المقطعية عن اختبارات جذر الوحدة لبيانات السلاسل الزمنية، فالأخيرة تستند على كل من اختبار "ديكي- فولر الموسع ADF" واختبار "فيليبس- بيرون PP"، في حين أنه ظهرت عدد من الاختبارات الحديثة نسبياً لاختبار استقرارية البيانات المقطعية منها اختبار "LLC" (Levin, Lin & Shin (2002) واختبار "IPS" (Im, Pesaran & Shin (2003)، إذ تعتمد عليهما الدراسة الحالية لاختبار استقرار بيانات متغيراتها (Thornton & Adedeji, 2007, p396).

ويقوم اختبار "LLC" على المعادلة رقم (٥) التالية

$$\Delta Y_{i,t} = \omega_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k Y_{i,t-k} + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ويأخذ هذا الاختبار في الاعتبار الآثار الثابتة المقطعية والزمنية من خلال المعلمة (ω_i ، θ_t) على الترتيب، ويفترض أن المعلمة (ρ) للمتغير (Y_i) المبطن بفترة واحدة (t - 1) تكون متجانسة لكل الوحدات، ويعتمد "LLC" على اختبار الفرض التالي:

فرض العدم: $H_0: \rho = 0$ ، بمعنى وجود جذر وحدة مشترك، أي أن البيانات غير مستقرة.
مقابل الفرض البديل: $H_1: \rho < 0$ ، بمعنى عدم وجود جذر الوحدة، أي أن البيانات مستقرة
في المستوى.

ويستند اختبار "IPS" على المعادلة رقم (٦) التالية:

$$\Delta Y_{i,t} = \omega_i + \rho_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k Y_{i,t-k} + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

يتضح من المعادلة رقم (٦) السابقة أن اختبار "IPS" يأخذ في الاعتبار الاختلاف في المعلمة (ρ_i) بين الوحدات للمتغير (Y_i) المبطن بفترة واحدة ($t - 1$). ويقوم اختبار "IPS" على الفرض التالي:

فرض العدم: $H_0: \rho_i = 0$ ، بمعنى وجود جذر وحدة مشترك، أي أن البيانات غير مستقرة.
مقابل الفرض البديل: $H_1: \rho_i < 0$ ، بمعنى عدم وجود جذر الوحدة، أي أن البيانات مستقرة
في المستوى.

وعند قبول فرض العدم والتأكد من أن البيانات المقطعية للمتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، تأتي الخطوة الثانية قبل تقدير نموذج "PECM" وهي التحقق من وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

٢/٢: اختبارات التكامل المشترك

بعد اختبارات جذر الوحدة، والتأكد من عدم استقرار البيانات في المستوى، تأتي الخطوة الثانية وهي التحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة من خلال اختبارات التكامل المشترك للبيانات المقطعية.

وتعتمد الدراسة الحالية على نوعين من اختبارات التكامل المشترك الخاصة بالبيانات المقطعية الأول هو اختبار Pedroni (1999, 2004) ويستند في تقديراته على عدة اختبارات داخلية منها اختبار "ديكي- فولر الموسع ADF" واختبار "فيليبس- بيرون PP" الخاصة بالتكامل المشترك، والثاني اختبار Kao (1999) ويعتمد في تقديراته بصفة أساسية على اختبار "ديكي- فولر الموسع" (Gurdal et al., 2014, pp4-6).

رابعاً: نتائج التحليل القياسي

١- الإحصاءات الوصفية للبيانات ومصفوفة معاملات الارتباط الجزئية بين متغيرات الدراسة

تتميز البيانات المقطعية لمتغيرات الدراسة بكونها متوازنة، حيث تتوفر البيانات لجميع متغيرات الدراسة بكافة وحداتها خلال فترة الدراسة، كما تصنف على أنها بيانات مقطعية طويلة كون عدد السنوات التي يبلغ طولها خمسة عشر عامًا أكبر من عدد الوحدات التي تمثل أحد عشر بنكا. ويوضح الجدول رقم (1) في قسميه (أ)، (ب) أهم الخصائص الإحصائية الوصفية لبيانات متغيرات الدراسة ونتائج تقدير مصفوفة معاملات الارتباط.

جدول رقم (1): "الإحصاءات الوصفية ومصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة"

AGR	SOB	CAR	RPS	ROA	ROE	الإحصاء/ المتغير
١٨.٧٧٥	٣,٠٤٨٧	١٣.٦١٥	٢,٢٥٨	١.٤٥٨	١٣.٩١٢	Mean
٣٠.٧٧٩	٥,٦٨٦	٢٧.٢٦٠	١٢,٢٠٠	١٣.٧٤٠	36.000	Maximum
-9.٢٨٨	١,٠٠٨	١.١٤٣	٠,٠٠٠٠	-13.400	-1.670	Minimum
٠,٣٠٨٥	٠,٩١٣١	٠,٠٩٤٢	٢,٣٩٨٨	١.٩٩٢	0.2063	Std. Dev.
٦,٤٦٠	٠,٤٨٤٧	٤,٤٨٨	١,٧٧٢	-٠,٦٨٢٢	-5.66٨	Skewness
٥٥,٥٩٣	٣,١٢٩٦	٣٣,٠٧٩	٦,٥٠٣	٣٢,٣٦٠٣	46.565	Kurtosis
١٨٨,٢٠٠	٦,١٣٨	٦٣,٢٢٦	١٥٩,٣٣٣	٥٥,٤٣٣	130.031	Jarque-Bera
٠,٠٠٠٠	٠,٠٤٦٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	0.0000	Probability
١٦٥	١٦٥	١٦٥	١٦٥	١٦٥	١٦٥	Observations

ب- مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة

AGR	SOB	CAR	RPS	ROA	ROE	المتغير
					1	ROE
				1	٠,٣٦٤	ROA
			1	٠,٢٠٧	٠,٣٣٢	RPS

		1	٠,٤٤٢	-٠,٤٦١	٠,٥١٣	CAR
	1	0.138	0.519	0.188	0.30٢	SOB
1	٠,١٤١	-٠,٠٧٤	٠,٣٧٣	٠,٠١٨٨	0.37٣	AGR

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على البرنامج الإحصائي (EViews, V10)، واستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة.

يبين القسم (أ) من الجدول رقم (1) السابق، وباستخدام بيانات المتغيرات في المستوى، نتائج حساب كل من الوسط الحسابي، والانحراف المعياري، وكذلك أقل قيمة وأكبر قيمة لكل متغير واختبارات التوزيع الطبيعي، حيث يتضح من قيمة الانحراف المعياري أن كل من معدل كفاية رأس المال (CAR) ومعدل العائد علي الأصول (ROA) تميزا بكونهما أقل المتغيرات تقلبا، يليهما معدل العائد على حقوق الملكية (ROE)، في حين جاء نصيب السهم من صافي الربح (RPS) أكثر المتغيرات تقلبًا بقيمة تُقدر بـ "٢,٤" للانحراف المعياري. كما جاءت القيمة الاحتمالية لإحصائية "Jarque-Bera" أقل من ٥% لجميع المتغيرات مما يشير إلى أن البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي، ويتبين ذلك أيضًا من اختلاف قيمة كل من معامل "Skewness" ومعامل "Kurtosis" عن القيمة (٠، ٣) على الترتيب. كما جاءت نتيجة معامل "Skewness" موجبة لكل من معدل نمو الأصول (AGR)، معدل كفاية رأس المال (CAR)، وحجم البنك (SOB) ونصيب السهم من صافي الربح (RPS)، مما يعكس ميل هذه المتغيرات نحو الطرف الأيمن للتوزيع، في حين كان هذا المعامل سالب القيمة لكل من معدل العائد على الأصول (ROA) ومعدل العائد على حقوق الملكية (ROE)، مما يشير إلى اتجاه بيانات هذين المتغيرين نحو الطرف الأيسر للتوزيع.

يوضح القسم (ب) في الجدول رقم (1) السابق مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة، والتي تبين مدى اقتران التغير في كل منها بالمتغيرات في متغير آخر دون أن تدل على وجود علاقة سببية بينهما. ويتضح من الضعف النسبي لقيمة معامل الارتباط بين المتغيرات التفسيرية ضعف احتمالية وجود مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات التفسيرية.

٢- نتائج اختبارات جذر الوحدة لبيانات الدراسة المقطعية

يوضح الجدول رقم (2) التالي نتائج اختبارات جذر الوحدة للبيانات المقطعية الخاصة بمتغيرات الدراسة، وذلك باستخدام كل من اختبار "LLC" Levin, Lin&Chu واختبار "IPS" Im, Pesaran& Shin، إذ يناسب هذان الاختباران طبيعة ونوعية بيانات الدراسة من حيث كونها متوازنة وطويلة، كما أن كل منهما يأخذ في الاعتبار الآثار الثابتة القطاعية والزمنية للبيانات المقطعية.

جدول رقم (2): "اختبارات جذر الوحدة لبيانات مقطعية لمتغيرات الدراسة"

قاطع ومتجه زمني With: Individual effects & individual linear trends		قاطع With: Individual effects		الاختبار	المتغير
الفروق الأولى	المستوى	الفروق الأولى	المستوى		
-6.44469 [*] (0.0000)	-3.70204 [*] (0.0001)	-6.25120 [*] (0.0000)	-1.47814 ^{ns} (0.0697)	LLC	ROE
-3.94485 [*] (0.0000)	-1.2890 ^{ns} (0.0987)	-5.76024 [*] (0.0000)	-2.68558 [*] (0.0036)	IPS	
-8.21923 [*] (0.0000)	-7.02777 [*] (0.0000)	-10.5930 [*] (0.0000)	-0.29875 ^{ns} (0.3826)	LLC	ROA
-3.55106 [*] (0.0002)	-3.78330 [*] (0.0001)	-6.02469 [*] (0.0000)	-1.91037 [*] (0.0280)	IPS	
45.4661 [*] (0.0023)	1.94104 ^{ns} (0.9739)	52.5798 [*] (0.0003)	4.21418 ^{ns} (1.0000)	LLC	RPS
2.63314 (0.0042)	0.71706 ^{ns} (0.9739)	-3.67938 [*] (0.0001)	1.79151 ^{ns} (0.9634)	IPS	
-3.67805 [*] (0.0001)	-2.94823 [*] (0.0016)	-5.44052 [*] (0.0000)	-2.50158 [*] (0.0062)	LLC	CAR
-2.51034 [*] (0.0060)	0.03066 ^{ns} (0.5122)	-4.48633 [*] (0.0000)	-0.61248 ^{ns} (0.2701)	IPS	

-3.75494 (0.0001)	-8.31362* (0.0000)	-5.83405* (0.0000)	3.09063 ^{ns} (1.0000)	LLC	SOB
-1.73884** (0.0410)	-0.05124 ^{ns} (0.4796)	-2.64208* (0.0041)	6.03609 ^{ns} (1.0000)	IPS	
-6.1113* ⁵ (0.0000)	-5.98480* (0.0000)	-4.78326* (0.0000)	-0.81529 ^{ns} (0.1931)	LLC	AGR
-5.56790* (0.0000)	-0.57762 ^{ns} (0.3750)	-7.38446* (0.0000)	-2.90171* (0.0019)	IPS	

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على البرنامج الإحصائي (EViews V10)، واستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة.

- تشير الأرقام ما بين الأقواس إلى المستوى الاحتمالي لاختبار (t).

LLC: اختبار Levin, Lin&Chu

IPS: اختبار Im, Pesaran& Shin

^{ns}: غير معنوية **: معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠٥ *: معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠١

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة في الجدول رقم (2) السابق، أن المتغيرات جاءت غير مستقرة في المستوى، حيث كانت القيمة الاحتمالية لكل من المتغيرين "RPS" و"SOB" أكبر من ٥% وفقًا لكل من اختبار "LLC" واختبار "IPS" سواء في حالة وجود الثابت فقط أو حالة الثابت والاتجاه الزمني، مما يعني قبول فرض العدم بوجود جذر الوحدة، وبالتالي عدم استقرار البيانات المقطعية في المستوى لهذين المتغيرين. كما جاءت بيانات المتغير "ROE" غير مستقرة في المستوى في وجود الثابت وفقًا لاختبار "LLC"، ووجود الثابت والاتجاه الزمني وفقًا لاختبار "IPS". وتبين كذلك عدم استقرار بيانات المتغير "ROA" سواء في حالة الثابت فقط أو الثابت والاتجاه الزمني وفقًا لكل من اختبار "LLC" واختبار "IPS" على الترتيب. وأوضحت نتائج اختبار "IPS" عدم استقرار بيانات المتغير "CAR" وذلك في حالة الثابت فقط أو الثابت والاتجاه الزمني. ومع هذا الاختلاف بين نتائج الاختبارين حول استقرارية البيانات المقطعية في المستوى لكل من المتغيرات (ROE، ROA، AGR، CAR) تم اختبار استقرارية البيانات بعد أخذ الفروق الأولى لجميع المتغيرات، وجاءت جميعها مستقرة

وفقًا لكل من اختبار "LLC" واختبار "IPS" مما يدل على أن البيانات المقطعية لمتغيرات الدراسة كانت غير مستقرة في المستوى وجاءت متكاملة من الدرجة الأولى.

٣- نتائج اختبارات التكامل المشترك

يأتي اختبار التكامل المشترك بعد التأكد من أن بيانات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، والجدول رقم (3) التالي يقسميه (أ، ب) يوضح نتائج اختبارات وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وذلك اعتمادًا على كل من اختبار "Pedroni" واختبار "Koa".

جدول رقم (3): "نتائج اختبارات التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة" (*)

- معلمة الانحدار الذاتي (ρ) المشتركة "common AR coefs"		
الاختبار (**)	Statistic	Prob
Panel PP-Statistic	-7.531193	٠,٠٠٠٠
Panel ADF-Statistic	-5.587576	٠,٠٠٠٠
Weighted Panel PP-Statistic	-3.735036	٠,٠٠٠١
Weighted Panel ADF-Statistic	-3.517387	٠,٠٠٠٢
- معلمة الانحدار الذاتي (ρ_i) الفردية "individual AR coefs"		
الاختبار	Statistic	Prob
Group PP-Statistic	-٦,٥٤٤٢٤٩	٠,٠٠٠٠
Group ADF-Statistic	-٣,٩٣٤٥٠٥	٠,٠٠٠٠
ب- اختبار "Koa" للتكامل المشترك		
الاختبار	t-Statistic	Prob
ADF	-٢,٩٠٥٤٦٣	٠,٠٠١٨

المصدر: إعداد الباحث اعتمادًا على البرنامج الإحصائي (EViews V10)، واستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة.

- (*) : يتمثل فرض العدم للاختبارات في عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

- (**): طول فترة الإبطاء تم تقديرها في كل من اختبار "PP, ADF" وفقًا لمعيار "Schwartz Information Criteria".

يبين الجدول رقم (3) السابق بقسميه (أ، ب) نتائج اختبارات التكامل المشترك ، إذ يوضح القسم (أ) ستة اختبارات داخلية من إجمالي أحد عشر اختبارًا يستند عليها اختبار "Pedroni" للتكامل المشترك ، توضح جميعها وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التفسيرية ومؤشرات الربحية في بنوك الدراسة، حيث جاءت القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبارات الست أقل من ١%، مما يعني رفض فرض عدم وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة بدرجة ثقة ٩٩%، ويتبين من القسم (ب) في الجدول رقم (3) السابق أن نتيجة اختبار "Koa" للتكامل المشترك تؤكد على وجود هذه العلاقة، حيث جاءت القيمة الاحتمالية لإحصائية (t) أقل من ١%، بما يؤكد وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة عند مستوى معنوية ١%.

٤- نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية "PECM"

مع وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، تتمثل الخطوة التالية في تقدير نموذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية "PECM" لكل معادلة من المعادلات الثلاث رقم (٢، ٣، ٤) السابقة، حيث يتم من خلال هذا التقدير الحصول على معاملات الأجل الطويل والأجل القصير ومعلمة سرعة تصحيح خطأ الأجل القصير وصولاً لتوازن الأجل الطويل. ويوضح الجدول رقم (4) التالي بأقسامه الثلاثة (أ، ب، ج) نتائج تقدير تلك المعلمات وكذلك اختبار "Wald Test" لاختبار معنوية العلاقة قصيرة الأجل بين كل مؤشر من مؤشرات الربحية الثلاث (RPS, ROE, ROA) والمتغيرات التفسيرية (SOB, AGR, CAR) وأيضًا نتائج اختبار (Q) لمشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي.

جدول رقم (4): "نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية"PECM"

معادلة (RPS)			معادلة (ROE)			معادلة (ROA)			المتغير / المعادلة
Prob	t-Stat	coefs	Prob	t-Stat	coefs	Prob	t-Stat	coefs	
0.72530 ^{ns}		0.319165	2.10130 ^{**}		0.1000٩	2.09976 ^{**}		0.079٢	CAR(-1)
8.49092 [*]		3.194750	9.83146 [*]		0.5927٥	10.1871 [*]		0.721٢	AGR(-1)
2.42580 ^{**}		0.600611	3.44880 [*]		0.3232٤	1.84603 ^{***}		0.012٧	SOB(-1)

0.0000*	-5.022525	-0.155894	0.0029*	-2.99614	-0.0703٦	0.049٤**	-	-	CointEq1
							1.٩705٦	0.055٣	

ب- تقدير معاملات الأجل القصير

معادلة (RPS)				معادلة (ROE)				معادلة (ROA)			
Prob	t-Stat	coefs	المتغير	Prob	t-Stat	coefs	المتغير	Prob	t-Stat	coefs	المتغير
0.0000*	-5.3462	-0.4312	D(RPS (-1))	0.9033 ns	-0.1214	-0.0105	D(ROE (-1))	0.000*	-5.80٨	- 0.4601	D(ROA(-1))
0.3260 ns	-0.9837	-0.0839	D(CAR (-1))	0.9034 ns	0.1215	0.0167	D(CAR (-1))	0.001*	3.3478	0.0463	D(CAR(-1))
0.8262 ns	-0.2199	-0.0150	D(AGR (-1))	0.3469 ns	-0.9414	-0.0534	D(AGR (-1))	0.410 ns	0.8244	0.0047	D(AGR(-1))
0.0043*	-2.8795	-1.6626	D(SOB (-1))	0.003*	-2.9064	-1.1141	D(SOB (-1))	0.049**	1.9716	0.0786	D(SOB (-1))
0.0007*	3.4048	0.4558	C	0.004*	2.89665	0.1828	C	0.074**	-1.7892	- 0.0117	C

ج- اختبارات جودة توفيق النموذج ومشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي

معادلة (RPS)		معادلة (ROE)		معادلة (ROA)		الاختبار/ المعادلة
Prob	Chi-Square	Prob	Chi-Square	Prob	Chi-Square	Wald Test
0.0153**	10.42199	0.0359**	8.553163	0.0026*	14.26799	
٠,٤٩١٨٩٤		٠,٣١٣٥٢٧		٠,٤٠٨٩٩٣		R-squared

Null Hypothesis: No residual autocorrelations

اختبار (Q) لمشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي

No autocorrelation up to 3 rd lag		No autocorrelation up to 3 rd lag		No autocorrelation up to 2 nd lag		اختبار (Q)
Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	
0.2068	51.38734	0.1272	54.81393	0.0922	38.33653	

المصدر: إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (EViews, V10)، واستخدام البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة.

(*) : معنوية عند المستوى الاحتمالي ٠,٠٥

(**) : معنوية عند المستوى الاحتمالي 0.01

(**): معنوية عند المستوى الاحتمالي 0.1 (ns) غير معنوية

يبين الجدول رقم(٤) السابق في قسمه(أ) نتائج تقدير معلمات الأجل الطويل لكل معادلة من معادلات مؤشر الربحية رقم(٢، ٣، ٤) السابقة وذلك بفترة ابطاء مدتها سنة تتحدد تلقائياً استناداً إلى معيار "SIC" Schwartz Information Criteria ، ويتضح من نتائج تقدير معلمات معادلة معدل العائد على الأصول "ROA" التأثير الإيجابي لمعدل كفاية رأس المال "CAR" وذلك عند مستوى معنوية ٥%، كما تميز كل من معدل نمو الأصول "AGR" وحجم البنك "SOB" بتأثير كل منهما الإيجابي على معدل العائد على الأصول، وإن اختلفا في مستوى المعنوية الإحصائية ليلبغ (١%، ١٠%) لكل متغير على الترتيب. وحقت معلمة تصحيح الخطأ شرط السالبة، وإن كانت صغيرة نسبياً إذ بلغت نحو ٦%، مما يعني أن ما يقرب من ٦% من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها سنوياً تجاه توازن الأجل الطويل، وقد تميزت هذه المعلمة بدلالاتها الإحصائية عند مستوى معنوية ٥%، بما يدل على معنوية العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التفسيرية الثلاث ومعدل العائد على الأصول.

وتوضح معادلة معدل العائد على حقوق الملكية "ROE" أن المعلمات الثلاث المقدرة للمتغيرات التفسيرية ذات دلالة احصائية، حيث جاءت اشارة معلمة معدل كفاية رأس المال موجبة، مما يدل على التأثير الإيجابي لكفاية رأس المال على معدل العائد على حقوق الملكية، كما تدل إشارة كل من معدل نمو الأصول وحجم البنك على التأثير الإيجابي لهما ايضاً على معدل العائد على حقوق الملكية. وبلغت معلمة تصحيح الخطأ نحو ٧%، أي أن ما يقرب من ٧% فقط من أخطاء الأجل القصير في مؤشر معدل العائد على حقوق الملكية يتم تصحيحها سنوياً تجاه توازن الأجل الطويل. وتميزت هذه المعلمة بمعنويتها الاحصائية بدرجة ثقة ٩٥%، بما يعكس على معنوية العلاقة طويلة الأجل المقدرة بين المتغيرات التفسيرية ومعدل العائد على حقوق الملكية.

وفي معادلة نصيب السهم من صافي الربح "RPS" جاءت نتائج التقدير لتعكس التأثير الطردي لكل من معدل كفاية رأس المال ومعدل نمو الأصول وحجم البنك على نصيب السهم من صافي الربح، وإن اختلفت دلالاتها الإحصائية، حيث تميز كل من "AGR" و "SOB" بمعنويتها الاحصائية بدرجة ثقة (٩٩%، ٩٥%) لكل متغير على الترتيب، في حين أن معلمة "CAR" لم تكن ذات دلالة احصائية. وقدرت معلمة معامل تصحيح الخطأ

لهذه المعادلة بنحو ١٦%، بما يعكس أن نحو ١٦% من أخطاء الأجل القصير في مؤشر نصيب السهم من صافي الربح يتم تصحيحها سنويا تجاه توازن الأجل الطويل، وتستغرق سرعة التعديل نحو ست سنوات في المتوسط، وهو معدل سريع نسبيا إذا ما قورن بمعلمة تصحيح الخطأ المقدرة في حالة كل من معادلة معدل العائد على الأصول ومعادلة معدل العائد على حقوق الملكية. كما جاءت هذه المعلمة ذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية ١%، بما يدل على معنوية العلاقة طويلة الأجل المقدرة في معادلة نصيب السهم من صافي الربح.

يبين الجدول رقم (٤) السابق في قسميه (ب، ج) نتائج تقدير معاملات الأجل القصير للمعادلات الثلاث باستخدام الفروق الأولى وفترة ابطاء طولها عام وفقاً لمعيار "SIC"، وكذلك نتيجة اختبار "Wald Test" لمعنوية العلاقة قصيرة الأجل بين المتغيرات التفسيرية وكل مؤشر من مؤشرات الربحية، ويعرض أخيراً نتائج اختبار "Q-Test" لاختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي. يتضح من نتائج تقدير معاملات الأجل القصير لمعادلة معدل العائد على الأصول "ROA" التأثير الإيجابي لمعدل كفاية رأس المال بمستوى معنوية ١%، والذي استمر تأثير في نفس الاتجاه في الأجل الطويل. وعلى الرغم من التأثير الإيجابي لمعلمة معدل نمو الأصول إلا أنها جاءت غير معنوية احصائياً. وجاءت كل من معلمة معدل العائد على الأصول المبطن بفترة واحدة للفروق الأولى " $D(ROA-1)$ " ومعلمة حجم البنك بإشارة سالبة وذات دلالة احصائية، بما يعكس اختلاف اتجاه تأثير حجم البنك على معدل العائد على الأصول في الأجل القصير عنه في الأجل الطويل، حيث أنه كان ذو تأثير عكسي في الأجل القصير تغير إلى التأثير الطرد في الأجل الطويل، مما يدل على تحسن الاداء المالي للقطاع المصرفي في الاجل الطويل نتيجة الوفورات الإيجابية للحجم الكبير التي تخفض من متوسط التكاليف، وتزيد بالتالي من معدل العائد على الأصول مع زيادة حجم البنك. كما جاءت نتيجة اختبار "Wald Test" لتبين معنوية العلاقة قصيرة الأجل المقدرة بين المتغيرات التفسيرية ومعدل العائد على الأصول عند مستوى معنوية ١%. وتشير قيمة معامل التحديد إلى أن القدرة التفسيرية للمعادلة تبلغ نحو ٤١%، وإن كانت صغيرة نسبياً إلا أنها تعد مقبولة في نماذج تصحيح الخطأ للبيانات المقطعية، خاصة مع عدم الأخذ في الاعتبار تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية التي يُعتقد أنها ذات تأثير على الاداء المالي للقطاع المصرفي المصري مثل معدل النمو الاقتصادي والاستقرار الاقتصادي، بما يضع مجالاً لدراسات مستقبلية يمكن

أن تضيف للدراسة الحالية. وأوضحت نتائج اختبار "Q-Test" عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين البواقي، حيث جاءت القيمة الاحتمالية لإحصائية "Q" أكبر من ٥%، مما يعني قبول فرض العدم وهو عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.

ويتضح من نتائج تقدير معادلة الأجل القصير لمعدل العائد على حقوق الملكية "ROE" وجود تأثير ايجابي لكل من معدل كفاية رأس المال ومعدل نمو الأصول ولكنه جاء غير معنوي إحصائياً، في حين جاءت معلمة حجم البنك ذات دلالة احصائية عند مستوى معنوي ١% بما يدل على التأثير العكسي في الأجل القصير لحجم البنك على معدل العائد على حقوق الملكية، والذي يتحقق تأثيره الإيجابي في الأجل الطويل. ويتبين من نتيجة اختبار "Wald Test" لمعادلة "ROE" معنوية العلاقة قصيرة الأجل المقدره بين المتغيرات التفسيرية ومعدل العائد على حقوق الملكية بدرجة ثقة تبلغ نحو ٩٥%. وتشير نتيجة قيمة معامل التحديد إلى أن نحو 31.3% من التغير الكلي في "ROE" يمكن تفسيرها بدلالة المتغيرات التفسيرية الأربعة المدرجة بمعادلة "ROE" للأجل القصير. وجاءت نتيجة "Q-Test" لتدل على عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي، حيث كانت القيمة الاحتمالية لإحصائية "Q" أكبر من مستوى المعنوية ٥% وبالتالي قبول فرض العدم.

تبين المعادلة الثالثة نتائج تقدير معاملات الأجل القصير لنصيب السهم من صافي الربح "RPS"، ويتضح التأثير العكسي للمتغيرات التفسيرية الأربعة، وإن اختلفت في معنويتها الإحصائية، حيث تميزت كل من معلمة الفروق الأولى لنصيب السهم من صافي الربح المبطن بفترة واحدة وكذلك حجم البنك بمعنوية تأثيرهما العكسي عند مستوى معنوية ١%، في حين لم تكن كل من معلمة معدل كفاية رأس المال ومعدل نمو الأصول ذات دلالة احصائية. وتدل نتيجة اختبار "Wald Test" على معنوية العلاقة قصيرة الأجل المقدره عند مستوى معنوية ٥%. وتوضح قيمة معامل التحديد أن نحو ٤٩% من التغيرات في نصيب السهم من صافي الربح يمكن تفسيرها من خلال المعادلة المقدره. ويتبين من اختبار "Q-Test" عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين البواقي.

ويتضح من خلال عرض نتائج تقديرات معاملات الأجل القصير والأجل الطويل باستخدام نموذج "PECM"، التأثير الإيجابي لمعدل كفاية رأس المال على مؤشرات الربحية الثلاثة بصفة خاصة في الأجل الطويل، حيث تميزت المعلمة المقدره لهذا المتغير بمعنوية تأثيرها على معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق

الملكية وهو ما يتوافق مع المعادلة رقم (١) السابقة، التي تعكس وجود تناسب طردي بين العائد على الأصول والعائد على رأس المال، في ظل ثبات مضاعف رأس المال. وكذلك معنوية تأثيرها في الأجل الطويل على نصيب السهم من صافي الربح. ويظهر تأثيره الإيجابي أيضًا في الأجل القصير، على كل من معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية، وإن كان غير معنوي احصائيًا في معادلة معدل العائد على حقوق الملكية. كما يتضح التأثير الإيجابي لزيادة حجم البنك في الأجل الطويل على مؤشرات الربحية الثلاثة وذلك نتيجة للوفورات الإيجابية للحجم الكبير.

رابعًا: الخلاصة والتوصيات

اختبرت الدراسة تأثير كل من كفاية رأس المال ومعدل نمو الأصول وحجم البنك على الأداء المالي للقطاع المصرفي المصري، معبرًا عنه بثلاثة مقاييس هي معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية ونصيب السهم من صافي الربح، باستخدام بيانات مقطعية للفترة (٢٠٠٤-٢٠١٨) عن أحد عشر بنكًا مسجلًا في سوق الأسهم المصرية، اعتمدت خلالها على نموذج تصحيح الخطأ لبيانات مقطعية "PECM"، وذلك بعد التحقق من توافر شرطين، أولهما هو أن تكون البيانات غير مستقرة في المستوى، وباستخدام كل من اختبار "LLC" واختبار "IPS" بينت نتائج الاختبارين أن بيانات متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، وثانيهما هو أن تكون المتغيرات بينها علاقة تكامل مشترك، وأكد كل من اختبار "Pedroni" واختبار "Koa" على توافر هذا الشرط. ودلت نتائج تقدير نموذج "PECM" على التأثير الإيجابي لكفاية رأس المال على الأداء المالي لبنوك عينة الدراسة، خاصة في الأجل الطويل، كما تميز كل من معدل نمو الأصول وحجم البنك بتأثيرهما الطردي على مؤشرات الربحية الثلاثة في الأجل الطويل، وجاءت معلمة تصحيح الخطأ للمعادلات الثلاث سالبة وذات دلالة احصائية، وإن كانت سرعة التعديل لكل منها بطيئة نسبيًا. وأكدت نتائج اختبار "Wald Test" على معنوية العلاقة المقدره قصيرة الأجل بين المتغيرات، وإن كانت القدرة التفسيرية لكل معادلة صغيرة نسبيًا واتضح ذلك من خلال قيمة معامل التحديد. وبينت نتائج اختبار "Q" عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.

وفي ضوء محاولة الدراسة الإجابة عن سؤالها الرئيسي وما توصلت إليه من نتائج، **توصي الدراسة بما يلي:**

١- التزام القطاع المصرفي بتحقيق متطلبات كفاية رأس المال: في ضوء ما توصلت إليه الدراسة من تأثير إيجابي لكفاية رأس المال على الأداء المالي للقطاع المصرفي ممثلاً ببنوك الدراسة، تأتي أهمية إلزام البنك المركزي المصري البنوك المسجلة لديه بتطبيق متطلبات كفاية رأس المال، سواء عن طريق الإقناع الأدبي أو التعليمات المباشرة، لما له من سلطة باعتباره بنك البنوك. وتأثير الالتزام بتنفيذ هذا الاجراء لا يقتصر فقط على ربحية البنوك وإنما أيضاً من خلال دوره في الحد من دخول البنوك في الأنشطة عالية المخاطرة خوفاً على استثمارات مالكيها، الذي يسهم في رفع الجدارة الائتمانية للقطاع المصرفي المصري، ويزيد الثقة في بيئة الأعمال المصرية، بما يساعد على تدفق الاستثمارات الأجنبية.

٢- تشجيع عمليات الدمج بين البنوك: في ضوء ما توصلت إليه الدراسة من تأثير إيجابي لاقتصاديات الحجم الكبير على الأداء المالي للقطاع المصرفي ممثلاً ببنوك الدراسة، تأتي أهمية تحفيز البنوك على الدمج فيما بينها للاستفادة من الوفورات الإيجابية للحجم الكبير. ويأتي ذلك كإجراء مكمل للتوصية السابقة، خاصة في حالة البنوك التي لا تستطيع الوفاء بمتطلبات رأس المال، بالإضافة إلى تحقيقها خسائر.

٣- إعداد دراسات مستقبلاً عن أداء القطاع المصرفي المصري: قامت الدراسة باختبار تأثير كفاية رأس المال على الأداء المالي للقطاع المصرفي مع استخدام متغيرين تفسيريين آخرين هما معدل نمو الاصول وحجم البنك، بما يمثل حدوداً موضوعية للدراسة يمكن تغييرها، في ضوء الأخذ في الاعتبار تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية التي يُعتقد أنها ذات تأثير على الأداء المالي للقطاع المصرفي المصري مثل معدل النمو الاقتصادي والاستقرار الاقتصادي، لا سيما مع ما قد يسفر عنه قانون البنك المركزي والجهاز المصرفي من تأثير على بيئة العمل المصرفي وتنظيم أدائها، بما يضع مجالاً لدراسات مستقبلية يمكن أن تضيف للدراسة الحالية وترفع من قدرتها التفسيرية.

هوامش الدراسة:

أولاً: المراجع العربية

١- العبدلي، عابد. (٢٠١٠). محددات التجارة البنينة للدول الإسلامية باستخدام منهج تحليل البائل. مجلة دراسات اقتصادية اسلامية. المعهد الإسلامي للبحوث والتدريب، البنك الإسلامي للتنمية، ١٦ (١)، ٤٣-١.

٢- الغندور، أحمد. (٢٠١٠). مقررات بازل || ، ||| كمدخل لتلافي التأثير الحلقى للمتغيرات الاقتصادية على أداء البنوك والاقتصاد الكلي، المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية كلية التجارة، جامعة حلوان، العدد ١٤٥، ٣-٢١٠.

<https-search-mandumah-com.mplbci.ekb.eg/Record/71362>

٣- شلبي، ماجدة أحمد. (٢٠٠٥). الرقابة المصرفية وإدارة المخاطر في ظل معايير بازل ٢ ومتطلبات تطوير الحكم المؤسسي. المؤتمر العلمي السنوي الرابع والعشرون للاقتصاديين المصريين، الجمعية المصرية للاقتصاد السياسي والإحصاء والتشريع-القاهرة، الفترة من ٥-٧ مايو.

٤- مجلس النواب المصري، التقرير الرابع عشر، ٢٠٢٠.

https://amwalalghad.com/wp-content/uploads/2020/04/64472_6004_35.pdf

٥- البنك المركزي المصري، نشرات شهرية وتقارير سنوية، أعداد مختلفة.

<http://cbe.org.eg>

ثانياً: المراجع الأجنبية

- 1- Amidu, M. (2007). Determinants of capital structure of banks in Ghana: an empirical approach. *Baltic Journal of Management*, 2(1), 67-79.
- 2- Anarfo, B. A. & Appiahene, E.(2017). The Impact of Capital Structure on Banks' Profitability in Africa. *Journal of Accounting and Finance*, 17(3), 55-66.
- 3- Awunyo-Vitor, D. & Badu, J. (2012). 'Capital Structure and Performance of Listed Banks in Ghana. *Global Journal of Human Social Science*, 12(5), 56-62.
<https://socialscienceresearch.org/index.php/GJHSS/article/view/314>
- 4- Basel Committee on Banking Supervision. (2011). *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements.
<https://www.bis.org/publ/bcbs189.pdf>

- 5- Doku, N. J., Kpekpena, A. F., & Boateng, Y. P. (2019). Capital Structure and Bank Performance: Empirical Evidence from Ghana , African Development Review, 31 (1), 15–27.
- 6- El-Masry , A. “Capital structure and performance of Middle East and North Africa (MENA), Banks and Bank Systems, 11(1), 77–91.
[http://dx.doi.org/10.21511/bbs.11\(1\).2016.09](http://dx.doi.org/10.21511/bbs.11(1).2016.09)
- 7- Gurdal, T ., Yardimcioglu, F., & Altundemir, M.(2014). Education and Economic Growth: A Panel Cointegration Approach in OECD Countries(1980–2008), Education and Science journal, 39(173), 1–12.
- 8- Larojan, C.(2020). Capital Adequacy Requirements and Profitability: An Empirical Study on Banking Industry in Sri Lanka, Journal of Economics and Business, 3(2), 589–601.
<https://www.asianinstituteofresearch.org/>
- 9- Meero, A. (2015) The Relationship between Capital Structure and Performance in Gulf Countries Banks: A comparative Study Between Islamic Banks and Conventional Banks, International Journal of Economics and Finance; 7(12) ,140–154
- 10- Mishkin, S. F.(2004). The economics of money, banking, and financial markets , 7th ed, The Addison–Wesley series in economics, the United States of America.
- 11- Nkechi, U. & Oluchi, A.(2019). Capital Adequacy and Banks Performance: Evidence from Deposit Money Banks in Nigeria. International Journal of Research and Innovation in Social Science, 3(8), 237–243.
<https://www.rsisinternational.org>
- 12- Nwude, E. C. & Anyalechi, K. C.(2018). Impact of Capital Structure on Performance of Commercial Banks in Nigeria. International Journal of

Economics and Financial, 8(2), 298–303.

<http://www.econjournals.com>

- 13- Pradhan, R. S. and Shrestha, A.(2017). The Impact of Capital Adequacy and Bank Operating Efficiency on Financial Performance of Nepalese Commercial Banks. <https://ssrn.com/abstract=3044068>
- 14- Saeed, M., Gull, A., & Rasheed, Y. (2013). Impact of capital structure on banking performance :A Case Study of Pakistan. Interdisciplinary journal of contemporary research in business, 4(10), 393–403.
- 15- Silaban, P.(2017). The Effect of Capital Adequacy Ratio, Net Interest Margin and Non-Performing Loans on Bank Profitability: The Case of Indonesia, International Journal of Economics and Business Administration, 5(3), 58–69.
- 16- Suleiman, M. A., & Abu-Rub, N. (2012). The effect of capital structure on the performance of Palestinian financial institutions. British Journal of Economics, Finance and Management Sciences, 3(2), 92–101.
<https://www.academia.edu/15724136/>
- 17- Susan, J. and Nasieku, T.(2016). Effect of Capital on the Financial Performance of Commercial Banks in Kenya, Asian Journal of Business and Management, 4(5), 221–238.
- 18- Thornton, J. & Adedeji S. O.(2006). Saving, Investment and Capital Mobility in African Countries, Journal of African Economics,16(3),393–405.
<https://www.researchgate.net/publication/5213010>
- 19- Datasets: <https://www.scribd.com/document/234254525/Bankscope-Database-Guide>
