استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية في الجزائر(2001-2020)

Interest rate pass-through in Algeria (2001-2020)

د. شلغوم عميروش [1] * لعور عبد الله [2] لقريوي إلهام[3]

[1] جامعة جيجل، a.chelghoum@univ-jijel.dz

[2] جامعة جيجل، Abdellah.laouar@univ-jijel.dz ، مخبر اقتصاد المنظمات والتنمية المستدامة

[3] جامعة جيجل، lakilhemdz@gmail.com، مخبر اقتصاد المنظمات والتنمية المستدامة

تاريخ الاستلام: 2021/10/04 تاريخ القبول: 2021/12/26 تاريخ النشر 2023/07/04

ملخص:

موضوع هذا البحث هو تقويم درجة وسرعة استجابة أسعار فائدة التجزئة (على الودائع، على القروض وعلى أذونات الخزينة) لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية التي تشمل معدل إعادة الخصم ومعدل استرجاع السيولة بمناقصة لمدة 7 أيام وسعر الفائدة في السوق النقدية لمدة شهر. اعتمدنا في هذا البحث على طريقة الاقتصاد القياسي باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة 2001-2020، وذلك في مرحلتين. حاولنا في المرحلة الأولى، التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات المتكاملة كلها من الرتبة الأولى، وفقا لطريقة (Engle et Granger) التي تسمح، في نفس الوقت، بتقدير درجة استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات مختلف أسعار الفائدة الرئيسية في المدى الطويل استخدمنا، في المرحلة الثانية نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتقويم معامل التعديل ودرجة الاستجابة الحالية.

الكلمات المفتاحية: استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، الجزائر.

تصنيف JEL: E43، E52.

Abstract:

The subject of this paper is to evaluate the interest rate pass-through from policy rates (discount rate, money market rate and deposit auction rate for 7 days) to retail interest rates (deposit rate, lending rate and Treasury bill rate) in Algeria, by employing econometric method, over the period 2001 to 2020. We use, in the first step the methodology suggested by **Engel and Granger** to test whether the linear relationship between variables is co-integrated, and to evaluate the long run relationship. In the second step, we use **error correction model** to estimate the short run relationship and the speed of adjustment coefficient.

Key words: Interest rate pass-through, co-integration, ECM, Algeria.

JEL classification: E43, E52.

* **شلغوم عميروش**، a.chelghoum@univ-jijel.dz

1.مقدمة

تُعرف **آلية تأثير السياسة النقدية** بأنها تلك العملية التي يُنقل من خلالها أثر قرارات السياسة النقدية إلى تغيرات في الناتج الحقيقي ومعدل التضخم (Taylor, 1995, p11)؛ تشمل هذه الآلية قناة سعر الفائدة، قناة الإقراض، قناة أسعار الأصول، قناة سعر الصرف وقناة أثر الإعلان (Mishkin, 2004, p603-631).

تعتبر استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية عاملا مهما لتحديد العلاقة بين قرارات السياسة النقدية والطلب الكلي والتضخم (Kwapil and Scharler, 2006, p2-3)؛ فكلما زادت سرعة وتأثير البنك المركزي على أسعار فائدة التجزئة، زادت قدرته على بلوغ الهدف أو الأهداف النهائية، والعكس صحيح.

شكل موضوع استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية محورا هاما في العديد من الدراسات أجريت في عدة دول. نحاول، في دراستنا هذه، قياس سرعة (ودرجة) استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية في الجزائر خلال الفترة 2001-2020. اخترنا هذه المرحلة لأنها شهدت تغييرات كبيرة في إطار وممارسة السياسة النقدية، واعتماد أدوات جديدة تتلاءم وهذه المرحلة التي تميزت بفائض السيولة في المصارف، فاعتمد بنك الجزائر أداتي استرجاع السيولة بمناقصة وتسهيل الودائع المغلة للفائدة لامتصاص الفائض. من هذا المنطلق، يشكل تقدير استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية (الموجودة سابقا والمتمثلة في معدل إعادة الخصم وسعر الفائدة في السوق النقدية) أو تلك المعتمدة منذ فيفري 2002 (والتي نأخذ كمؤشر عنها معدل استرجاع السيولة بمناقصة لمدة سبعة أيام) أهمية كبيرة لمعرفة مدى فعالية السياسة النقدية في هذه المرحلة ككل. مما سبق، نأخذ بعين الاعتبار ثلاثة أسعار فائدة التجزئة وهي سعر الفائدة على القروض، سعر الفائدة على الودائع وسعر الفائدة على أذونات الخزينة؛ كما نستخدم ثلاثة أسعار فائدة رئيسية، وهي معدل إعادة الخصم، متوسط سعر الفائدة في السوق النقدية لمدة شهر، ومعدل استرجاع السيولة بمناقصة لمدة سبعة أيام. نستخدم في هذه الدراسة بيانات شهرية باعتماد طريقة (Engle and

Granger) لمعرفة وجود التكامل المشترك بين مختلف المتغيرات مع تقويم درجة الاستجابة الطويلة الأجل، واعتماد نموذج تصحيح الخطأ لتقدير معامل التعديل ومعدل الاستجابة الحالي.

2. استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية (قراءة في الدراسات)

تناولت عدة دراسات موضوع تقويم سرعة ومدى استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي في مختلف الدول المتقدمة والنامية؛ نقترح فيما يلي حوصلة لنتائج عينة منها.

توصل (Cottarelli and Kourelis, 1994, p612-619)، في دراسة، شملت 31 دولة صناعية ونامية، إلى أن درجة وسرعة انتقال تغيرات سعر الفائدة في السوق النقدية إلى أسعار الفائدة على القروض تختلف من دولة إلى أخرى خاصة في الأجل القصير؛ لكن في المدى الطويل، تتقارب درجات انتقال الأثر. يعزى التباين المسجل في الأجل القصير إلى اختلاف الهياكل المالية، وتأكد 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.

سعى (Borio and Fritz, 1995, p4-7) إلى تقويم استجابة أسعار الفائدة على القروض لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية، في دراسة شملت 12 دولة صناعية خلال الفترة (1984-1994)، وتوصلا إلى أن درجة الاستجابة في الأجل القصير تراوحت بين0.11و0.3؛ في حين تتجه درجة الاستجابة في الأجل الطويل بين0.70 و1.27. تأكد أن ارتفاع مستوى المنافسة في سوق الإقراض ووضوح الإشارات المتعلقة بتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية تعتبر من العوامل الأكثر مساهمة في زيادة سرعة ودرجة الاستجابة.

تناول (Angeloni and Ehrmann, 2003a, p469-470) انتقال أثار السياسة النقدية في دول الاتحاد الأوربي، خلال الفترة ما بعد 1999. وقد توصلا إلى أن قناة سعر الفائدة وكذا قناة الإقراض أصبحتا أكثر فاعلية في نقل الأثر النقدي بعد اعتماد اليورو.

قام (Angeloni and Ehrmann, 2003b, p30-31) بتقويم استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة في السوق النقدية في منطقة اليورو قبل وبعد اعتماد اليورو، وتوصلا إلى أن

الاستجابة الحالية والطويلة الأجل ارتفعت خلال الفترة (1999-2002)، مقارنة بالفترة (1990-1998). ما يعني بأن اعتماد اليورو زاد من فعالية قناة سعر الفائدة.

حاول (Kaufmann and Scharler, 2006, p17-22) تقويم انتقال الأثر الحالي إلى أسعار الفائدة على القروض خلال الفترة جانفي1990-جانفي 2005 في تسع دول أوربية والولايات المتحدة الأمريكية؛ وخلص إلى أن قيمة هذا الانتقال بلغت في المتوسط، 0.48 في الدول الأوربية التسع، و0.92 في الولايات المتحدة الأمريكية. اتضح أن الدول التي تتميز بضعف درجة الانتقال هي التي يتميز نظامها المالي بانخفاض نسبة القروض القصيرة الأجل الممنوحة للشركات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. بلغ هذا الأخير، في المتوسط، 24% في الدول ذات الانتقال الضعيف و39 % الدول ذات الانتقال الكبير.

توصل (Mojon, 2000, p11-14)، 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 التوالي0.73 و0.31. بلغ متوسط الاستجابة الحالية لسعر الفائدة على الودائع 0.27. اتضح أن ارتفاع معدل التضخم، زيادة منافسة مصادر التمويل الأخرى، زيادة المنافسة بين المصارف تؤثر إيجابيا في درجة وسرعة الانتقال، في حين يُضعف كل من ارتفاع درجة تذبذب السوق النقدية وارتفاع تكاليف التشغيل من درجة وسرعة الانتقال.

خلص (De Bondt et *al*, 2005, p14-17)، في دراسة على الدول الأوربية، إلى أن الاستجابة الحالية لأسعار الفائدة على الودائع بلغت 0.36، في حين بلغت الاستجابة الطويلة الأجل 0.68؛ وتراوحت قيمة الاستجابتين بين0.04إلى0.38 و0.48 إلى0.74 بالنسبة لأسعار الفائدة على القروض على التوالي. كما أكدت الدراسة على أن اعتماد اليورو في عام 1999 زاد من سرعة ودرجة الانتقال.

قوم (Singh et *al*, 2008, p67-72) مدى استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة في السوق النقدية، في دراسة شملت خمس دول متقدمة (بريطانيا، كندا، أستراليا، الولايات المتحدة

الأمريكية وألمانيا) وخمس دول آسيوية (كوريا، ماليزيا، الفليبين، 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، إلى اختلاف مستوى تطور النظام المالي. تأكد أن ارتفاع درجة المنافسة في النظام المصرفي وزيادة حجم السوق المالي وتنوعه تؤثر إيجابيا في سرعة ودرجة الاستجابة.

خلص (Espinoza and Prasad, 2012, p10-15)، في دراستهما حول مجلس التعاون الخليجي، إلى أن الاستجابة الطويلة الأجل ترتفع في البحرين والكويت، مقارنة بقطر؛ في حين لا توجد هذه العلاقة في سلطنة عُمان بسبب القيود التنظيمية المشددة على النظام المالي. وبشكل عام، ترتبط أسعار الفائدة على الودائع أكثر بسعر الفائدة في السوق ما بين المصارف مقارنة بأسعار الفائدة على القروض والتي تتأثر بضعف المنافسة المصرفية.

توصل (Gigineishvili, 2011, p14-17) إلى أن ارتفاع نصيب الفرد من الناتج، ارتفاع معدل التضخم وسعر الفائدة، نظام سعر الصرف المرن، جودة الائتمان، انخفاض التكاليف وزيادة المنافسة المصرفية كلها عوامل تزيد من درجة الانتقال. أما ارتفاع تذبذب السوق النقدية، فائض السيولة المصرفية، ارتفاع ربحية المصارف، فإنها تساهم في إضعافها.

توصل (Amarasekara, 2005, p29)، في دراسة على سيريلانكا، إلى انتقال الأثر من سعر الفائدة في السوق النقدية إلى أسعار فائدة التجزئة يمتاز بالبطء والضعف. وقد أشارت الدراسة إلى عدة احتمالات لذلك منها: ضعف المنافسة في النظام المالي، السلوك الاحتكاري للمصارف، مشاكل عدم تماثل المعلومات وارتفاع تكاليف خدمات المصارف.

بَيَنَ (Horváth et *al*, 2006, p50-51)، في دراسة على هنغاريا، أن أسعار الفائدة على القروض والودائع للشركات تستجيب بدرجة وبسرعة أكبر مقارنة بأسعار الفائدة على الودائع والقروض للأسر، بسبب زيادة المنافسة في قطاع الشركات مقارنة بقطاع الأسر.

توصل (Qayyum et *al*, 2005, p996-997)، في دراسة على باكستان، إلى أن استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار فائدة السوق النقدية تأخذ وقتا طويلا. يرجع السبب في

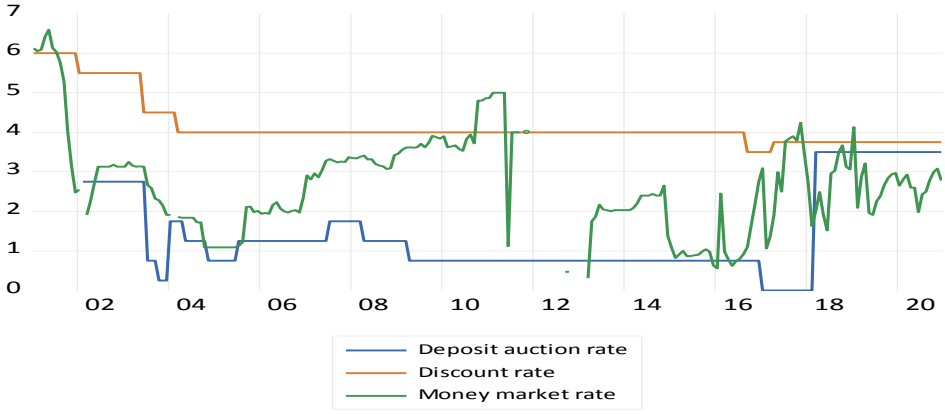
ذلك، حسب الباحثين إلى التركيز المصرفي وارتفاع التكاليف المصرفية. خَلُص (Fazal and Salam, 2013, p56-57)، في دراسة أخرى على باكستان حول استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة الرئيسي خلال الفترة 2005 –2011، إلى وجود انتقال غير كامل بسبب ارتفاع الهامش المصرفي وانخفاض درجة المنافسة المصرفية.

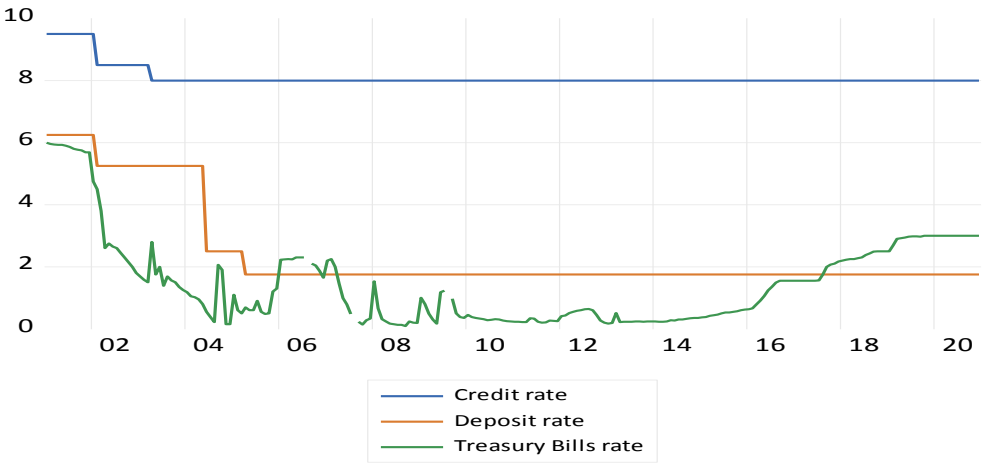
3. بيانات الدراسة وخطوات التقدير

1.3 مصدر البيانات المستخدمة:

نستخدم بيانات شهرية لأسعار الفائدة المختلفة، أخذا بعين الاعتبار مدى توفرها وتطورات السياسة النقدية في الجزائر. وفي هذا الصدد، نقوم بالتقدير وفقا لثلاثة نماذج. نقدر في النموذج الأول استجابة أسعار فائدة التجزئة لمعدل إعادة الخصم خلال الفترة جانفي 2001–ديسمبر 2020. نقدر في النموذج الثاني استجابة أسعار فائدة التجزئة لسعر الفائدة في السوق النقدية خلال الفترة جانفي 2001– ديسمبر 2020. نقدر في النموذج الثالث استجابة أسعار فائدة التجزئة لمعدل استرجاع السيولة بمناقصة لمدة سبعة أيام خلال الفترة فيفري2002– ديسمبر 2020. ويمكن تبيان مختلف السلاسل الزمنية للمتغيرات السابقة في الشكل الموالي:

الشكل رقم (1): تطور أسعار الفائدة الرئيسية وأسعار فائدة التجزئة في الجزائر إلى غاية ديسمبر 2020





المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على قاعدة الإحصاءات المالية الدولية لصندوق النقد الدولي وبنك الجزائر: IMF, «International Financial statistiques»، (www.bank-of-algeria.dz) & (data.imf.org);

2.3 المنهجية المتبعة ونموذج التقدير:

نعتمد الخطوات التالية بهدف تقدير استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرئيسية:

- **اختبار استقرارية السلاسل الزمنية:** لتفادي الانحدار الزائف، نبدأ بدراسة استقرارية السلاسل الزمنية باستعمال اختبار (ADF, 1979)؛

- **اختبار علاقة التكامل المشترك:** نعتمد على طريقة (Engle et Granger) في مرحلتين؛ ندرس في المرحلة الأولى درجة تكامل المتغيرين المستقل والتابع لنتأكد من أنهما متكاملين من نفس الرتبة. نقدر في المرحلة الثانية العلاقة الطويلة الأجل بين المتغيرين بتحليل الانحدار الخطي البسيط، ونستخرج سلسلة البواقي لنتأكد من أنها متكاملة من الرتبة صفر(مستقرة)، وبالتالي، وجود علاقة تكامل مشترك (Bourbonnais, 2005 et 2015). تُمكننا هاتين المرحلتين من معرفة وجود علاقة التكامل المشترك بين مختلف أسعار الفائدة الرئيسية وأسعار فائدة التجزئة وتقدير الاستجابة الطويلة الأجل.

- **نموذج التقدير:** تُفسَر استجابة أسعار فائدة التجزئة لأسعار الفائدة الرسمية بمقاربتين. تتمثل الأولى في الأثر المباشر لسعر الفائدة الرئيسي على أسعار فائدة التجزئة، وهي مقاربة السياسة النقدية

(Sander and Kleimer, 2004). تتمثل المقاربة الثانية في مقاربة تكلفة التمويل الواردة في دراسة(De Bondt, 2002) . تؤكد المقاربتين وجود علاقة طردية بين أسعار الفائدة الرئيسية مع أسعار فائدة التجزئة، يمكن صياغتها كما يلي:

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

يمثل I_t أسعار فائدة التجزئة (على الودائع، على القروض وعلى أذونات الخزينة)، P_t سعر الفائدة الرئيسي (معدل إعادة الخصم، متوسط سعر الفائدة في السوق النقدية ومعدل استرجاع السيولة لمدة أسبوع)، β درجة الاستجابة الطويلة الأجل و μ_t سلسة البواقي.

لا تبين المعادلة (1) سرعة التعديل أو درجة الاستجابة القصيرة الأجل. يمكن الحصول عليها باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) بإعادة كتابة المعادلة السابقة كما يلي:

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

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 نتيجةً لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بوحدة واحدة) الذي سيكون سالبا، لأنه المعدل الذي تتجه به العلاقة القصيرة الأجل نحو العلاقة الطويلة الأجل.

4. النتائج والتحليل:

1.4 تحليل استقرارية السلاسل الزمنية: أخضعنا كل المتغيرات إلى اختبار ADF. يتبين من الجدول رقم (01)، أن السلاسل الزمنية للنماذج الثلاثة غير مستقرة عند مستوى معنوية 1، 5 و10%.

الجدول رقم (01): نتائج استقرار السلاسل الزمنية في المستوى (In level)

المتغيرات	T, C, N	t-statistic
DR	C	-2.580845
CRER	N	0.429499
DEPR	T, C	-1.976529

TBR	C	-2.917934
MMR	N	-1.411525
DAUR	T	-2.1528

*تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1%. **رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 5%.

T, C, N: تعبر على وجود الاتجاه العام في السلسلة(T)، وجود حد ثابت (C)وسلسلة بدون اتجاه عام وبدون حد ثابت(N). تمثل المتغيرات DRمعدل إعادة الخصم، CRER سعر الفائدة على القروض، DEPR سعر الفائدة على الودائع، TBR سعر الفائدة على أذونات الخزينة،MMR سعر الفائدة في السوق النقدية، DAUR معدل استرجاع السيولة بمناقصة لمدة 7 أيام.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews 12).

بحساب الفرق الأول للسلاسل الزمنية المعنية (DDR, DMMR, DCRER, DDEPR, DTBR, DDAUR)، للنماذج الثلاثة، تصبح كلها مستقرة عند مستوى معنوية مرتفع، أي أن (DR, MMR, CRER, DEPR, TBR, DAUR) متكاملة من الرتبة (1).

الجدول رقم (02): نتائج اختبار استقرارية الفرق الأول للسلاسل الزمنية للنماذج الثلاثة (first diff)

المتغيرات	T, C, N	t-statistic
DDR*	N	-15.7484
DCRER*	N	-10.27132
DDEPR*	N	-15.69943
DTBR*	N	-12.78943
DMMR	N	-18.76233
DDAUR*	N	-15.01711

*تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1%، 5% و10%.T, C, N : تعبر على وجود الاتجاه العام في السلسلة(T)، وجود حد ثابت (C)وسلسلة بدون اتجاه عام وبدون حد ثابت(N).

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews 12).

2.4 اختبار التكامل المشترك: اعتمدنا على طريقة (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 انطلاقا من المعادلة السابقة (1) في كل مرة، كما يلي:

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

وبإتباع الخطوات السابقة، توصلنا إلى النتائج التالية (الجدول 3):

الجدول رقم (3): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة (Engle et Granger)

النموذج الأول		β	اختبار ADF لسلسة البواقي
DEPR	*-6.58 (-23.2763)	***2.16** (32.20728)	**3.43818-
CRER	*5.97 (76.80476)	***0.51** (27.71514)	*7.056431 -
TBR	*4.31- (-8.242896)	***1.38** (311.17903)	***1.879026-
النموذج الثاني		β	اختبار ADF لسلسة البواقي
DEPR	*1.43 (6.46429)	***0.37** (5.026382)	*16.61721-
CRER	*7.73 (152.0332)	***0.14** (8.341679)	*18.00769-
TBR	***0.36 (1.717661)	***0.43** (5.987224)	***1.688282-
النموذج الثالث		β	اختبار ADF لسلسة البواقي
DEPR	*1.87 (15.19153)	****0.23** (3.419802)	**2.324932-
CRER	*7.97 (634.9775)	***0.04**	*4.031602-

	(5.10327)		
*4.81354-	***0.66** (15.0582)	**0.28 (3.659299)	TBR

t-statistic بين قوسين. *: تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1%، 5% و10%. **: تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 5% و10%. ***: تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 10%.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews 12).

يتضح من الجدول السابق أن كل النماذج تتميز بوجود علاقة تكامل مشترك بين مختلف أسعار الفائدة للسياسة النقدية وأسعار فائدة التجزئة، لأن سلسلة البواقي لتحليل الانحدار مستقرة. بلغت درجة الاستجابة الطويلة الأجل لسعر الفائدة على الودائع لتغيرات معدل إعادة الخصم، سعر الفائدة في السوق النقدية واسترجاع السيولة بمناقصة القيم 2.16، 0.37 و0.23، على التوالي؛ بلغت درجة استجابة سعر الفائدة على القروض لتغيرات معدل إعادة الخصم، سعر الفائدة في السوق النقدية واسترجاع السيولة بمناقصة القيم0.51 0.14 و0.04، على التوالي. بلغت درجة استجابة أسعار الفائدة على أذونات الخزينة لتغيرات معدل إعادة الخصم، سعر الفائدة في السوق النقدية واسترجاع السيولة بمناقصة 0.43، 1.38 و0.66، على التوالي. مما سبق، فإننا نلاحظ أن أسعار الفائدة على القروض، والتي تعكس تكلفة التمويل، تكون استجابتها في المدى الطويل غير كاملة لأثار أسعار الفائدة الرئيسية وهو ما يضعف من فعالية السياسة النقدية في الجزائر ككل.

3.4 تقدير درجة انتقال الأثر في الأجل القصير ومعامل سرعة التعديل

بغرض بلوغ ذلك، نستخدم المعادلة رقم (2) السابقة، حيث يمثل حد تصحيح الخطأ سلسلة البواقي في المعادلة (3) لفترة سابقة، والذي يمكن كتابته كما يلي:

$$\mu_{t-1} = \mathrm{I}_{t-1} - \alpha - \beta\, \mathrm{P}_{t-1} \ldots\ldots\ldots (4)$$

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

$$\Delta \mathrm{I}_t = c + \gamma\, \Delta \mathrm{P}_t + \theta\, \mu_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots (5)$$

يمكن تقدير العلاقة القصيرة الأجل وسرعة معامل التعديل انطلاقا من المعادلة (5) للنماذج الثلاثة (نموذج ECM). هكذا توصلنا إلى النتائج التالية (الجدول 4).

الجدول رقم (4): نتائج تحليل ECM للنماذج الثلاثة

النموذج الأول	**C**			R^2
CRER	-0006 (-1.305665)	-0.028 (-0.514524)	**-0.082*** (-2.991692)	0.04
DEPR	-0.0199 (-1.626336)	-0.055 (-0.404557)	**-0.11** (-5.625794)	0.11
TBR	-0.0089 (-0.441892)	0.1272 (0.553132)	**-0.034**** (-1.982425)	0.017
النموذج الثاني	**C**			R^2
DEPR	-0.016 (-1.271412)	-0.0004 (0.020211)	**-0.023**** (-2.386679)	0.026
CRER	-0.0023 (-1.01239)	0.0003 (0.091256)	-0.008 (-1.053686)	0.005
TBR	-0.0075 (-0.351056)	-0.0164 (-0.42169)	**-0.045*** (-2.768185)	0.036
النموذج الثالث	**C**			R^2
DEPR	-0.015 (-1.232835)	-0.005 (-0.123977)	**-0.031*** (-2.785585)	0.033
CRER	-0.0021	0.0011	**-0.072***	0.06

	(-3.790984)	(0.160407)	(-1.013048)	
0.08	**-0.114***	**0.153****	-0.0046	TBR
	(-3.911815)	(**2.288335**)	(-0.229571)	

t-statistic بين قوسين. *: تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 1%، 5% و10%. **: تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 5% و10%. ***: تعبر عن رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 10%.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews 7).

وفقا لهذه النتائج، يتضح أن معاملات التعديل كلها سالبة، وهو ما يتوافق والنظرية الاقتصادية؛ كما أنها، في نفس الوقت، ذات معنوية إحصائية (باستثناء معامل التعديل المتعلق باستجابة أسعار الفائدة على القروض لمسعر الفائدة في السوق النقدية في النموذج الثاني)، أي أن سلوك أسعار فائدة التجزئة تتجه لتصل إلى وضع التوازن الطويل الأجل. نلاحظ أن معدل إعادة الخصم وسعر الفائدة في السوق النقدية لا يؤثران في أسعار فائدة التجزئة في المدى القصير، لأن معلمات معاملات الاستجابة الحالية غير معنوية. نلاحظ أيضا غياب استجابة قصيرة الأجل لسعر الفائدة على القروض وسعر الفائدة على الودائع لمعدل استرجاع السيولة بمناقصة، لأن معاملات الاستجابة الحالية غير معنوية. يعتبر سعر الفائدة على أذونات الخزانة الوحيد الذي يستجيب في المدى القصير لمعدل استرجاع السيولة بمناقصة وتبلغ درجة الاستجابة بـ0.15.

يمكن حساب عدد الأشهر اللازمة لاكتمال استجابة أسعار فائدة التجزئة لتغير سعر الفائدة الرئيسي(Mean Adjustement Lag) باستخدام الصيغة التي استخدمت في عدة دراسات مثل (Doornik and Hendry, 1994)، (Scholnick, 1996, p489)، و(Espinoza-Vega and Rebucci, 2003, p167)، وهي:

حيث يمثل γ درجة انتقال الأثر في الأجل القصير(الحالي)و θ معامل سرعة التعديل.

كلما كان هذا المعامل كبيرا، كلما دل ذلك على جمود درجة الاستجابة، أي أن تعديل أسعار فائدة التجزئة لتغير سعر الفائدة الرئيسي يأخذ وقتا طويلا، والعكس صحيح. باستخدام الصيغة السابقة، حصلنا على النتائج المرصدة في الجدول (5).

الجدول رقم (5): عدد الأشهر اللازمة لكي تنعكس تغيرات سعر الفائدة الرئيسي كاملةً في أسعار فائدة التجزئة

النماذج	DEPR	CRER	TBR
النموذج الأول	9.6	12.5	25.6
النموذج الثاني	43.5	125	22.6
النموذج الثالث	32.4	13.9	7.42

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على النتائج الواردة في الجدول السابق رقم (4).

يتضح من نتائج الجدول السابق أن تغير أسعار الفائدة الرئيسية في الجزائر يأخذ وقتا طويلا قبل أن ينعكس بصفة كلية في أسعار فائدة التجزئة (أي لتبلغ أقصى أثر لها سبق وقمنا بتقديره في المدى الطويل في الجدول رقم 3)، مما يدل على وجود جمود في درجة الاستجابة. تقدر أقل مدة في استجابة سعر الفائدة على أذونات الخزينة لتغير معدل استرجاع السيولة بمناقصة بما لا يقل عن 7.4 أشهر.

يتبين أن استجابة أسعار الفائدة على الودائع لتغيرات مختلف أسعار الفائدة الرئيسية أكبر من درجة استجابة أسعار الفائدة على القروض والتي تتميز بكونها غير موجودة في المدى القصير وغير مكتملة في المدى الطويل. يدل هذا، عمليا، على ضعف فعالية السياسة النقدية في التأثير على الطلب الكلي عن طريق التأثير في أسعار الفائدة على القروض، وبلوغ الأهداف النهاية.

5. الخاتمة:

تناولنا في هذه الدراسة تقويم سرعة ودرجة استجابة أسعار فائدة التجزئة لمختلف أسعار الفائدة الرئيسية، في الجزائر خلال الفترة 2001-2020. تأكد غياب الأثر الحالي لمعدل إعادة الخصم ولسعر الفائدة في السوق النقدية على أسعار فائدة التجزئة. هذا ويلاحظ الغياب الكلي للتأثير الحالي

لمعدل استرجاع السيولة بمناقصة على كل أسعار فائدة التجزئة باستثناء تأثيره المحدود على سعر الفائدة على أذونات الخزينة. تأكد أيضا أنه وعلى الرغم من أن درجة الاستجابة الطويلة الأجل لسعر الفائدة على الودائع بالنسبة لتغيرات معدل إعادة الخصم كاملة، إلا أنها تتطلب وقتا طويلا. كذلك، ورغم ارتفاع درجة الاستجابة الطويلة الأجل لسعر الفائدة على أذونات الخزينة لتغيرات معدل إعادة الخصم عن الواحد، إلا أنها تتطلب وقتا طويلا لتنعكس فيها بشكل كامل. كما تأكد أن استجابة سعر الفائدة على القروض غير كاملة في النماذج الثلاثة، وتتطلب وقتا طويلا، وهو ما يعكس بطء وجمود درجة الاستجابة لمختلف أسعار فائدة التجزئة لتغيرات أسعار الفائدة الرئيسية، ما يضعف من فعالية السياسة النقدية في بلوغ أهدافها النهائية.

6. المراجع والهوامش

1- Amarsekara, C. (2005): *«Interest rate pass-through in Seri Lanka».*Staff studies, Vol.35, No. 1 & 2, Central Bank of Sri Lanka, pp.1-32.

2- Angeloni, I., and Ehrmann, M. (2003a): *«Monetary transmission in the euro area:Early evidence».* Economic Policy, vol. 18, issue 37, p469–501.

3- Angeloni, I., and Ehrmann, M. (2003b): *«Monetary transmission in the euro area: Any changes after EMU».* ECB WP series No.240, July.

4- 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 No.27, May.

5- Bourbonnais, R. (2005) : *« Econométrie ».* 6e édition, Dunod, Paris, 352p.

6- Bourbonnais, R. (2015) *: « Econométrie ».* 9e édition, Dunod, Paris, 392p

7- Cottarelli, C., and Kourelis, A. (1994): *«Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy»*. IMF staff paper, Vol.41, No.4, December, pp.587-623.

8- De Bondt G., Mojon B., and Valla N. (2005): *«Term structure and the sluggishness of retail bank interest rates in Euro area countries»*. ECB working paper series No. 518, September.

9- De Bondt, G. (2002): *«Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the EuroArea Level»*. ECB Working Paper 136. (Frankfurt, Germany: European Central Bank).

10- 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, pp.427-431.

11- Doornik, J., and Hendry, D. (1994): *«An Interactive Econometric Modeling System».* London: International Thompson Publishing.

12- Espinoza, R., and Prasad, A. (2012): *«Monetary Policy Transmission in the GCC Countries»*. IMF Working Paper, WP/12/132, May.

13- Espinoza-Vega M. A., and Rebucci, A. M. E. (2003): *«Retail bank interest rate pass-through: is Chile atypical? ».* In L.A. Ahumada and J.R. Fuentes (eds.), Banking marker structure and monetary policy, Series on central banking, analysis, and economic policies - Volume VII, Santiago: Banco Central de Chile, pp.147-182.

14- Fazal, S. K., and Salam, M. A. (2013): *«Interest rate pass-through: empirical evidence from Pakistan».*The Lahore journal of economics, Vol.18, No. 1, summer, pp. 39–62.

15- Gigineishvili, N. (2011): *«Determinants of Interest Rate Pass-Through: Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter?».*IMF Working Paper, WP/11/176, July.

16- Horváth C., Krekó J., and Naszódi A. (2006): *«Interest rate pass-through: the case of Hungary. In: monetary transmission in Hungary*». Magyar Nemzetibank, pp.32-52.

17- IMF, international financial statistics. (http://elibrary-data.imf.org/).

18- Kaufmann, S., and Scharler, J. (2006): *«Financial systems and the cost channel transmission of monetary policy shocks»*. Working Papers 116, Oestererreichische National Bank (OeNB), January.

19- Kwapil, C., and Scharler, J. (2006): *«Interest rate pass-through, monetary policy rules and macroeconomicstability».* Oesterreichische National bank, Working Paper Series, No. 118.

20- Mishkin, F. S. (2004): *«The economics of money, banking, and financial markets»*.Seventh edition, Pearson Addison Wesley, 2004,679 p.

21- Mojon, B. (2000): *«Financial strecture and the interest rate channel of ECB monetary policy».* ECB Working Paper No. 40, November.

22- 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, pp. 975–1001.

23- Sander, H., Kleimeier, S. (2004): *«Interest rate pass-through in an enlarged Europe: the role of banking market structure for monetary policy transmission in transition countries»*. Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization, Research Memoranda, no. 45

24- Scholnjck, B. (1996): *«Asymmetric adjustment of commercial bank interest rate: evidence from Malaysia and Singapore».*Journal of international money and finance, Vol.15, No.3, pp 485-496.

25- Singh, S., Razi, A., Endut, N., and Ramlee, H. (2008): *«Impact of financial market developments on the monetary transmission mechanism».* BIS Papers, No.39, April.

26- Taylor, J. B. (1995): *«The monetary transmission mechanism: An empirical framework»*. Journal of economic perspective, vol 9, no 4, fall.