

استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية في دول مجلس التعاون الخليجي (جانفي 2007-أوت 2018)

Interest rate pass-through in GCC countries (January 2007-August 2018)

د. شلغوم عميروش

جامعة جيجل، الجزائر

chelghoum.amirouche88@yahoo.com

تاريخ القبول: 2019/04/27

تاريخ الاستلام: 2018/10/02

الملخص: موضوع البحث هو تقييم درجة وسرعة استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية في دول مجلس التعاون الخليجي باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة (جانفي 2007-أوت 2018). استخدمنا طريقة (Engle et Granger) التي تسمح بالتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات المتكاملة كلها من الرتبة الأولى، وتمكننا في نفس الوقت، من تقدير درجة الاستجابة في المدى الطويل. استخدمنا نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتقييم معامل التعديل ودرجة الاستجابة الحالية. خلصنا إلى أن درجة استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة في السوق النقدية في المدى القصير ضعيفة جدا، مع تسجيل غياب التأثير في عدة حالات. توصلنا أيضا إلى أن درجة استجابة أسعار الفائدة على الودائع والقروض لسعر الفائدة في السوق النقدية في المدى الطويل غير كاملة. يبدو أن انتقال تغيرات أسعار الفائدة في السوق النقدية، كوسيلة للسياسة النقدية، يتطلب وقتا طويلا قبل أن تنعكس كاملة في أسعار فائدة التجزئة، وهو ما يضعف بدوره من فعالية السياسة النقدية.

الكلمات المفتاحية: استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية، تكامل مشترك، نظم مالية، دول مجلس التعاون الخليجي، نموذج تصحيح الخطأ.

Abstract : The subject of this paper is to evaluate the interest rate pass-through in GCC countries over the period (January 2007-August 2018). We use the methodology of Engel and Granger to test whether the linear relationship between variables are co-integrated, and to evaluate the long run relationship. We use error correction model to estimate the short run relationship and the speed of adjustment coefficient. We find a sluggish and slow short run relationship between money market rate and retail interest rates, and there is no significant short run relationship in many cases. We find also that the long run pass-through from money market rate to deposit rate and lending rate are incomplete. The change in money market rate takes a long period to be fully reflected in retail interest rates, which in turn reduces the effectiveness of monetary policy.

Key Words: Interest rate pass-through, co-integration, ECM, financial systems, GCC countries.

JEL Classification : C22, E43, E44, E52

*مرسل المقال: شلغوم عميروش (chelghoum.amirouche88@yahoo.com).

المقدمة:

تُعرف آلية تأثير السياسة النقدية بأنها تلك العملية التي يُنقل من خلالها أثر قرارات السياسة النقدية إلى تغيرات في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل التضخم (Taylor, 1995)؛ ويحدث ذلك عادة بعد فترات زمنية طويلة نسبياً ومتغيرة. تشمل هذه الآلية قناة سعر الفائدة، قناة الإقراض الضيقة والموسعة، قناة أسعار الأصول، قناة سعر الصرف وأثر الإعلان (Mishkin, 2004). إن الفهم الجيد لمختلف هذه القنوات شرط ضروري لتنفيذ سياسة نقدية فعالة، لأنه يسمح بتكوين رأي حول نطاق وتوقيت تأثير قرار السياسة النقدية على الهدف أو الأهداف المراد تحقيقها.

يشكل تقويم استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية أحد الجوانب المهمة في تقدير فعالية انتقال قرارات البنك المركزي إلى الأهداف النهائية. في هذا الصدد، أكد (Kwapil and Scharler, 2006) على أن موضوع استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات سعر الفائدة الرئيسي يعتبر عاملاً مهماً لتحديد العلاقة بين قرارات السياسة النقدية والطلب الكلي والتضخم؛ فكلما كانت الاستجابة سريعة وكاملة، كلما زاد ذلك من سرعة وتأثير البنك المركزي على أسعار فائدة التجزئة وزادت، بالتالي، قدرته على بلوغ الهدف أو الأهداف النهائية، والعكس صحيح.

شكل موضوع استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية محورياً هاماً في العديد من الدراسات التي أجريت في عدة دول متقدمة ونامية. وما من شك بأن تناول هذا الموضوع بالتحليل والقياس في دول مجلس التعاون الخليجي ممثلة في المملكة العربية السعودية، الكويت، قطر، سلطنة عُمان والبحرين؛ في حين لم تتوفر البيانات عن الإمارات العربية المتحدة، يتميز بأهمية كبيرة، لمعرفة درجة وسرعة انتقال قرارات البنوك المركزية فيها، والمتمثلة في تغير سعر الفائدة في السوق النقدية كسعر فائدة رئيسي، إلى أسعار فائدة التجزئة، ممثلة في سعر الفائدة على الودائع وسعر الفائدة على القروض، والبحث في الأسباب المفسرة لهذه النتائج انطلاقاً مما تقدمه لنا الدراسات النظرية والتطبيقية المنجزة على دول متقدمة ونامية في هذا الموضوع.

● **إشكالية الدراسة:** نسعى في هذا البحث إلى الإجابة على التساؤل الرئيسي التالي:

ما هي سرعة ودرجة استجابة أسعار فائدة التجزئة (سعر الفائدة على القروض وعلى الودائع) لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة (جانفي 2007-أوت 2018)؟

● **منهج الدراسة:** للإجابة على الإشكالية السابقة الذكر، نعتمد على المنهج الوصفي والتحليلي، لإبراز الوقائع والحقائق التي تمثل مشكلة البحث، وذلك بعرض نتائج العديد من الدراسات التي تناولت هذا الموضوع في عدة دول متقدمة ونامية. كما سنقوم بعرض وتحليل إطار السياسات النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي. نعتمد في الجانب التطبيقي على أساليب التحليل القياسي ممثلة في طريقة (Engle and Granger) لمعرفة وجود التكامل المشترك بين مختلف المتغيرات والتي تمكننا أيضاً من تقويم درجة الاستجابة الطويلة الأجل؛ كما نعتمد على نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتقدير معامل التعديل ودرجة الاستجابة الحالية (خلال شهر).

● **تقسيم الدراسة:** نتناول باقي الدراسة وفقاً للخطة التالية. نقترح في الجزء الأول خلاصة لنتائج عينة من دراسات حول هذا الموضوع أجريت في عدة دول. نوضح في العنصر الثاني أطر ممارسة السياسة النقدية في دول المجلس. نخصص الجزء الثالث لعرض البيانات المستعملة وتبيان منهجية وخطوات التقدير. نلخص في الجزء الرابع نتائج التحليل القياسي. نبين في الجزء الخامس المحددات المحتملة لاستجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في دول المجلس. نلخص نتائج الدراسة في الخاتمة.

1. منهجية تقدير استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات سعر الفائدة الرئيسي ومحدداتها: قراءة في الدراسات
تناولت العديد من الدراسات موضوع سرعة ومدى استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في مختلف الدول المتقدمة والنامية مستخدمة عدة منهجيات للتقدير؛ كما ركز العديد منها على تبيان محددات الاستجابة. نقترح فيما يلي نتائج عينة من هذه الدراسات.

توصل الكاتبان (Cottarelli and Kourelis, 1994)، في دراسة حول استجابة أسعار الفائدة على القروض لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية ومعدل إعادة الخصم، شملت 31 دولة صناعية ونامية، إلى أن درجة وسرعة الاستجابة تختلف من دولة إلى أخرى خاصة في الأجل القصير؛ لكن تتقارب يتراجع درجات انتقال الأثر في أغلب الدول في المدى الطويل. تؤكد أن وجود سوق نقدية لأدوات الدين القصيرة الأجل، غياب قيود على حركة رأس المال الدولي، غياب قيود على المنافسة المصرفية وارتفاع نسبة ملكية القطاع الخاص للنظام المصرفي، عوامل تزيد من درجة وسرعة الاستجابة؛ في حين يقلل ارتفاع تذبذب السوق النقدية من سرعة ودرجة الاستجابة.

بحث (Borio and Fritz, 1995) في محددات استجابة أسعار الفائدة على القروض لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية، في دراسة شملت 12 دولة صناعية خلال الفترة (1984-1994)، وتوصلا إلى أن بعض الدول تمتاز بدرجة انتقال معتبرة في الأجل القصير، بينما تقل في دول أخرى؛ في حين تتجه درجة الاستجابة في الأجل الطويل إلى التقارب أكثر. تؤكد أن ارتفاع مستوى المنافسة في سوق الإقراض ووضوح الإشارات المتعلقة بتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية تعتبر من العوامل الأكثر مساهمة في زيادة سرعة ودرجة انتقال الأثر.

خلص (Angeloni and Ehrmann, 2003a) إلى أن قناة سعر الفائدة وكذا قناة الإقراض أصبحتا أكثر فاعلية في نقل آثار السياسة النقدية، وأكثر تجانساً بين دول منطقة اليورو بعد اعتماد اليورو كعملة موحدة. وفي دراسة أخرى، توصل الكاتبان (Angeloni and Ehrmann, 2003b) إلى أن الاستجابة الحالية والطويلة الأجل لأسعار الفائدة على الودائع وعلى القروض لسعر الفائدة الرئيسي قد ارتفعت بعد اعتماد اليورو (خلال الفترة (1999-2002)) مقارنة بالفترة قبل اعتماد اليورو (1990-1998).

تناول (Kaufmann and Scharler, 2006) تقويم انتقال الأثر الحالي إلى أسعار الفائدة على القروض خلال الفترة جانفي 1990-جانفي 2005 في تسع دول أوروبية والولايات المتحدة الأمريكية. بلغت قيمة هذا الانتقال، في المتوسط، 0.48 في الدول الأوروبية التسع، وبلغت في الولايات المتحدة الأمريكية 0.92. يعود هذا التباين إلى

اختلاف النظم المالية، إذ تؤكد أن الدول التي تتميز بضعف درجة الانتقال هي التي يتميز نظامها المالي بانخفاض نسبة القروض القصيرة الأجل الممنوحة للشركات إلى إجمالي أصول المصارف، أو كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. تبين من دراسة لصندوق النقد الدولي (IMF, 2008) حول تقدير تأثير التحولات في النظام المالي على انتقال أثر سعر الفائدة الرئيسي إلى أسعار فائدة التجزئة، منذ المنتصف الثاني من الثمانينات إلى غاية جوان 2008 في الولايات المتحدة الأمريكية، ومن سنة 1998 إلى غاية جوان 2008 في منطقة اليورو، أن انتقال الأثر قد انخفض بمرور الوقت، خاصة في الولايات المتحدة الأمريكية؛ يرجع ذلك أساسا إلى التحرير المالي الذي سمح للمصارف بالتحول إلى أسواق رأس المال للحصول على التمويل للتوسع في منح القروض، بدلا من تعبئة الودائع.

توصل (Mojon, 2000) في دراسته التي شملت ألمانيا، إيطاليا، فرنسا، إسبانيا وهولندا إلى أن متوسط الاستجابة الحالية لسعر الفائدة على القروض القصيرة الأجل والقروض العقارية (الطويلة الأجل) لسعر الفائدة في السوق النقدية بلغت على التوالي 0.73 و 0.31؛ في حين بلغ متوسط الاستجابة الحالية لسعر الفائدة على الودائع 0.27. تؤكد أن ارتفاع معدل التضخم، زيادة منافسة مصادر التمويل الأخرى (أسواق رأس المال)، زيادة المنافسة بين المصارف تزيد في درجة وسرعة الانتقال، في حين يُضعف كل من ارتفاع درجة تذبذب السوق النقدية وارتفاع تكاليف التشغيل (كنسبة بين تكاليف العمالة وإجمالي العوائد) من درجة وسرعة الانتقال.

خلص (De Bondt et al., 2005)، في دراسة على الدول الأوروبية، إلى أن الاستجابة الحالية لأسعار الفائدة على الودائع بلغت 0.36، في حين بلغت الاستجابة الطويلة الأجل 0.68؛ وتراوح قيمة الاستجابتين بين 0.04 إلى 0.38 و 0.48 إلى 0.74 بالنسبة لأسعار الفائدة على القروض على التوالي. هذا وقد أكدت الدراسة على أن اعتماد اليورو في عام 1999 زاد من سرعة ودرجة الانتقال.

قوم (Singhet al., 2008) مدى استجابة أسعار الفائدة على الودائع، على القروض وعلى سندات الحكومة القصيرة والطويلة الأجل لسعر الفائدة القصير الأجل في السوق النقدية، في دراسة شملت خمس دول متقدمة (بريطانيا، كندا، أستراليا، الولايات المتحدة الأمريكية وألمانيا) وخمس دول آسيوية (كوريا، ماليزيا، الفلبين، تايلندا وأندونيسيا)، وتوصلوا إلى أن استجابة أسعار فائدة التجزئة الحالية وفي الأجل الطويل أكبر في الدول المتقدمة منها في دول آسيا؛ ويزداد هذا الفرق بالنسبة للاستجابة الحالية. يرجع ذلك، حسب الباحثين، أساسا إلى اختلاف مستوى تطور النظام المالي. وقد تؤكد أن ارتفاع درجة المنافسة في النظام المصرفي وزيادة حجم السوق المالي وتنوعه تشكل عوامل تؤثر إيجابيا في سرعة ودرجة الاستجابة.

حاول (Gigineishvili, 2011) تحديد محددات انتقال تغيرات سعر الفائدة الرئيسي إلى أسعار فائدة التجزئة في عدة دول متقدمة، ناشئة ونامية و توصل إلى أنه يرتبط بمجموعة من المحددات الاقتصادية، وخصائص النظام المالي ونظام سعر الصرف. هكذا، يشكل كل من ارتفاع نصيب الفرد من الناتج (كمؤشر يعكس تطور الدولة وتطور نظامها المالي)، ارتفاع معدل التضخم ومستوى سعر الفائدة، نظام سعر الصرف المرن، جودة الائتمان (انخفاض نسبة القروض المتعثرة)، انخفاض التكاليف العامة وزيادة المنافسة المصرفية عوامل تساهم في زيادة درجة الانتقال. أما ارتفاع

تذبذب السوق النقدية، فائض السيولة المصرفية، ارتفاع ربحية المصارف (كمؤشر لضعف المنافسة)، فإنها تشكل عوامل تساهم في إضعافها.

توصل (Amarasekara, 2005)، في دراسة على سيريلانكا، إلى أن انتقال أثر سعر الفائدة في السوق النقدية إلى أسعار فائدة التجزئة يتميز بالبطء والضعف. أشارت الدراسة إلى عدة احتمالات لضعف انتقال الأثر منها: ضعف المنافسة في النظام المالي، السلوك الاحتكاري للمصارف، مشاكل عدم تماثل المعلومات وارتفاع تكاليف خدمات المصارف.

بين (Horváth et al., 2006)، في دراسة على المجر، أن أسعار الفائدة على القروض والودائع بالنسبة للشركات تستجيب بدرجة وبسرعة أكبر مقارنة بأسعار الفائدة على الودائع والقروض بالنسبة للأسر. يعزى ذلك إلى زيادة المنافسة في قطاع الشركات مقارنة بقطاع الأسر. تساهم زيادة المنافسة وتطور أسواق رأس المال في زيادة درجة الاستجابة؛ في حين يؤثر ارتفاع درجة التذبذب في السوق النقدية، فائض السيولة المصرفية والفائض في رأس المال سلبي على درجة وسرعة الاستجابة.

توصل الكاتبان (Yüksel and Özcan, 2012) في دراسة حول استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في تركيا، إلى أن هناك انتقالاً غير كامل للأثر في الأجل القصير وانتقالاً كاملاً للأثر في الأجل الطويل بالنسبة لأسعار الفائدة على القروض، في حين لا توجد علاقة ذات معنوية بين سعر الفائدة الرئيسي وأسعار الفائدة على الودائع نتيجة بطء سرعة التعديل.

توصل (Qayyum et al., 2005)، في دراسة على باكستان، إلى أن وجود جمود في استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار فائدة السوق النقدية. يرجع السبب في ذلك، حسب الباحثين، إلى ارتفاع التكاليف في المصارف، بالإضافة إلى ارتفاع درجة التركيز في النظام المصرفي. أخيراً، خلص (Fazal and Salam, 2013)، في دراسة على باكستان حول استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي خلال الفترة جوان 2005 – ماي 2011، إلى وجود انتقال غير كامل بسبب ارتفاع الهامش المصرفي وانخفاض درجة المنافسة المصرفية.

ما يمكن استخلاصه من الدراسات السابقة هو أن درجة وسرعة استجابة أسعار الفائدة تزيد في الدول المتقدمة مقارنة بالدول النامية لعدة أسباب تعتبر في النهاية محددات لدرجة وسرعة الاستجابة. يمكن التأكيد على أن ارتفاع معدل التضخم، حرية حركة رأس المال، زيادة المنافسة في النظام المصرفي، تطور أسواق رأس المال وتنوعها، ارتفاع مستوى أسعار الفائدة وسيادة نظام سعر الصرف المرن كلها عوامل تزيد من درجة وسرعة استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي؛ في حين يؤدي فائض السيولة المصرفية، ارتفاع ربحية المصارف، ارتفاع تذبذب السوق النقدي إلى إضعاف سرعة ودرجة الاستجابة. بالإضافة إلى ذلك، بين (Sorensen and Werner, 2006) بأن تنوع محفظة المصارف يزيد من درجة الانتقال، في حين يؤدي ارتفاع رأس مال المصارف، ارتفاع خطر سعر الفائدة وجمود تكلفة موارد المصارف إلى إضعافها.

2. إطار السياسات النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي

ترتكز السياسات النقدية في مختلف دول المجلس على ربط العملات المحلية بالدولار الأمريكي بصفة رسمية منذ بداية 2003 في إطار الربط التقليدي (باستثناء الكويت التي تقوم بربطه بسلة من العملات منذ شهر مايو من سنة 2007). وبالرغم من أن هذا الربط يساعد في استقرار العائدات المحلية للصادرات النفطية، ويعطي نوعاً من الاستقرار الكلي؛ لأنه يضمن مصداقية كبيرة على السياسات النقدية لهذه الدول، إذ يثبت توقعات الأسعار على المدى الطويل، ويحد من مخاطر أسعار الصرف (تقلبات أسعار الصرف الحادة) المتعلقة بالاقتراض الدولي، وبالتالي، فإنه يسمح باستقرار التجارة وجذب الاستثمارات الدولية؛ إلا أنه يزيد القيود على السياسة النقدية ويجعلها غير مستقلة، لأن أسعار الفائدة الرئيسية لهذه الدول (والتي تنقل قرارات السياسة النقدية إلى أسعار الفائدة الطويلة الأجل، وأسعار الأصول المالية والحقيقية، وعرض الائتمان...) تابعة بشكل وثيق لتطورات أسعار الفائدة في الولايات المتحدة الأمريكية، وبالتالي، فإن مصارفها المركزية ترتبط في قراراتها بشكل وثيق بقرارات الاحتياطي الفدرالي الأمريكي. يخضع الإطار السابق إلى ما يعرف بالثلاثية المستحيلة لمندل، والتي تؤكد أنه لا يمكن الجمع بين حرية حركة رأس المال، ونظام سعر الصرف الثابت واستقلالية السياسة النقدية (Mohamed Dally, 2007, p.47). ومع اتجاه الدول إلى الاندماج المالي وإقرار حرية حركة رأس المال، بما فيها دول المجلس، يكون الاختيار ما بين نظام سعر الصرف الثابت والسياسة النقدية المستقلة، وبالتالي، فإن دول المجلس تتبع نظاماً يجمع ما بين حرية حركة رأس المال، نظام سعر صرف ثابت وسياسة نقدية غير مستقلة.

ونلاحظ من الجدول رقم (01)، أن كل دول المجلس (باستثناء الكويت) قد تبنت عملياً نظام سعر الصرف الثابت قبل سنة 2003، كما نلاحظ في حالات البحرين وقطر منذ ثمانينات القرن الماضي، أما السعودية وعمان فقد شهدت أسعار صرف عملاتها مقابل الدولار بعض التقلبات الصغيرة في ثمانينات القرن الماضي، لكنها عملياً تتبع نظام سعر الصرف الثابت.

الجدول 01: "تطور أسعار صرف عملات دول المجلس (وحدات من العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي)"

	1980	1985	1990	1995	2000	2010	2013	2016
البحرين	0,376	0,376	0,376	0,376	0,376	0,376	0,376	0,376
الكويت	0,2712	0,289	0,2885	0,2989	0,3054	0,2806	0,2822	0,2822
عمان	0,3454	0,3454	0,3845	0,3845	0,3845	0,3845	0,3845	0,3845
قطر	3,64	3,64	3,64	3,64	3,64	3,64	3,64	3,64
السعودية	3,325	3,645	3,745	3,745	3,745	3,75	3,75	3,75

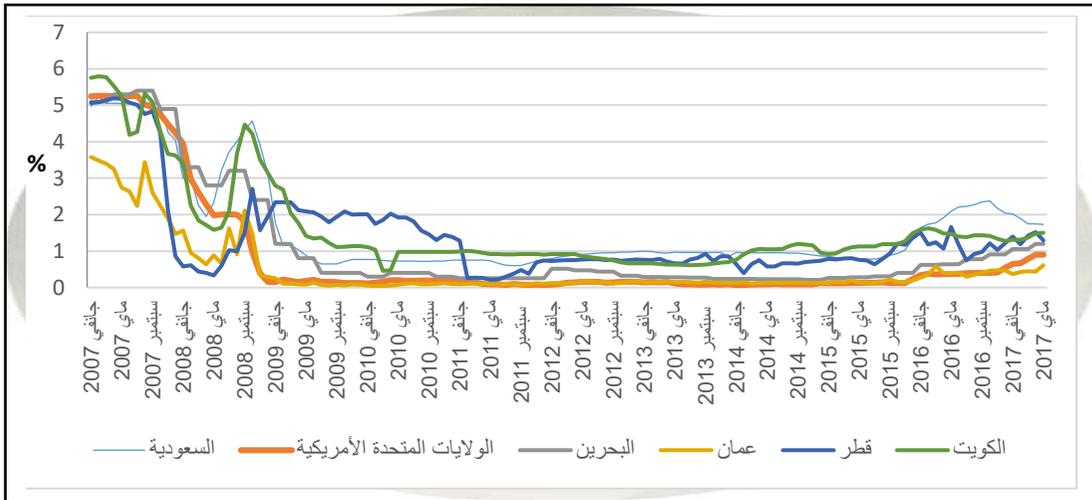
المصدر: صندوق النقد العربي، قاعدة بيانات صندوق النقد العربي، 2018، على الموقع:

http://www.amf.org.ae/ar/arabic_economic_database

تتضح تبعية السياسة النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي للسياسة النقدية في الولايات المتحدة الأمريكية في الشكل (01). يؤكد هذا الأخير، أن أسعار الفائدة الرئيسية تتطور في نفس الاتجاه على مدى فترة طويلة من

الزمن. وقد استخدمنا متوسط سعر الفائدة في السوق النقدية (السوق ما بين المصارف) كمؤشر لأسعار الفائدة الرئيسية. ونلاحظ أنها منسجمة مع مستويات أسعار الفائدة في الولايات المتحدة الأمريكية، والتي شهدت انخفاضا مع بداية أزمة الرهن العقاري. نلاحظ وجود بعض الاختلافات الطفيفة، كما هو ملاحظ مثلا في حالة قطر في سنة 2009، إذ قام مصرف قطر المركزي برفع أسعار الفائدة مقارنة بأسعار الفائدة الأمريكية للحد من ارتفاع التضخم وتقليل نمو الائتمان.

الشكل 01: "تطور أسعار الفائدة في السوق النقدية في الولايات المتحدة الأمريكية ودول مجلس التعاون الخليجي (جانفي 2007 - ماي 2017)"



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على:

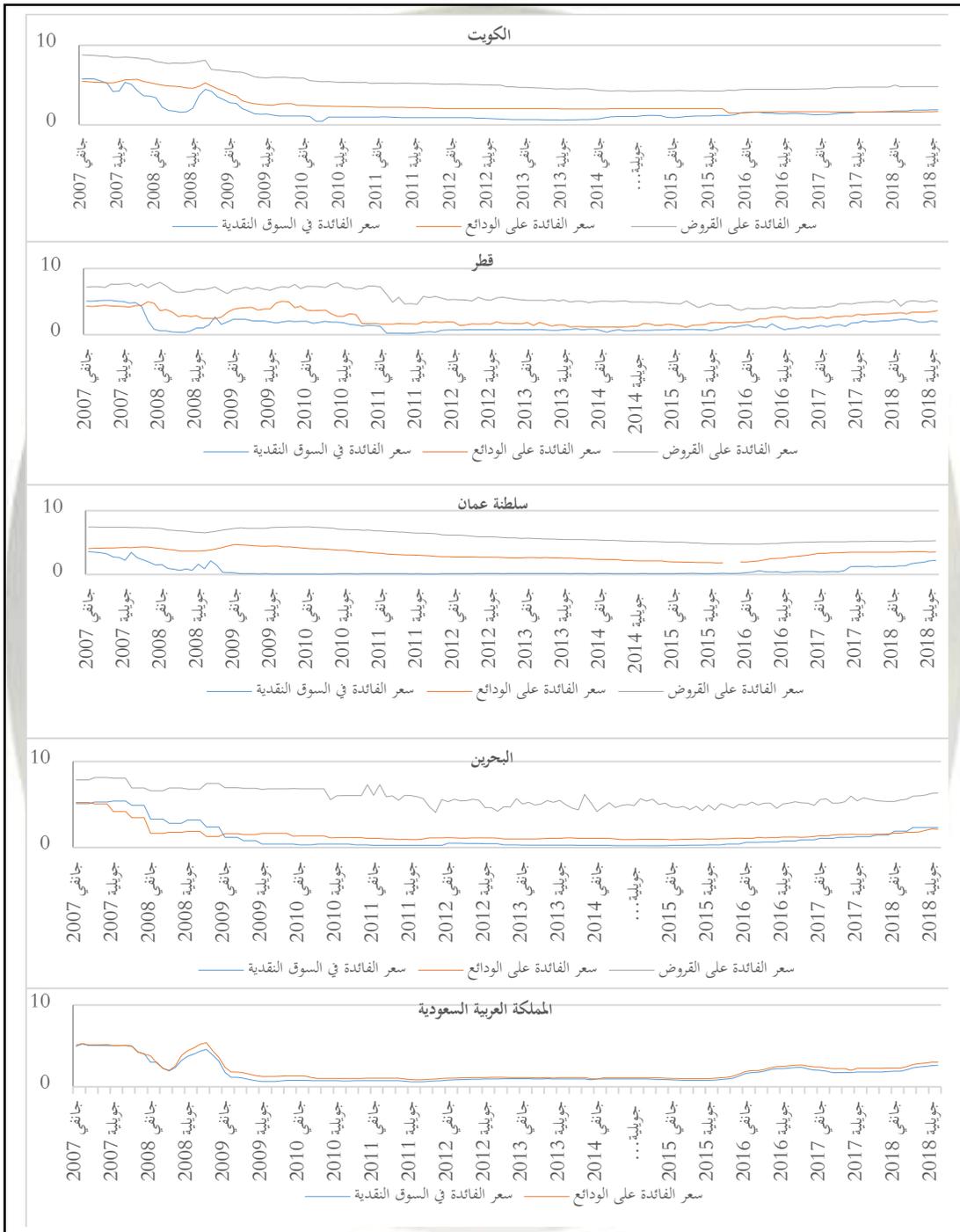
International Monetary Fund, International Financial statistics; <http://elibrary-data.imf.org>.

3. بيانات الدراسة وخطوات التقدير

1.3. البيانات المستخدمة

بغرض تقدير درجة وسرعة استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة جانفي 2007-أوت 2018، نستخدم بيانات شهرية لأسعار الفائدة الرئيسية وأسعار فائدة التجزئة. يتمثل سعر الفائدة الرئيسي في متوسط سعر الفائدة في السوق النقدية لمدة شهر (MMR)؛ وتتمثل أسعار فائدة التجزئة في متوسط سعر الفائدة على القروض (CRER) ومتوسط سعر الفائدة على الودائع (DEPR)، مع عدم توفر بيانات شهرية عن سعر الفائدة على القروض بالنسبة للسعودية. يوضح الشكل رقم (2) السلاسل الزمنية للمتغيرات السابقة في دول مجلس التعاون الخليجي.

الشكل 02: "تطور أسعار الفائدة الرئيسية والتجزئة في دول المجلس (جانفي 2007-أوت 2018)"



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على:

- International Monetary Fund, International Financial statistics; <http://elibrary-data.imf.org>.

2.3. المنهجية المتبعة ونموذج التقدير

أ. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية: لدراسة العلاقة بين متغيرين؛ ولتفادي الانحدار الزائف، نبدأ بدراسة مستوى استقرارية السلاسل الزمنية باستعمال اختبار (ADF, 1979)، واختبار (PP, 1988)؛

ب. اختبار علاقة التكامل المشترك: نعتمد على طريقة (Engle et Granger) في مرحلتين. ندرس في المرحلة الأولى درجة تكامل المتغيرين المستقل والتابع لتأكد من كونهما متكاملين من نفس الرتبة. نقدر في المرحلة الثانية العلاقة الطويلة الأجل بين المتغيرين بتحليل الانحدار الخطي البسيط، ثم نستخرج سلسلة البواقي لتأكد من كونها متكاملة من الرتبة صفر، أي كونها مستقرة، حتى نتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك (Bourbonnais, 2005 et 2015). يمكننا إتباع هاتين المرحلتين من معرفة وجود علاقة التكامل المشترك بين مختلف أسعار الفائدة الرئيسية وأسعار فائدة التجزئة وتقدير الاستجابة الطويلة الأجل.

ت. نموذج لتقدير استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي: تُفسر استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية بما يعرف بمقاربة تكلفة التمويل (Cost of Funds Approach) الواردة في دراسة (De Bondt, 2002). وفقا لهذه المقاربة، تعكس أسعار الفائدة في السوق النقدية التكلفة الحدية أو تكلفة الاحتفاظ بالأموال لأن المصارف تعتمد عليها في عمليات الاقتراض القصير الأجل؛ كما أنها تمثل تكلفة الفرصة البديلة لودائع الأسر والشركات، نظرا لوجود احتمالات استثمارها وتوظيفها في فرص بديلة في أسواق رأس المال أو السندات الحكومية القصيرة الأجل. بالإضافة إلى ذلك، تشمل أسعار فائدة التجزئة، بالنسبة للمصارف، قسطا إضافيا يتعلق بمخاطر تحويل الآجال في عملياتها. وترتكز هذه المقاربة على وجود علاقة طردية بين أسعار الفائدة في السوق النقدية وأسعار فائدة التجزئة (على الودائع والقروض)، يمكن صياغتها كما يلي:

$$I_t = \alpha + \beta P_t + \mu_t \dots\dots\dots(1)$$

يمثل I_t أسعار فائدة التجزئة (متوسط أسعار الفائدة على الودائع، على القروض)، P_t سعر الفائدة الرئيسي (متوسط سعر الفائدة في السوق النقدية لمدة شهر)، β درجة الاستجابة الطويلة الأجل و μ_t سلسلة البواقي. تعكس المعادلة (1) علاقة التأثير الطويلة الأجل بين سعر الفائدة الرئيسي وأسعار فائدة التجزئة، أي أنها لا تبين سرعة التعديل أو درجة الاستجابة القصيرة الأجل. يمكن الحصول على هذه الأخيرة باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) بإعادة كتابة المعادلة السابقة كما يلي :

$$\Delta I_t = c + \gamma \Delta P_t + \theta(I_{t-1} - \alpha - \beta P_{t-1}) + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2)$$

حيث يمثل γ درجة انتقال الأثر في الأجل القصير (الحالي)، $(I_{t-1} - \alpha - \beta P_{t-1})$ حد تصحيح الخطأ و θ معامل سرعة التعديل (مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة)، والذي يجب أن يكون سالبا لأنه يشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة القصيرة الأجل نحو العلاقة الطويلة الأجل.

4. النتائج والتحليل

1.4. تحليل استقرارية السلاسل الزمنية: أخضعنا كل المتغيرات إلى اختبارات ADF و PP لمعرفة وجود أو عدم وجود جذر الوحدة لتفادي الانحدار الزائف، مع تحديد عدد فترات التأخر في كل مرة بناءً على معاملات (Akaike-Schwarz criterion). يتبين من خلال النتائج المرصدة في الملحق 01، أن كل السلاسل الزمنية لدول مجلس التعاون الخليجي غير مستقرة عند مستوى معنوية 1، 5 و 10%، باستثناء السلسلة الزمنية لسعر الفائدة في السوق النقدية في الكويت والتي تمتاز بالاستقرارية عند مستوى 10% بالنسبة لاختبار ADF، لكنها غير مستقرة بالنسبة لاختبار PP. هذا وبحساب الفرق الأول للسلاسل الزمنية المعنوية (DMMR, DCRER, DDEPR)، للنماذج الثلاثة، تصبح كلها مستقرة عند مستوى معنوية مرتفع، وبالتالي فإن (MMR, CRER, DEPR) متكاملة من الرتبة (1)، كما يتضح ذلك من النتائج المرصدة في الملحق 02.

2.4. اختبار التكامل المشترك

اعتمدنا من أجل ذلك على المرحلتين السابقتين لطريقة (Engle and Granger). تأكدنا في المرحلة الأولى من أن الفروق الأولى لكل المتغيرات مستقرة، أي أن كل المتغيرات متكاملة من نفس الرتبة (1). بقي لنا أن نقوم، في المرحلة الثانية، بتحليل الانحدار الخطي البسيط بين أسعار الفائدة الرئيسية وأسعار فائدة التجزئة وذلك باستخدام المعادلة (1)، ثم نستخرج سلسلة البواقي ونختبر مدى استقرارها، انطلاقاً من المعادلة السابقة (1) في كل مرة، كمايلي:

$$\mu_t = I_t - \alpha - \beta P_t \dots\dots\dots(3)$$

وبإتباع الخطوات السابقة، توصلنا إلى النتائج التالية.

الجدول 02: "نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة (Engle et Granger)"

السعودية	α	β	اختبار ADF لسلسلة البواقي
DEPR	0.3015 (11.26458)	0.9918 (78.34772)	*3.899928-
الكويت	α	β	اختبار ADF لسلسلة البواقي
DEPR	1.2069 (12.3.313)	0.8341 (17.27102)	*4.638224-
CRER	3.97 (37.30009)	0.9021 (17.21493)	**1.987812-
قطر	α	β	اختبار ADF لسلسلة البواقي
DEPR	1.6852 (15.23935)	0.6852 (12.37546)	*2.889995-
CRER	4.8829 (34.60448)	0.5317 (6.990052)	*4.072095-
عمان	α	β	اختبار ADF لسلسلة البواقي
DEPR	2.9309 (38.95239)	0.4205 (5.847270)	*5.861961-

	0.2732 (2.946495)	5.8558 (60.79019)	CRER
اختبار ADF لسلسلة البواقي	β	α	البحرين
*3.685320-	0.5992 (25.20235)	0.8201 (18.17835)	DEPR
**3.334743-	0.4762 (11.30535)	5.2697 (65.92440)	CRER

t-statistic بين قوسين. (*) تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1%، 5% (**): تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 10%.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 10).

يتضح جلياً من الجدول السابق أن كل النماذج تتميز بوجود علاقة تكامل مشترك بين مختلف أسعار الفائدة في السوق النقدية وأسعار فائدة التجزئة، لأن سلسلة البواقي لتحليل الانحدار مستقرة. يمثل المعامل (β) درجة الاستجابة الطويلة الأجل لأسعار الفائدة على الودائع والقروض لسعر الفائدة في السوق النقدية. بلغت درجة استجابة سعر الفائدة على الودائع لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في السعودية، الكويت، قطر، عُمان والبحرين القيم 0.99، 0.83، 0.68، 0.42، و0.59، على التوالي؛ في حين بلغت درجة استجابة سعر الفائدة على القروض لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في الكويت، قطر، عُمان والبحرين القيم 0.90، 0.53، 0.27، و0.47، على التوالي. مما سبق، يمكن القول أن درجة الاستجابة الطويلة الأجل لأسعار فائدة التجزئة لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في دول المجلس غير كاملة، كما تعتبر أقل في أسعار الفائدة على القروض مقارنة بأسعار الفائدة على الودائع (باستثناء الكويت).

3.4 تقدير درجة انتقال الأثر في الأجل القصير ومعامل سرعة التعديل باستخدام نموذج ECM: لبلوغ ذلك، نستخدم المعادلة رقم (2) السابقة، حيث يمثل حد تصحيح الخطأ سلسلة البواقي في المعادلة (3) لفترة سابقة، والذي يمكن كتابته كما يلي:

$$\mu_{t-1} = I_{t-1} - \alpha - \beta P_{t-1} \dots \dots \dots (4)$$

بتعويض حد تصحيح الخطأ لفترة سابقة في المعادلة (2)، يمكن إعادة كتابتها كما يلي:

$$\Delta I_t = c + \gamma \Delta P_t + \theta \mu_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (5)$$

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، يمكن تقدير العلاقة القصيرة الأجل وسرعة معامل التعديل انطلاقاً من المعادلة (5) للنماذج الثلاثة (نموذج ECM). هكذا توصلنا إلى النتائج التالية (الجدول 03).

الجدول 03: "نتائج تحليل ECM لدول مجلس التعاون الخليجي"

R ²	θ	γ	C	السعودية
0.79	-0.196221 (-3.854725)	0.947568 (22.96139)	0.000884 (0.090701)	DEPR
R ²	θ	γ	C	الكويت
0.31	-0.26649 (-4.562900)	0.224580 (7.655467)	-0.020896 (-2.553483)	DEPR
0.14	-0.026758 (-2.033735)	0.157846 (4.445966)	-0.024092 (-2.438039)	CRER
R ²	θ	γ	C	قطر
0.09	-0.1142273 (-3.706679)	-0.001299 (-0.018018)	-0.005585 (-0.242862)	DEPR
0.01	-0.024252 (-0.848994)	-0.039556 (-0.431298)	-0.015758 (-0.539408)	CRER
R ²	θ	γ	C	عمان
0.12	-0.028075 (-4.278028)	-0.032856 (-1.412133)	-0.004215 (-0.709516)	DEPR
0.028	-0.010299 (-1.967568)	-0.009182 (-0.486352)	-0.015478 (-3.245847)	CRER
R ²	θ	γ	C	البحرين
0.35	-0.117552 (-3.447245)	0.560022 (8.531076)	-0.011168 (-0.814348)	DEPR
0.12	-0.221027 (-4.23005)	0.127869 (0.717324)	-0.008326 (-0.218963)	CRER

t-statistic بين قوسين.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 10).

وفقاً للنتائج السابقة، يتضح أن معاملات التعديل كلها سالبة، وهو ما يتوافق والنظرية الاقتصادية؛ كما أنها، في نفس الوقت، ذات معنوية إحصائية (باستثناء معامل التعديل لسعر الفائدة على القروض في قطر)، أي أن سلوك أسعار فائدة التجرئة تتجه لتصل إلى وضع التوازن الطويل الأجل. لا توجد استجابة حالية (خلال شهر) لأسعار الفائدة على الودائع وعلى القروض لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في كل من قطر وعمان، لعدم معنوية معاملات التقدير السالبة والضعيفة جداً؛ كما لا توجد استجابة لسعر الفائدة على القروض في المدى القصير لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في البحرين لعدم معنوية معامل التقدير. تبلغ درجة الاستجابة الحالية لسعر الفائدة على الودائع لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في السعودية (0.947)، أي أنها تكاد تكون كاملة.

تبلغ درجة الاستجابة الحالية لأسعار الفائدة على الودائع والقروض لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في الكويت (0.224) و(0.157)، على التوالي. تبلغ درجة الاستجابة الحالية لسعر الفائدة على الودائع لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في البحرين (0.560).

يمكن حساب عدد الفترات (الأشهر) اللازمة لاكتمال استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغير سعر الفائدة الرئيسي (Mean Adjustment Lag)، باستخدام الصيغة التي استخدمت في عدة دراسات مثل: Scholnick, (1996)، (Doornik and Hendry, 1994)، و(Espinoza-Vega and Rebutti, 2003)، وهي:

$$\text{Mean Adjustment Lag (M. A. L)} = \frac{1 - \gamma}{-\theta}$$

حيث يمثل γ درجة انتقال الأثر في الأجل القصير (الحالي) و θ معامل سرعة التعديل. كلما كان هذا المعامل كبيراً، كلما دل ذلك على جمود درجة الاستجابة، أي أن تعديل أسعار فائدة التجزئة لتغير سعر الفائدة الرئيسي يأخذ وقتاً طويلاً، والعكس صحيح. باستخدام الصيغة السابقة، حصلنا على النتائج المرصدة في الجدول (04).

الجدول 04: "عدد الأشهر اللازمة لكي تنعكس تغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية كاملةً في أسعار فائدة

التجزئة في دول المجلس

السعودية	الكويت	قطر	عُمان	البحرين	
0.26	2.9	8.74	36.8	3.74	DEPR
-	31.4	39.6	38	3.94	CRER

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج الجدول رقم(3).

يتضح من نتائج الجدول السابق أن تغير سعر الفائدة في السوق النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي يستلزم 0.26 شهر (أي في حدود ثمانية أيام) لينعكس بصفة كاملة في سعر الفائدة على الودائع في السعودية؛ تبلغ المدة السابقة في الكويت بنحو 3 أشهر، وترتفع في البحرين لنحو 4 أشهر؛ في حين تصل في قطر وعمان إلى نحو 9 أشهر و37 شهر، على التوالي. يدل هذا على أنه باستثناء المملكة العربية السعودية تأخذ تغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية وقتاً طويلاً قبل أن ينعكس بصفة كلية في أسعار الفائدة على الودائع، مما يدل على وجود جمود في درجة الاستجابة. نلاحظ كذلك أن تغير سعر الفائدة في السوق النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي يستلزم نحو 4 أشهر لينعكس بصفة كاملة في سعر الفائدة على القروض في البحرين؛ وترتفع المدة السابقة في الكويت إلى ما يفوق السنتين والنصف؛ كما تتجاوز ثلاث سنوات في كل من قطر وعمان. يتبين مما سبق أن استجابة أسعار الفائدة على الودائع لتغيرات مختلف أسعار الفائدة الرئيسية أكبر من درجة استجابة أسعار الفائدة على القروض و التي تتميز بكونها ضعيفة جداً في المدى القصير وغير مكتملة في المدى الطويل. يدل هذا، عملياً، على ضعف فعالية السياسة النقدية في التأثير على الطلب الكلي عن طريق التأثير في أسعار الفائدة على القروض، وبالتالي بلوغ الأهداف النهائية.

5. محددات استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في دول مجلس التعاون الخليجي

انطلاقاً من نتائج الدراسات السابقة الذكر الواردة في العنصر الأول من الدراسة، يمكن رصد المحددات المحتملة لضعف وجود درجة استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة في السوق النقدية في الجدول الموالي رقم (5).

الجدول 05: "المحددات المحتملة لضعف استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في دول المجلس"

البحرين	درجة التركيز	هامش سعر الفائدة	تنوع محفظة المصارف	التكاليف	الربحية	جمود موارد المصارف	الرسملة البورصية	حصاة 10 شركات من إجمالي الرسملة البورصية
2012	96,65	4,95	27,81	35,97	12,41	68,87	54,43	-
2013	96,73	4,87	28,18	35,62	15,95	67,90	-	-
2014	96,50	4,88	29,01	34,02	12,82	70,64	64,52	-
الكويت	درجة التركيز	هامش سعر الفائدة	تنوع محفظة المصارف	التكاليف	الربحية	جمود موارد المصارف	الرسملة البورصية	حصاة 10 شركات من إجمالي الرسملة البورصية
2012	100	2.94	30.22	31.26	9.81	56.81	56,73	-
2013	100	2.54	28.23	32.00	8.33	60.14	-	-
2014	-	2.24	29.92	31.57	9.16	68.20	-	-
عمان	درجة التركيز	هامش سعر الفائدة	تنوع محفظة المصارف	التكاليف	الربحية	جمود موارد المصارف	الرسملة البورصية	حصاة 10 شركات من إجمالي الرسملة البورصية
2012	100	3.39	27.32	52.39	12.64	32.17	37,41	39,82
2013	100	3.02	27.01	55.58	12.97	34.35	72,71	36,56
2014	100	3.06	27.05	52.70	11.88	36.29	45,60	35,77
قطر	درجة التركيز	هامش سعر الفائدة	تنوع محفظة المصارف	التكاليف	الربحية	جمود موارد المصارف	الرسملة البورصية	حصاة 10 شركات من إجمالي الرسملة البورصية
2012	100	3,71	25,14	12,97	17,11	48,60	66,17	-
2013	100	3,69	26,16	27,75	16,13	55,58	74,99	75,7
2014	100	3,61	26,50	27,75	16,18	61,45	81,11	71,54
السعودية	درجة التركيز	هامش سعر الفائدة	تنوع محفظة المصارف	التكاليف	الربحية	جمود موارد المصارف	الرسملة البورصية	حصاة 10 شركات من إجمالي الرسملة البورصية
2012	79,88	-	33,8	35,18	14,61	25,77	48,39	58,11
2013	79,15	-	33,11	35,37	14,79	28,86	56,41	54,80
2014	77,79	-	33,49	35,03	15,51	32,68	63,10	50,11

-درجة التركيز: أصول أكبر خمسة مصارف من إجمالي الأصول المصرفية؛ هامش سعر الفائدة: الفرق بين متوسط سعر الفائدة على القروض وسعر الفائدة على الودائع؛ تنوع محفظة المصارف: العائد خارج الفائدة كنسبة من إجمالي العائد للمصارف؛ التكاليف: تكاليف التشغيل كنسبة من إجمالي العوائد المصرفية؛ الربحية: العائد على أسهم الملكية؛ جمود موارد المصارف: إجمالي الودائع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي؛ الرسملة البورصية: إجمالي الأسهم المتداولة في البورصة كنسبة من الناتج الإجمالي.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على:

World Bank. (2016). global financial development database, <http://data.worldbank.org/>

انطلاقاً من نتائج الدراسات السابقة الذكر والبيانات الواردة في الجدول السابق رقم (5)، يمكن إرجاع ضعف انتقال تغيرات أسعار الفائدة الرئيسية إلى أسعار الفائدة على الودائع والقروض في دول المجلس إلى ارتفاع درجة التركيز في النظم المصرفية، حيث بلغ مؤشر إجمالي الأصول المصرفية للمصارف الخمسة الكبرى نسبة مرتفعة من إجمالي الأصول المصرفية، ما يدل على ضعف المنافسة المصرفية. يعتبر كذلك جمود تكلفة الموارد عاملاً يمكن أن يساهم في ضعف انتقال الأثر، لارتفاع إجمالي الودائع كنسبة من الناتج الإجمالي في دول المجلس. نلاحظ أن هناك مجال كبير لتطوير أسواق رأس المال في دول المجلس لتساهم في زيادة انتقال الأثر وزيادة سرعته، لأن إجمالي الأسهم المتداولة في البورصة كنسب من الناتج بالرغم من ارتفاعها، لا يزال هناك مجالاً لزيادتها، مع ارتفاع درجة التركيز (في الدول التي توفرت عنها البيانات)، لسيطرة أكبر 10 شركات على نسب مرتفعة من الأسهم المتداولة. نلاحظ ضعف تنوع محفظة المصارف (العائد خارج الفوائد كنسبة من إجمالي العوائد المصرفية)، ما يدل على تركيز المصارف على القروض المصرفية في أنشطتها؛ إضافة إلى ارتفاع تكاليف التشغيل، وارتفاع ربحية المصارف (ربحية الأموال الخاصة)، كمؤشر على ضعف مستوى المنافسة المصرفية. يمكن إضافة عامل ارتفاع الهامش المصرفي كذلك في تفسير ضعف انتقال درجة الاستجابة ودول مدتها.

الخاتمة:

يمكن أن نلخص أهم النتائج التي توصلنا إليها من خلال هذه الدراسة حول تقويم سرعة ودرجة استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة جانفي 2007- أوت 2018، فيما يلي. يبدو جلياً أن الأثر الحالي (خلال شهر) لسعر الفائدة في السوق النقدية على سعر الفائدة على الودائع يكاد يكون كاملاً في السعودية، في حين ينخفض في البحرين والكويت إلى 0.22 و 56.0 على التوالي، وهو غائب في كل من قطر وسلطنة عمان. كما يبدو جلياً أن التأثير الحالي لسعر الفائدة في السوق النقدية على أسعار الفائدة على القروض في الكويت ضعيف ويقدر بـ 0.15، مع غيابها في كل من قطر، سلطنة عمان والبحرين. أما الاستجابة الطويلة الأجل، فقد تأكد أنها غير كاملة بالنسبة لأسعار الفائدة على الودائع والقروض في كل الدول، وتتطلب وقتاً طويلاً (باستثناء سعر الفائدة على الودائع في السعودية)، وهو ما يعكس بطء وجمود درجة الاستجابة لمختلف أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية، الأمر الذي من شأنه أن يضعف من فعالية السياسة النقدية في بلوغ أهدافها النهائية.

ومن بين أهم المحددات المحتملة التي يمكن أن تساهم في ضعف وطول مدة استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية، والمرتبطة بخصائص النظام المصرفي والمالي، نجد ارتفاع درجة التركيز في النظم المصرفية وأسواق رأس المال، ضعف المنافسة المصرفية، ارتفاع ربحية المصارف، ضعف مستوى تنوع محفظة المصارف، جمود تكلفة موارد المصارف وارتفاع الهامش المصرفي.

في النهاية، أكدت هذه الدراسة على ضعف فعالية قناة سعر الفائدة في دول مجلس التعاون الخليجي. يمكن توسيع نتائجها مستقبلا بالبحث في درجة مساهمة كل من المحددات السابقة الذكر في مستوى استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية، بالاعتماد على منهج الاقتصاد القياسي. كما يمكن إجراء دراسة شاملة حول مختلف قنوات انتقال آثار السياسة النقدية، إلى جانب قناة سعر الفائدة.

قائمة المراجع:

- صندوق النقد العربي. (2018). قاعدة بيانات صندوق النقد العربي، على الموقع: http://www.amf.org.ae/ar/arabic_economic_database
- Amarsekara, C. (2005). Interest rate pass-through in Sri Lanka. Central Bank of Sri Lanka, Staff studies, 35(1 & 2), 1-32.
- Angeloni, I., and Ehrmann, M. (2003a). Monetary transmission in the euro area: Early evidence. Economic Policy, 18(37), 469-501.
- Angeloni, I., and Ehrmann, M. (2003b). Monetary transmission in the euro area: Any changes after EMU. ECB working papers series, 240, July.
- Borio, C. E-V., and Fritz, W. (1995). The response of short-term bank lending rates to policy rates: A cross-country perspective. BIS working paper, 27, May.
- Bourbonnais, R. (2005). Econométrie. 6e édition, Dunod, Paris, 1-352.
- Bourbonnais, R. (2015). Econométrie. 9e édition, Dunod, Paris, 1-392.
- Cottarelli, C., and Kourelis, A. (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. IMF staff paper, 41(4), December, 587-623.
- De Bondt, G. (2002). Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the EuroArea Level. ECB Working Paper, Frankfurt, Germany: European Central Bank, 136.
- De Bondt, G. (2005). Interest rate pass-through: empirical results for the Euro area. German economic review, 6(1), 37-78.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1979). Distribution for estimators for autoregressive time series with a unitroot. Journal of the American Statistical Society, 74, 427-431.
- Doornik, J., and Hendry, D. (1994). An Interactive Econometric Modeling System. International Thompson Publishing, London.
- Espinoza-Vega M. A., and Rebutti, A. M. E. (2003). Retail bank interest rate pass-through: is Chile atypical?. L.A. Ahumada and J.R. Fuentes (eds.), Banking market structure and monetary policy, Series on central banking, analysis, and economic policies, VII, Santiago: Banco Central de Chile, 147-182.
- Fazal, S. K., and Salam, M. A. (2013). Interest rate pass-through: empirical evidence from Pakistan. The Lahore journal of economics, 18(1), summer, 39-62.

- Giginishvili, N. (2011). Determinants of Interest Rate Pass-Through: Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter?. IMF Working Paper, WP/11/176, July.
- Horváth, C., Krekó, J., and Naszódi, A. (2006). Interest rate pass-through: the case of Hungary. Monetary transmission in Hungary. Magyar Nemzetibank, 32-52.
- IMF. (2008). Financial Stress and Deleveraging Macro financial Implications and Policy. Global Financial Stability Report, October.
- IMF. (2018). international financial statistics; <http://elibrary-data.imf.org/>.
- Kaufmann, S., and Scharler, J. (2006). Financial systems and the cost channel transmission of monetary policy shocks. Working Papers, 116, Oesterreichische National Bank (OeNB), January.
- Kwapil, C., and Scharler, J. (2006). Interest rate pass-through, monetary policy rules and macroeconomic stability. Oesterreichische National bank, Working Paper Series, 118.
- Mishkin, F. S. (2004). The economics of money, banking, and financial markets. Seventh edition, Pearson Addison Wesley, 2004, 1-679 .
- Mohamed Dally, Sfia. (2007). le choix de régime de change pour les économies émergentes. Munich personal Repec archive, Munich.
- Mojon, B. (2000). Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy. ECB Working Paper, 40, November.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. Biometrika, 75, 335-346.
- Qayyum A., Khan S., and Khawaja I. (2005). Interest rate pass-through in Pakistan: evidence from transfer function approach. The Pakistan development review, 44(4), Part II, winter, 975–1001.
- Scholnjck, B. (1996). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rate: evidence from Malaysia and Singapore. Journal of international money and finance, 15(3), 485-496.
- Singh, S., Razi, A., Endut, N., and Ramlee, H. (2008). Impact of financial market developments on the monetary transmission mechanism. BIS Papers, 39, April.
- Sorensen, C.K., and Werner, T. (2006). Bank Interest Rate Pass-through in the Euro Area: A Cross Country Comparison. ECB Working Paper, 580, Frankfurt, Germany: European Central Bank.
- Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. Journal of economic perspective, 9(4), fall.
- World Bank. (2016). global financial development database. <http://econ.worldbank.org/>.
- Yüksel, E., and Özcan, K. M. (2012). Interest rate pass-through in Turkey and impact of global financial crisis: Asymmetric threshold cointegration analysis. Journal of business economics and management, 14(1), 98-113.

قائمة الملاحق:

الملحق 01: "نتائج تحليل استقرارية السلاسل الزمنية في المستوى (In level)"

نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		المملكة العربية السعودية
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-2.022413	3	-2.636701	6	MMR
-1.939223	2	-1.791894	10	DEPR
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		الكويت
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-2.820554	3	-3.219542	2	MMR**
-1.570428	5	-1.639537	1	DEPR
-3.929686	7	-3.493831	0	CRER
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		قطر
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-3.270348	5	-3.212021	0	MMR
-0.894273	1	-0.894731	0	DEPR
-2.981485	3	-3.214304	0	CRER
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		عمان
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-2.418753	12	-2.450669	1	MMR
-0.659664	8	-0.691502	1	DEPR
-1.99838	7	-1.536181	2	CRER
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		البحرين
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-2.820554	3	-3.530779	9	MMR
-4.611511	2	-4.833449	9	DEPR
-3.523898	5	-2.577990	1	CRER

(*) رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1% و5%. (**): رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 10%.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 10).

الملحق 02: "نتائج اختبار استقرارية الفرق الأول للسلاسل الزمنية (first diff)"

نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		المملكة العربية السعودية
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-6.524036	1	-4.119588	6	MMR*
-5.255857	7	-5.232373	9	DEPR*
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		الكويت
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-7.922342	6	-9.264124	1	MMR*
-7784524	1	-7.801737	0	DEPR*
-11.76366	2	-11.76271	0	CRER*
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		قطر
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-9.635816	0	-9.54663	0	MMR*
-0.894273	1	-0.894731	0	DEPR*
-15.49523	9	-11.32915	0	CRER*
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		عمان
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-18.71678	10	-16.46209	0	MMR*
-5.349789	6	-3.977217	1	DEPR*
-2.720185	1	-2.092463	1	CRER*
نتائج اختبار PP		نتائج اختبار ADF		البحرين
t-statistic	عدد فترات التأخر	t-statistic	عدد فترات التأخر	المتغيرات
-7.292342	6	-9.26412	1	MMR*
-11.89185	6	-3.320383	8	DEPR**
-29.32126	19	-17.93758	0	CRER*

*تعبّر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 10%، **تعبّر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 5%، ***تعبّر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1%.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 10).