نمذجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين في اليابان

إعداد

د. أميرة عقل أحمد

أستاذ الاقتصاد المساعد

كلية التجارة –جامعة بنها

amira.ahmed@fcom.bu.edu.eg

أ. فردوس أحمد كمال

مدرس مساعد – قسم الاقتصاد

كلية التجارة –جامعة بنها

fardos.kamal@fcom,bu.edu.eg

المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية

كلية التجارة – جامعة دمياط

المجلد الثالث- العدد الأول – الجزء الثانى- يناير ٢٠٢٢

التوثيق المقترح وفقا لنظام APA:

أحمد، أميرة عقل؛ كمال، فردوس أحمد (٢٠٢٢). نمذجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين في اليابان. المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، كلية التجارة، جامعة دمياط، ٣(١) ج٢. ١٣٦٩-١٤٠٠.

رابط المجلة: https://cfdj.journals.ekb.eg/

نمذجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين في اليابان

د. أميرة عطا أحمد أ. فردوس أحمد كمال

ملخص

قامت الدراسة بتطبيق منهجية تناظر التكامل ونموذج الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة لنمذجة العلاقة بين مؤشر أسعار المستهلكين في اليابان (كمتغير تابع) وخمسة من المتغيرات المستقلة هي مؤشرات أسعار المستهلكين في الصين والولايات المتحدة الأمريكية (أهم الشركاء التجاريين لليابان)، وسعر الصرف الاسمي الفعال للين، مؤشر الناتج الصناعي، ومؤشر أسعار الأسهم Nikkei225، باستخدام بيانات شهرية للفترة الممتدة من أبريل ٢٠١٣ (تطبيق سياسات التوسع الكمي والنوعي) حتى يونيو ٢٠١٩. أكدت نتائج النموذج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات. في الأجل الطويل، يؤدي انخفاض سعر الصرف بنسبة ١٠% إلى ارتفاع أسعار المستهلكين في اليابان بنسبة ٠,٢٪، بينما يؤدي ارتفاع مؤشر أسعار المستهلكين في الصين بنسبة ١٠٪ إلى زيادة نظيره الياباني بنسبة ٢٪. ويؤدي ارتفاع الناتج الصناعي بنسبة ١٠% إلى زيادة أسعار المستهلكين بنسبة ١,٣٧٪، مما يعني أن تحسن ظروف الطلب تؤدي لارتفاع أسعار المستهلكين في الأجل الطويل. وكذلك، فإن ارتفاع أسعار الأسهم بنسبة ١٠% تؤدي لارتفاع أسعار المستهلكين بنسبة ٠,٠٨٪، ويعني ذلك أن تأثير قناة إعادة توازن المحفظة على معدل التضخم محدود بسبب تجنب المخاطرة وتفضيل القطاع العائلي لودائع البنوك. وقد جاء معامل انحدار أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة الأمريكية غير معنوي، مما يعني أن تغيرات أسعار المستهلكين بها كشريك تجاري لا تؤثر على أسعار المستهلكين في اليابان. وتجدر الإشارة إلى أن مرونات الأجل القصير تنخفض عن نظيرتها في الأجل الطويل، كما هو متوقع. وقد جاء معامل انحدار الناتج الصناعي في الأجل القصير بإشارة سالبة لا تتفق مع التوقعات النظرية السابقة، ويمكن تفسير ذلك بأن الشركات اليابانية تجد صعوبة في رفع أسعار مبيعاتها، وبالتالي تتبنى استراتيجيات التسويق القائمة على الخصم.

الكلمات المفتاحية: انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين، تناظر التكامل، نموذج ARDL، سياسات التوسع الكمي والنوعي في اليابان.

١- مقدمة

عانى الاقتصاد الياباني منذ عقد التسعينات – مع انفجار فقاعتي الأسهم والعقارات – تراجعاً مستمراً في المستوى العام للأسعار. خلال الفترة الممتدة بين عامي ١٩٩١ و٢٠١٨، لم يتجاوز معدل التضخم السنوي ٢٪ سوى ثلاث مرات فقط: (١) بعد زيادة ضريبة الاستهلاك من ٣٪ إلى ٥٪ في السنة المالية ١٩٩٧ (من أبريل ١٩٩٧ إلى مارس ١٩٩٨)، (٢) بعد ارتفاع أسعار السلع الأساسية في منتصف ٢٠٠٨، و(٣) بعد زيادة ضريبة الاستهلاك من ٥٪ إلى ٨٪

في السنة المالية ٢٠١٤. وقد انخفض معدل التضخم إلى أقل من سالب ٢٪ في عام ٢٠٠٩، في أعقاب الأزمة المالية العالمية. وقد ترتب على انهيار سوق الأسهم آثار سلبية، حيث زادت القروض المتعثرة، مما أدى بدوره إلى إحجام البنوك عن الإقراض حيث لم يعد بإمكانها التوسع في التمويل طويل الأجل. وقد ترتب على انكماش الأسعار وجود فجوة ناتج سالبة طويلة الأجل، مما يشير إلى وجود **عجز مزمن في الطلب الكلي** منذ عام ١٩٩٣. ويرتبط الانكماش في الاقتصاد الياباني أيضًا **بارتفاع قيمة الين الياباني في الأجل الطويل** مما أدى إلى زيادة التوقعات المتشائمة للشركات اليابانية بخصوص تنافسية منتجاتها في الأسواق الدولية **(**Shirai, 2018**).**

ويشير (Hamada & Okada, 2009) أن العقدين التاليين لتوقيع **اتفاق بلازا**[١] Plaza Accord قد شهدا مغالاة في قيمة الين وارتفاعاً كبيراً في سعره الحقيقي، و**أن السياسة النقدية وسياسة سعر الصرف قد ساهما في توليد ركود طويل الأجل في اليابان** مما أدى إلى وقوع الاقتصاد الياباني في **فخ السيولة**. كما، توصل (Belke & Volz, 2020) إلى أن ارتفاع قيمة الين قد أدى إلى حدوث ظاهرة تفريغ الصناعات التحويلية Hollowing Out of Manufacturing في اليابان، حيث لجأت تلك الصناعات إلى نقل قواعد إنتاجها للخارج لخفض تكاليف الإنتاج، والإنتاج في مناطق الاستهلاك، وتجنب التقلبات في أسعار الصرف. وهكذا، تراجعت مساهمة الصناعة التحويلية في الناتج والعمالة باليابان.

قدم رئيس الوزراء Abe – الذي تولى رئاسة الوزراء في ديسمبر ٢٠١٢– سياسات Abenomics لاستعادة النمو الاقتصادي والتغلب على مشكلة الانكماش. وتتكون هذه السياسات من ثلاثة محاور تتمثل في تطبيق **سياسة نقدية توسعية** تعرف **بسياسات التوسع النقدي الكمي والنوعي** (التي بدأ تطبيقها في أبريل ٢٠١٣)، وإتباع سياسة مالية مرنة، وإجراء إصلاحات هيكلية لتعزيز النمو المستدام. ويتمثل الهدف الرئيس لسياسات Abenomics في تحقيق معدلات تضخم موجبة ، وإنعاش الاقتصاد الياباني بشكل مستدام مع الحفاظ على الانضباط المالي (Akram, 2014; Shira, 2018). ويمكن أن تؤثر سياسات التوسع النقدي الكمي والنوعي في ارتفاع الأسعار وتحقيق معدلات تضخم موجبة من خلال قناتين رئيسيتين هما قناة سعر الصرف وقناة إعادة توازن المحفظة. يؤدي التوسع النقدي إلى انخفاض سعر الفائدة مما يعني **انخفاض العائد الموتقع على السندات** فتقل جاذبيتها مقارنةً بالأسهم، ويقوم المستثمرون بتعديل محافظهم المالية بالاحتفاظ بمزيد من الأسهم مقارنة بالسندات. وترتفع أسعار الأسهم بزيادة الطلب عليها، مما يؤدي إلى تحسين الثروة المالية لقطاع الأعمال ويدفعه لزيادة الإنفاق الاستثماري، وبالتالي زيادة الطلب الكلي مما يساهم في رفع المستوى العام للأسعار. أضف إلى ذلك، يؤدي ارتفاع أسعار الأسهم إلى زيادة ثروة القطاع العائلي مما يدفعه لزيادة الإنفاق

[١] في إجتماع دول **مجموعة الخمس الصناعية** (الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، فرنسا، المملكة المتحدة، ألمانيا) في نيويورك في سبتمبر ١٩٨٥، تعرضت اليابان لضغوط شديدة من الإدارة الأمريكية للسماح للين بالارتفاع مقابل الدولار الأمريكي حتى تستطيع تقليل العجز المزمن في ميزانها التجاري الثنائي مع اليابان التي كانت تحقق فائضاً كبيراً. ووفقاً لإتفاق بلازا، اتفقت هذه الدول على تعزيز عملاتها مقابل الدولار الامريكي، وضرورة التنسيق فيما بينها لعلاج مشاكل الحساب الجاري، مما وضع قيوداً على حرية السياسات النقدية وخلق صعوبات مختلفة لإدارة الاقتصاد الكلي في اليابان. وقد تسبب ارتفاع قيمة الين الياباني في مقابل الدولار الأمريكي في انخفاض حجم الصادرات اليابانية وتباطؤ الناتج المحلي الإجمالي، مما دفع بنك اليابان إلى تخفيض سعر الفائدة الاسمية من ٥% في نهاية عام ١٩٨٦ إلى ٢,٥% في فبراير ١٩٨٧.

الاستهلاكي. وهكذا، يزداد الطلب الكلي والمستوى العام للأسعار. بخصوص قناة سعر الصرف، يترتب على السياسة النقدية التوسعية زيادة فروق أسعار الفائدة بين اليابان والولايات المتحدة (وغيرها من الدول)، مما يؤدي إلى تدفق رؤوس الأموال اليابانية للخارج للحصول على استثمارات ذات عوائد أعلى. وبالتالي، **تنخفض قيمة الين** وترتفع أسعار المستهلكين وتتحقق معدلات تضخم موجبة (Shirai, 2018; 2019).

وتُعد نظرية تعادل القوة الشرائية – سواء في صورتها المطلقة أو النسبية– الأساس النظري لانتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية بالدول المستوردة. وتفترض هذه النظرية **الانتقال الكامل** لتأثير تغيرات سعر الصرف إلى الأسعار المحلية (يؤدي تغير سعر الصرف بنسبة ١% إلى تغير الأسعار في الدولة المستوردة بنفس النسبة). وتقرر هذه النظرية – في صورتها المطلقة التي تُعرف بإسم قانون السعر الواحد– أنه في ظل عدم وجود أي معوقات للتجارة الدولية (مثل تكاليف النقل والضرائب والتعريفات)، فإن سعر أية سلعة متجانسة يتم تداولها في السوق العالمية يجب أن يكون هو نفسه في الدول المختلفة إذا ما تم التعبير عن الأسعار باستخدام نفس العملة بشرط أن تتضمن مؤشرات الأسعار المحلية والأجنبية نفس السلع بنفس نظام الترجيح بحيث يتم قياس نفس السلة من السلع في السوق. ونظراً للصعوبات التي تواجه خلق نفس السلة من السلع كمقياس لمستويات الأسعار المحلية في الدول المختلفة والافتراضات الأخرى المقيدة التي يقوم عليها قانون السعر الواحد، فقد تم تطوير صيغة أضعف تُعرف باسم نظرية تعادل القوة الشرائية النسبية التي تقرر أن التغيرات في مستويات الأسعار في الدولتين محل الاهتمام ستكون مرتبطة بالتغيرات في أسعار الصرف. ويمكن تفسير هذه النظرية أيضًا بأن الاقتصادات ذات معدلات التضخم الأعلى نسبيًا ستشهد انخفاضا في قيم عملاتها المحلية[١] (Copeland, 2005; Al Yahyaei, 2011).

ويشير النموذج النقدي إلى أنه في ظل اتباع الدولة لنظام سعر الصرف الثابت فإنها لا تستطيع اتباع سياسة نقدية مستقلة عن شركائها التجاريين، بمعنى استيرادها لمعدلات التضخم من شركائها التجاريين. وفي المقابل، يؤكد النموذج النقدي أن نظام سعر الصرف المعوم يقوم بدور صمام الأمان إذ يتغير بصفة مستمرة وسلسة للمحافظة على تعادل القوة الشرائية في مواجهة أية اختلالات تنشأ في أسواق النقد بإحدى الدولتين أو كلاهما، مما يعني استقلالية السياسة الكلية في كلتا الدولتين، إذ تستطيع كلٌ منهما – بشكل مستقل – اختيار معدل التضخم الخاص بها (Copeland, 2005).

وينتقل أثر انخفاض (تخفيض) قيمة العملة المحلية في مقابل العملات الأجنبية إلى أسعار المستهلكين في الدولة المستوردة – **بشكل مباشر وغير مباشر**– مما يؤدي إلى تحقيق معدلات تضخم موجبة. يتسبب انخفاض قيمة العملة المحلية – بشكل مباشر– في زيادة أسعار واردات السلع النهائية (التي يتم تضمنيها في مؤشر أسعار المستهلكين) ومدخلات الإنتاج والسلع الرأسمالية مقومة بالعملة المحلية، فترتفع أسعار المستهلكين. وكذلك، يؤثر انخفاض قيمة العملة المحلية على أسعار المستهلكين في الدولة المستوردة – بشكل غير مباشر– من خلال **ثلاثة**

[١] على سبيل المثال، إذا ارتفع معدل التضخم في دولة ما بنسبة ٦٪ بينما زاد معدل التضخم في دولة أخرى – من شركائها التجاريين– بنسبة ٤٪ فقط، فوفقًا لنظرية تعادل القوة الشرائية، ستنخفض قيمة عملة الدولة الأولى بنسبة ٢٪ لتعويض فروق معدلات التضخم بين الدولتين

قنوات هي الطلب على البدائل المحلية للواردات، وأسعار الصادرات مقومةً بالعملة الأجنبية، وتوقعات التضخم. بخصوص **القناة الأولى**، يؤي ارتفاع أسعار الواردات مقومة بالعملة المحلية إلى زيادة الطلب على بدائلها المحلية مما يعني ارتفاع أسعار تلك البدائل، وبالتالي، زيادة أسعار المستهلكين. أما **القناة الثانية**، فيترتب على تخفيض قيمة العملة المحلية زيادة تنافسية الصادرات –مقومة بالعملات الأجنبية– في الأسواق الدولية، فيزداد الطلب الكلي ويتراجع المعروض من سلع التصدير في الأسواق المحلية، وهكذا، ترتفع الأسعار والناتج في الأجل القصير. إلا أنه في الأجل الطويل، سترتفع الأجور الحقيقية مما يؤدي إلى انخفاض الناتج الكلي مع بقاء الأسعار عند مستواها المرتفع الجديد. وكذلك، تؤدي زيادة الطلب على الصادرات إلى ارتفاع الطلب على العمل، فترتفع الأجور وتزداد تكاليف الإنتاج، ومن ثم، ترتفع أسعار المستهلكين. وتتمثل **القناة الثالثة** لانتقال تغيرات أسعار الصرف إلى أسعار المستهلكين في التأثير على **توقعات التضخم**. فإذا كان انخفاض (تخفيض) قيمة العملة المحلية يتسم بالاستمرارية (أي أنه ليس مؤقتاً)، يقوم المنتجون بتعديل الأسعار وفقاً لمعدل التضخم المتوقع فترتفع درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية (Alper, 2003; Al Yahyaei, 2011). وفقًا لـ(Taylor, 2000)، فإن المنشآت – عادة – تحدد أسعار منتجاتها مقدمًا لعدة فترات، وتستجيب للتغيرات في التكاليف (إما نتيجة انخفاض قيمة العملة المحلية أو بعض التكاليف الأخرى) فقط إذا كان يُنظر إلى هذه التغييرات على أنها ذات طبيعة مستمرة.

عند نمذجة انتقال تغيرات سعر الصرف، يتم استخدام عدة متغيرات مستقلة تؤثر على أسعار المستهلكين في الدول المستوردة، منها الأسعار المحلية لدى الشركاء التجاريين (Al Yahyaei, 2011; Fujii, 2004)، ومؤشر الناتج الصناعي الذي يعبر عن ظروف الطلب المحلي في الدول المستوردة (Beirne & Bijsterbosch, 2009). ويتم استخدام منهجية تناظر التكامل لكل من نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM) ونموذج الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) عند قياس انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية في الدول المستوردة في الأجلين الطويل والقصير. وتشترط منهجية تناظر التكامل باستخدام نموذج تصحيح الخطأ التي قدمها (Engle & Granger, 1987) أو التي قدمها (Johansen & Juselius, 1990)، أن تكون جميع متغيرات النموذج متكاملة – كل على حدة–من الدرجة الأولى. أما منهجية تناظر التكامل في إطار نموذج الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة – التي قدمها (Pesaran et al., 2001) – فيمكن استخدامها إذا كانت السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج لها درجات تكامل مختلطة (بعضها ساكن وبعضها متكامل من الدرجة الأولى) بشرط أن تكون السلسلة الزمنية للمتغير التابع متكاملة من الدرجة الأولى. وتتسم التقديرات التي يتم الحصول عليها بتطبيق هذه المنهجية الأخيرة بالإتساق والكفاءة في حالة استخدام المتغيرات الداخلية (أي استخدام القيم السابقة للمتغير التابع) كمتغيرات مستقلة (Nogueira, 2007).

بناءً على ما سبق، تتمثل المشكلة الرئيسية للدراسة في السؤال التالي: هل يساهم انخفاض قيمة الين في علاج مشكلة انكماش الأسعار في اليابان؟ وينبثق عن هذا التساؤل الرئيس عدة أسئلة فرعية، تتمثل فيما يلي:

- هل يؤدي انخفاض قيمة الين الياباني إلى زيادة مستوى أسعار المستهلكين في اليابان؟

- هل تختلف درجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى الأسعار المحلية في اليابان في الأجل القصير عنها في الأجل الطويل؟
- ما تأثير كل من المستوى العام للأسعار لدى الشركاء التجاريين، وظروف الطلب المحلي (مؤشر الناتج الصناعي الياباني)، وأسعار الأسهم على المستوى العام للأسعار في اليابان؟

يهدف البحث إلى قياس انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى مؤشر أسعار المستهلكين في اليابان في الأجلين الطويل والقصير– باستخدام منهجية تناظر التكامل ونموذج الإنحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة– خلال الفترة الممتدة من أبريل ٢٠١٣ (بدء تطبيق سياسات التوسع الكمي والنوعي) حتى يونيو ٢٠١٩. **وبعبارة أخرى، تهدف الدراسة إلى** قياس العلاقة بين مؤشر أسعار المستهلكين في اليابان (كمتغير تابع) وبين مجموعة من المتغيرات المستقلة هي سعر الصرف الإسمي الفعال للين، ومؤشرات أسعار المستهلكين لدى أهم الشركاء التجاريين لليابان (الصين والولايات المتحدة الأمريكية، حيث استوردت اليابان في المتوسط – خلال الفترة بين عامي ٢٠١٣ و٢٠١٨ – نحو ٢٣,٨% و١٠,٤% من وارداتها منهما على الترتيب)[١]، ومؤشر الناتج الصناعي في اليابان، ومؤشر أسعار الأسهم في اليابان.

تختبر الدراسة الفرضية الرئيسة التالية: توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة. **وينبثق عنها الفرضيات الفرعية التالية:**

- يعتبر انتقال أثر تغيرات سعر صرف الين إلى أسعار المستهلكين باليابان غير كامل (أي أن معامل إنحدار سعر الصرف الإسمي الفعال أقل من الواحد الصحيح).
- يتسم انتقال تغيرات سعر صرف الين إلى أسعار المستهلكين باليابان بعدم التماثل في الأجلين القصير والطويل (ارتفاع درجة الانتقال في الأجل الطويل مقارنة بالأجل القصير).
- يؤدي كل من **زيادة أسعار** المستهلكين لدى الشركاء التجاريين لليابان، وزيادة الرقم القياسي للناتج الصناعي وارتفاع أسعار الأسهم اليابانية إلى **زيادة أسعار المستهلكين في اليابان**.

وتنقسم الورقة الحالية إلى ستة أقسام شاملة المقدمة. يقدم القسم الثاني مراجعة مختصرة للأدبيات. ويعرض القسم الثالث – باختصار– سياسات التوسع الكمي والنوعي. ويقدم القسم الرابع بيانات الدراسة ومنهجيتها. ويخصص القسم الخامس لقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة. وأخيراً، فأن القسم السادس يعرض خاتمة الدراسة.

٢- مراجعة مختصرة للأدبيات:

يتسم انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية بعدم الاكتمال (Al Yahyaei, 2011; Barhoumi, 2006 An & Wang, 2011)، وانخفاض درجته في الأجل القصير مقارنة بالأجل الطويل (Al Yahyaei, 2011)، وانخفاض تأثيره على طول سلسلة التوزيع (Nogueira, 2007). ويمكن تفسير ارتفاع درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى أسعار المنتجين مقارنة بدرجة انتقال أثرها إلى أسعار المستهلكين بأن أسعار

[١] تم حسابها بناء على بيانات The World Integrated Trade Solution: https://wits.worldbank.org/

المنتجين تشمل السلع القابلة للإتجار بينما تشمل أسعار المستهلكين أسعار السلع القابلة للإتجار والسلع غير القابلة للإتجار (Nogueira, 2007). وأكدت دراسة (Barhoumi, 2006) أن أنظمة سعر الصرف الثابتة وخفض الحواجز التجارية تؤدي إلى ارتفاع درجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى معدل التضخم. وتوضح دراسة (de Mendonça & Tostes, 2015) أن تطبيق استهداف التضخم قد أدى إلى تخفيض درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى أسعار المستهلكين في البرازيل. وتوصل الباحثان إلى أن **المصداقية النقدية** (الالتزام باستهداف التضخم) ذات صلة فقط بانتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار السوقية بينما تساهم **المصداقية المالية** (استدامة الدين العام بالمحافظة على نسبة الدين إلى الناتج المحلي الإجمالي في حدود آمنة) في تقليل انتقال أثر تغيرات سعر الصرف على كل من التضخم وتوقعاته في البرازيل.

ويمكن تفسير انخفاض درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية في الأجل القصير مقارنة بالأجل الطويل في ضوء عوامل عدة، يتمثل أهمها في تكاليف القائمة، وتأثير الإبطاء، وعقود التحوط. تتأثر قرارات التسعير التي تتخذها الشركات بشكل عام بالتكاليف المرتبطة بتغيير الأسعار (مثل تكاليف جمع ومعالجة المعلومات الجديدة). ومن المتوقع أن تمتص الشركات أي تغيرات مؤقتة في سعر الصرف من خلال تغيير هوامش أرباحها والاستجابة للتغيرات التي يُنظر إليها على أنها أكثر ديمومة. كما يستجيب المستهلكون– عادةً– بفترات إبطاء للتغيرات في المواقف التنافسية (تغيرات الأسعار). ويرجع ذلك إلى الانتشار البطيء للمعلومات حول الأسعار، وانخفاض مصداقية البائعين الجدد، والولاء للموردين التقليديين، والتكاليف المرتبطة بتبديل الموردين. كما، تدخل الشركات أيضًا في عقود التحوط (أي تغطية سعر الصرف الآجل) من أجل القضاء على أية خسائر محتملة من التقلبات في أسعار الصرف. وهكذا، لن يعكس الدفع من قبل المستوردين سعر الصرف الحالي، بل يعكس سعر الصرف السائد في الماضي، مما يفسر انخفاض درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف في الأجل القصير (Al Yahyaei, 2011).

ويؤكد (Alper, 2003) أن ارتفاع درجة انفتاح الاقتصاد التركي، والأزمات المختلفة التي شهدتها الليرة التركية قد ساهما في ارتفاع درجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى الأسعار المحلية خلال الفترة (١٩٨٧-٢٠٠٣). كما توصلا (Ghosh & Rajan, 2007) إلى ارتفاع درجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى الأسعار المحلية في الدول الصغيرة نسبياً والأكثر انفتاحاً، والتي لديها نسبة كبيرة من الواردات، وبدائل محدودة للسلع المستوردة، والتي تشهد تقلبات أكثر في أسعار صرف عملاتها. كما تتأثر درجة الانتقال بالبيئة التضخمية في الدولة المستوردة، فالدول التى تحافظ على مصداقيتها في تحقيق معدل منخفض نسبياً ومستقر للتضخم تشهد انخفاض درجة تأثير تحركات أسعار الصرف على التضخم، والعكس صحيح في حالة الاقتصادات ذات معدلات التضخم العالية (Taylor, 2000). وفي هذا الصدد، توصل (Calvo, 2006) إلى أن الدول التي قامت بتطبيق استهداف التضخم وتخشى من تأثير تقلبات سعر الصرف على الأسعار المحلية، قد تتدخل بشكل مباشر لتعديل أسعار الصرف، أو تغيير أسعار الفائدة. وتؤكد دراسة (Takhtamanova, 2008) التي استخدمت بيانات ١٤ دولة أعضاء في منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية خلال الفترة ١٩٨٠- ٢٠٠٧، أن درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى **أسعار المستهلكين تعتمد على عدة عوامل هي: درجة انتقال**

تحركات أسعار الصرف إلى أسعار الشركات الفردية تعتمد بدورها على مرونات دوال الطلب والتكلفة التي تواجهها الشركات الفردية)، **ونسبة الواردات في سلات مؤشرات أسعار المستهلكين، ومصداقية السلطات النقدية**. وفسر الباحث انخفاض درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية في التسعينات من القرن العشرين وما بعدها مقارنةً بعقد الثمانينات في عينة الدراسة بانخفاض معدلات التضخم في الفترات اللاحقة مقارنة بعقد الثمانينات.

خلصت دراستا (McCarthy , 2000) و(Anaya, 2000) إلى ارتفاع درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية في الدول التي تمثل الواردات فيها نسبة مرتفعة من الاستهلاك المحلي ومدخلات الانتاج. كما توصلت دراسة (Belaisch, 2003) إلى انخفاض تأثير تغيرات أسعار الصرف على الأسعار المحلية في البرازيل مقارنة بدول لاتينية أخرى في ظل تبني البرزيل لنظام أسعار صرف معومة. ويرجع انخفاض هذا الأثر إلى عدة عوامل منها: الشعور بأن انخفاض قيمة العملة مؤقتاً، وتوافر السلع المنتجة محليا كبديل للواردات.

٣- سياسات التوسع الكمي والنوعي:

بدأت سياسات التوسع الكمي والنوعي في أبريل ٢٠١٣ بتحول هدف البنك المركزي من استهداف سعر الفائدة على الإقراض لمدة ليلة واحدة إلى استهداف القاعدة النقدية. بخصوص التوسع الكمي، أعلن بنك اليابان أنه سيتم زيادة القاعدة النقدية بمعدل سنوي يتراوح بين ٦٠ و٧٠ تريليون ين. كما تم الإعلان عن خطة لشراء الأصول المالية للقطاع الخاص مثل صناديق المؤشرات (بمعدل تريليون ين سنوياً) وصناديق الاستثمار العقاري اليابانية (بمعدل ٣٠ تريليون ين سنوياً). وبخصوص التوسع النقدي النوعي، فقد أعلن بنك اليابان مضاعفة متوسط آجال استحقاق سندات الحكومة اليابانية التي يحتفظ بها من ثلاث سنوات إلى سبع سنوات بهدف تخفيض سعر الفائدة. ويتمثل الهدف من هذه السياسات التوسعية في تحقيق معدل تضخم سنوي موجب ٢%. وفي يناير ٢٠١٦، تم تقديم سياسة سعر الفائدة السالبة لأول مرة في تاريخ اليابان بفرض سعر فائدة سالب (٠,١ %) على جزء من أرصدة الحسابات الجارية في بنك اليابان. كما بدأ بنك اليابان فرض رسوم بنسبة ٠,١% على الاحتياطيات التي تحتفظ بها المؤسسات المالية لديه وذلك لمواجهة مشكلة السيولة العاطلة[1] (Shirai, 2018; Ryou *et al.*, 2019).

ترتب على سياسة سعر الفائدة السالبة عدة آثار إيجابية، منها: (١) التوسع المؤقت في الاستثمار السكني، (٢) زيادة إصدار سندات الشركات طويلة الأجل، و(٣) زيادة الاستثمار في المحافظ الأجنبية من قبل المالية المؤسسات اليابانية، ومن ثم انخفاض قيمة الين، (٤) ارتفاع أسعار الأسهم وزيادة ربحية الشركات. إلا أن تأثيرها السلبي على المؤسسات المالية والتشوه العميق في الأسواق المالية وأسواق رأس المال لا يمكن تجاهله. أولاً: انخفضت ربحية القطاع المالي لانخفاض الهامش بين أسعار الفائدة على الإقراض وأسعار الفائدة على الودائع. كما وجدت البنوك صعوبة في فرض سعر فائدة سالب على الودائع من الأفراد وكبار المودعين

[1] تشير دراسة (Sher، ٢٠١٤) إلى أن المنشآت غير المالية في اليابان قد احتفظت بالنقود عاطلة– التي تقدر بنحو ٥% من الناتج المحلي الإجمالي الإسمي– بدلاً من استثمارها أو توزيع الأرباح على حملة الأسهم.

خوفًا من فقدان العملاء. وظلت نسبة القروض إلى الودائع أقل من ٧٠%، وقد وتراجعت أكثر بسبب نمو الودائع التي تجاوزت باستمرار نمو الائتمان. أضف إلى ذلك، فإن انخفاض العائد على سندات الحكومة اليابانية طويلة الأجل (مع فترات استحقاق متبقية تزيد عن ١٠ سنوات) جعل من الصعب على شركات التأمين وصناديق التقاعد الحفاظ على عائدات كافية من هذه الأصول، ولجأت بعض الشركات إلى رفع أقساط التأمين للعملاء الجدد. ويعني ذلك ارتفاع مخاطر عدم الاستقرار المالي المحتملة. ثانياً: **تشجيع الاحلال النقدي** بزيادة النقود والعملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي (٢٠% من الناتج المحلي الإجمالي في عام ٢٠١٦، وهي مرتفعة مقارنة بالدول المتقدمة) وتقليل الودائع خوفاً من سعر الفائدة السالب. ثالثاً: **ضعف وظائف سوق الأوراق المالية** بسبب المبالغة في تقييم بعض الأسهم الصغيرة؛ والتأثير السلبي المحتمل على حوكمة الشركات بسبب الحضور المتزايد لبنك اليابان كمستثمر كبير دون ممارسة حقوق التصويت. رابعاً: التحديات التشغيلية لبنك اليابان ومخاطر الميزانية العمومية بسبب ضخامة مشتريات بنك اليابان من صناديق المؤشرات (Shirai, 2019).

وبسبب الآثار السلبية لسياسة سعر الفائدة السالب وخاصة على مؤسسات الوساطة المالية، أعلن بنك اليابان – في سبتمبر ٢٠١٦– عن التحكم في منحنى العائد[١] Yield Curve Control كإطار جديد لتعزيز التوسع النقدي، حيث حدد عائدًا صفريًا على السندات الحكومية طويلة الأجل (١٠ سنوات). وفي يوليو ٢٠١٨، عدل أسعار الفائدة على السندات الحكومية لمدة ١٠ سنوات بحيث تتراوح بين ∓ ٠,٢ كحدود دنيا وقصوى لسعر الفائدة. وفرهذا التغيير هامشًا صغيرًا بين أسعار الفائدة قصيرة الأجل وطويلة الأجل، كما أنه رفع المعدلات التي تزيد عن ١٠ سنوات إلى مستوى إيجابي لضمان بيئة عمل أكثر ملاءمة لشركات التأمين وصناديق التقاعد (Honda & Inoue, 2019; Ryou *et.al*, 2019).

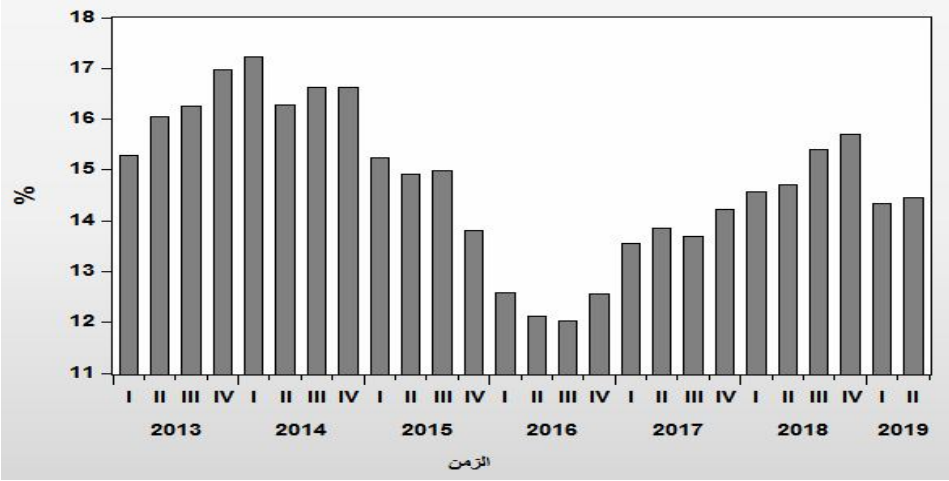
٤ـ متغيرات الدراسة ومنهجيتها

٤ـ١ متغيرات الدراسة:

يتمثل المتغير التابع في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (الذي يضم كل السلع) في اليابان. سبقت الإشارة عند مراجعة الأدبيات أن درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى أسعار المستهلكين تعتمد على حصة السلع المستوردة من سلة المستهلكين. واتباعاً لـ(Takhtamanova, 2008)، يتم استخدام نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر تقريبي لمساهمة الواردات في سلة المستهلكين. يوضح الشكل (١) أن نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي في اليابان – خلال الفترة الممتدة من الربع الأول من عام ٢٠١٣ حتى الربع

[١] يمكن تعريف منحنى العائد – الذي يُعرف أيضاً باسم هيكل الأجل لأسعار الفائدة Interest Rate Term Structure – بأنه تمثيل بياني لأدوات مديونية ذات آجال مختلفة. ويكون ميل منحنى العائد الطبيعي موجباً لأن معدلات العائد على الدين تزداد كلما طال الأجل. ويعكي هذا الميل الموجب فرضية تفضيل السيولة. ووفقاً لهذه الفرضية، فإن النقود (أكثر الأصول سيولة) ليس لها معدل فائدة، بينما يكون معدل العائد على الأصول الأقل سيولة أعلى كلما طال أجلها. ويرتبط منحنى العائد بتوقعات التضخم. وعلى سبيل المثال، فإن التوقعات بارتفاع معدلات التضخم في المستقبل، قد تعني أن البنك المركزي سوف يتبع سياسة نقدية إنكماشية برفع أسعار الفائدة قصيرة الأجل للحد من الضغوط التضخمية. وهكذا، تظهر الحاجة إلى علاوة مخاطر لتعويض عدم اليقين بشأن المستقبل. ويقوم المستثمرون بالمطالبة بسعرفائدة أعلى كلما طالت آجال الدين

الثاني من عام ٢٠١٩– تراوحت بين حد أدنى ١٢ % في الربع الثالث من عام ٢٠١٦ وحد أقصى ١٧,٢٣% في الربع الأول من عام ٢٠١٤، وبمتوسط نحو ١٤,٧٧% (أي أن نسبة مساهمة الواردات في سلة المستهلكين بلغت ١٤,٧٧% في المتوسط خلال الفترة ٢٠١٣-٢٠١٩).



شكل (١):

نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي باليابان: ٢٠١٣- الربع الأول: ٢٠١٩-الربع الثاني

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)

تتكون سلة المستهلكين في اليابان من عشر مجموعات على النحو الموضح بالجدول (١). وتمثل سلع الغذاء، والسكن، والنقل والاتصالات نحو من ٦١,٦٨% من مكونات سلة المستهلكين (٢٦,٢٣%، و٢٠,٨٧%، ١٤,٧٦%، على الترتيب). ويوضح الجدول (١) مساهمة مكونات سلة المستهلكين في معدل التضخم السنوي في اليابان خلال الفترة الممتدة بين عامي ٢٠١٣ و٢٠١٩. وقد ساهم المؤشر الفرعي للسلع الغذائية إيجابياً في زيادة معدلات التضخم خلال كل السنوات المشار إليها باستثناء عام ٢٠١٣. يساهم المؤشران الفرعيان لأسعار الغذاء وأسعار الوقود والإنارة والمياة بالنسبة الأكبر في التغيرات التي تطرأ على معدل التضخم في مؤشر أسعار المستهلكين خلال الفترة ٢٠١٣-٢٠١٩. وقد شهد عام ٢٠١٤ زيادة معدل التضخم بنحو ٢,٧%، لارتفاع أسعار الكهرباء –بشكل رئيسي– بسبب زيادة معدل الضريبة على المستهلك، وارتفاع أسعار واردات النفط الخام والغاز الطبيعي المسال، وزيادة رسوم استهلاك الطاقة من قبل كبرى شركات الطاقة الكهربائية. ويرجع ارتفاع أسعار الغاز إلى زيادة معدل الضريبة على المستهلك وارتفاع أسعار واردات الغاز الطبيعي المسال. وهكذا، يمكن القول بأن أهم السلع التي تؤثر على ارتفاع أسعار المستهلكين في اليابان هي **أسعار الطاقة والغذاء، وهي سلع قابلة للإتجار**. كما أن اليابان دولة مستوردة للطاقة وللسلع الزراعية (تُعد اليابان رابع أكبر مستورد للسلع الزراعية الأمريكية) (United States Department of Agriculture).

جدول (١):

مساهمة مكونات سلة المستهلكين في معدل التضخم السنوي في اليابان: ٢٠١٣ـ ٢٠١٩

١٠٠=٢٠١٥

العنصر	الوزن	٢٠١٣	٢٠١٤	٢٠١٥	٢٠١٦	٢٠١٧	٢٠١٨	٢٠١٩
الغذاء	٢٦٢٣	-٠,٠٤	٠,٩٦	٠,٧٩	٠,٤٥	٠,١٩	٠,٣٨	٠,١٢
السكن	٢٠٨٧	-٠,٠٩	٠	٠,٠١	-٠,٠٢	-٠,٠٤	-٠,٠٢	٠,٠٥
الوقود والإنارة والمياه	٧٤٥	٠,٣٥	٠,٤٩	-٠,٢١	-٠,٥٤	٠,١٩	٠,٢٨	٠,١٧
الأثاث والأجهزة المنزلية	٣٤٨	-٠,٠٧	٠,١٢	٠,٠٥	-٠,٠١	-٠,٠٢	-٠,٠٤	٠,٠٧
الملابس والأحذية	٤١٢	٠,٠١	٠,٠٩	٠,٠٩	٠,٠٧	٠,٠١	٠,٠١	٠,٠٢
الرعاية الطبية	٤٣٠	-٠,٠٢	٠,٠٤	٠,٠٤	٠,٠٤	٠,٠٤	٠,٠٧	٠,٠٣
النقل والاتصالات	١٤٧٦	٠,٢	٠,٣٩	-٠,٢٨	-٠,٢٩	٠,٠٤	٠,٠٢	-٠,٠٩
التعليم	٣١٦	٠,٠٢	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	-٠,٠٥
الثقافة والترفيه	٩٨٩	-٠,١	٠,٣٩	٠,٢١	٠,١٠	٠,٠٤	٠,٠٨	-٠,١٦
أخرى متنوعة	٥٧٤	٠,٠٧	٠,٢٢	٠,٠٦	٠,٠٤	٠,٠١	٠,٠٣	٠
السلع (Δ%)	٤٩٦٩	٠,٦	٠,٤	٠,٨	-٠,٦	٠,٩	١,٧	٠,٧
الخدمات (Δ%)	٥٠٣١	٠,١	١,٥	٠,٨	٠,٣	٠,٣	٠,٣	٠,٣
كل العناصر (Δ%)	١٠٠٠٠	٠,٤	٢,٧	٠,٨	١,٠-	٠,٥	١,٠	٠,٥٠

ملاحظات: باستثناء الصفوف الثلاث الأخيرة، فإن الأرقام الواردة تمثل مساهمة كل مؤشر فرعي في معدل التضخم في السنة المعنية. أما الصفوف الثلاث الأخيرة، فتمثل معدل التغير في المؤشر مقارنةً بقيمته في العام السابق.

المصدر: (SBOJ, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018, 2019)، (SHoJ, 2020)

يتم استخدام خمس متغيرات مستقلة هي: سعر الصرف الإسمي الفعال للين الياباني، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالصين، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالولايات المتحدة الأمريكية، مؤشر الناتج الصناعي باليابان، مؤشر أسعار الأسهم Nikkei225K. يُعرف سعر الصرف الإسمي الفعال بأنه مقياس لقيمة العملة المحلية مقابل متوسط مرجح لعدة عملات أجنبية. وتشير زيادته إلى ارتفاع قيمة العملة المحلية للدولة مقابل سلة العملات المرجحة لشركائها التجاريين، والعكس صحيح. وقد تم استخدام هذا المتغير في دراسات عدة، منها (Adekunle & Tiamiyu, 2018) أما مؤشرات أسعار المستهلكين لدى الشركاء التجاريين فتستخدم كمؤشر تقريبي لتكلفة الإنتاج في الدول المصدرة، وتم استخدامها في دراسات عدة منها (Al Yahyaei, 2011; Fujii, 2004; Adekunle & Tiamiyu, 2018). ويستخدم مؤشر الناتج الصناعي باليابان ليعبرعن ظروف الطلب المحلي. وقد تم استخدامه في دراسات عدة منها (Beirne & Bijsterbosch, 2009; Adekunle & Tiamiyu, 2018). أما مؤشر أسعار الأسهم Nikkei225K فيتم استخدامه – كما سبقت الإشارة إلى ذلك– لأن التوسع النقدي يعمل على ارتفاع المستوى العام للأسعار من خلال قناة إعادة توازن المحفظة (Shirai, 2018).

تستخدم الدراسة بيانات شهرية تغطي الفترة الممتدة من أبريل ٢٠١٣ (بداية تقديم التوسع النقدي الكمي والنوعي) إلى يونيو ٢٠١٩. وقد تم الحصول على هذه البيانات من الموقع الالكتروني لـ Federal Reserve Bank of St Louis.

٤-٢ منهجية تناظر التكامل المشترك ونموذج الإنحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة

رغم وجود عدة طرق لاختبار تناظر التكامل بين متغيرات الدراسة مثل طريقتي (Engle & Granger, 1987) و(Johansen & Juselius, 1990)، إلا أنهما يتطلبان أن تكون جميع متغيرات النموذج متكاملة – كل على حدة– من نفس الدرجة. ولأن متغيرات الدراسة الحالية لا تتمتع بنفس درجة السكون (كما سيتضح عند إجراء اختبار ديكي – فولر الموسع Augmented Dicky –Fuller (ADF) الذي قدمه (Dickey & Fuller, 1981) لاختبار جذر الوحدة)، فلا يمكن استخدامهما لنمذجة العلاقة بين متغيرات الدراسة في الأجلين الطويل والقصير. ويمكن تطبيق طريقة الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة (ARDL) Autoregressive Distributed Lag واختبار الحدود Bounds Testالذي قدمه (Pesaran et al., 2001) لنمذجة العلاقة بين متغيرات الدراسة الحالية، حيث تصلح هذه الطريقة إذا كانت متغيرات النموذج لها درجات تكامل مختلفة (بعضها ساكن I(0) أو متكامل من الدرجة الأولى I(1) بشرط أن يكون المتغير التابع متكامل من الدرجة الأولى)، وهو ما ينطبق على متغيرات الدراسة الحالية. ويعتمد نموذج ARDL على استخدام عدد كافي من فترات الإبطاء في إطار النمذجة العامة إلى الخاصة General to Specific Modelling Framework، مما يعني تخصيص عدد مختلف من فترات الإبطاء لكل متغير عند التقدير. ويمكن التعبير عن هذا النموذج باستخدام المعادلة (١).

$$\Delta PJ_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{1i} \Delta PJ_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{2i} \Delta NEER_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{3i} \Delta PCHI_{t-i} \sum_{i=1}^{m} \alpha_{4i} \Delta PUSA_{t_i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{5i} \Delta IPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{6i} \Delta STK_{t-i} + \beta_1 PJ_{t-1} + \beta_2 NEER_{t-1} + \beta_3 PCHI_{t-1} + \beta_4 PUSA_{t-1} + \beta_5 IPI_{t-1} + \beta_6 STK_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

حيث أن:

Δ تمثل الفرق الأول.

PJ : لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين باليابان.

NEER: لوغاريتم سعر الصرف الاسمي الفعال للين.

PCHI: لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالصين.

PUSA : لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالولايات المتحدة الأمريكية.

IPI: لوغاريتم مؤشر الناتج الصناعي الياباني.

STK: لوغاريتم مؤشر أسعار الأسهم في بورصة طوكيو Nikkei225

ε_t : حد الخطأ العشوائي White Noise Error Term. ويتبع توزيع العملية السديمية[١]، الذي يحقق الشروط التالية: (١) يتذبذب حول متوسط حسابي ثابت لا يتغير مع الزمن (مساوياً للصفر)، (٢) يتمتع بثبات التباين الذي لا يتغير في الزمن (σ^2)، (٣) أن يكون التباين المشترك بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية بين هاتين القيمتين، وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يتم حساب التغاير عنده. ويمكن كتابة

[١] يتم استخدام مصطلح العملية السديمية للتعبير عن العشوائية التامة Pure Randomness التي تشبه تحركات ذرات الغبار المنتشرة في الفضاء.

التوزيع الذي يتبعه: $\varepsilon_t \sim IID\ (0, \sigma^2)$، وترمز Independently and Identically Distributed (IID) إلى أن قيم الخطأ مستقلة عن بعضها البعض ومتطابقة.

تستخدم الدراسة الحالية الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة (جميع متغيرات النموذج قد تم التعبير عنها في صورة اللوغاريتم). إن تحويل المتغيرات إلى لوغاريتمات يقلل من تأثير القيم المتطرفة على نتائج التحليل، كما يحقق شرط الخطية، وتعبر المعلمات المقدرة في هذه الحالة عن المرونات (أحمد & عابدين، ٢٠١٦) .ووفقاً لنموذج الانحدار الذاتى بفترات إبطاء موزعة، فإن قيمة المتغير التابع عند نقطة زمنية معينة دالة في كل من القيم الحالية والسابقة للمتغيرات المستقلة و**القيم السابقة (المبطأة) للمتغير** التابع نفسه كما توضح المعادلة (١). ويتم إجراء **اختبار الحدود** لفحص وجود تناظر التكامل بين المتغيرات الموضحة بالمعادلة (١)، وتتمثل فرضية العدم في غياب تناظر التكامل بين المتغيرات (معلمات الأجل الطويل تساوي الصفر في آن واحد: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$) بينما تتمثل الفرضية البديلة في وجود علاقة تناظر تكامل بين المتغيرات (تختلف معلمات الأجل الطويل عن الصفر: $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0$).

وحيث أن اختبار F-test المستخدم في هذه الطريقة له توزيع غير معياري Non-Standard Distribution، فقد قامت دراسة (Pesaran et al, 2001) بتقديم مجموعتين من القيم الحرجة تمثل المجموعة الأولى منها قيم الحد الأدنى التي تفترض أن جميع المتغيرات ساكنة أو متكاملة من الدرجة الصفرية I (0)، بينما تمثل المجموعة الثانية قيم الحد الأعلى التي تفترض أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I (1). إذا كانت قيمة F-statistic المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى عند مستوى معنوية معين، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة مما يعني وجود علاقة تناظر تكامل (علاقة توازنية طويلة الأجل) بين المتغيرات. أما إذا كانت قيمة F-statistic المحسوبة أقل من القيمة الحرجة للحد الأدنى عند مستوى معنوية معين، فلا يمكن رفض فرضية العدم مما يعني عدم وجود علاقة تناظر تكامل بين متغيرات الدراسة. أما إذا وقعت قيمة F-statistic المحسوبة بين القيم الحرجة للحدين الأدنى والأعلى عند مستوى معنوية معين، فتكون نتيجة الاختبار غير محسومة، ولا يمكن الجزم بوجود علاقة تناظر متكامل من عدمه (Ahmed & Ahmed, 2019). وهكذا، إذا وُجدت علاقة تناظر تكامل بين المتغيرات، يتم تقدير معلمات النموذج في الأجل الطويل، كما يتم تقدير معلمات نموذج تصحيح الخطأ للأجل القصير الذي يمكن التعبير عنه كما هو موضح بالمعادلة (٢).

$$\Delta PI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{1i} \Delta PI_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{2i} \Delta NEER_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{3i} \Delta PCHI_{t-i} \sum_{i=1}^{m} \alpha_{4i} \Delta PUSA_{t_i} + + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{5i} \Delta IPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{6i} \Delta STK_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (٢)$$

وتمثل λ معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة تعديل أخطاء النموذج للرجوع للوضع التوازني، وتتراوح قيمته بين ($-1 < \lambda < 0$). ترمز EC_{t-1} إلى بواقي الإنحدار الذي تم تقديره لعلاقة تناظر التكامل في الأجل الطويل. أكد Bahmani-Oskooee &

(Chomsisengphet, 2002) أن وجود علاقة تناظر تكامل بين المتغيرات لا يعني استقرار المعلمات المقدرة. ومن ثم، ينبغي التأكد من استقرارها قبل تفسير نتائج النموذج. وتقوم الدراسة الحالية باستخدام كل من اختبار المجموع التراكمى Cumulative Sum (CUSUM) واختبار المجموع التراكمى للمربعات Cumulative Sum of Squares (CUSUMSQ) الذي قدمه (Brown et al., 1975). يتم رسم منحنى لأخطاء النموذج الذي تم تقديره باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، مع فترة ثقة ٩٥%، لاختبار فرضية العدم بأن المعلمات المقدرة غير مستقرة. فإذا وقع منحنى الأخطاء ضمن الحدود الحرجة لفترة الثقة طوال فترة الدراسة، فينبغي رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية 5%، مما يعني استقرار معلمات النموذج المقدر، دون الحاجة إلى تقسيم فترة الدراسة لفترات فرعية. أما إذا وقع منحنى الأخطاء خارج الحدود الحرجة لفترة الثقة في بعض فترات الدراسة، فلا يمكن رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية 5%، وتكون معلمات النموذج المقدر غير مستقرة. ومن ثم، ينبغي تقسيم فترة الدراسة إلى فترات فرعية تكون فيها المعلمات المقدرة مستقرة.

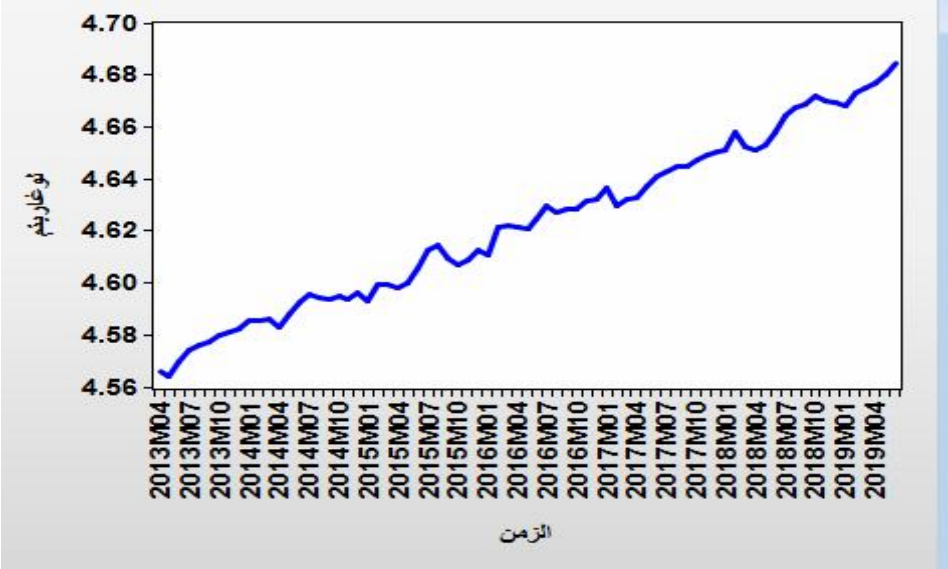
٥- تقدير العلاقة بين مؤشر أسعار المستهلكين في اليابان والمتغيرات المستقلة

تستخدم الدراسة – كما سبقت الإشارة– بيانات شهرية. لهذا، ينبغي التخلص من آثار الموسمية بها قبل استخدامها في التقدير. وتم استخدام طريقة المتوسطات المتحركة للتخلص من هذه الأثار[1] (EViews9). كما سبقت الإشارة إلى أن جميع المتغيرات مقاسة بوحدات اللوغاريتم. ومن ثم، فإن المعلمات المقدرة تمثل مرونة التغير في المتغير التابع نتيجة لتغير المتغير المستقل بنسبة ١%.

٥-١ التحليل المبدئي للبيانات:

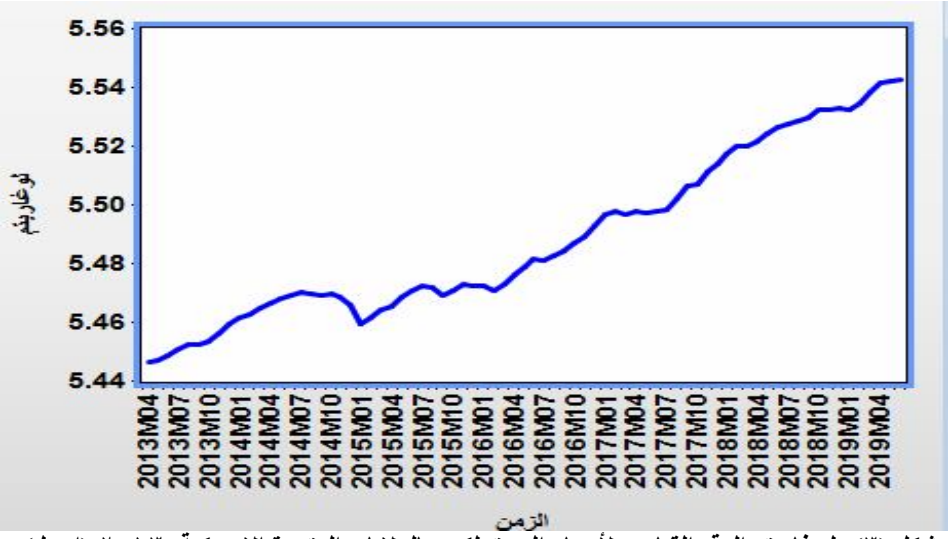
يوضح الشكلان (٢) و(٣) –على الترتيب– أن الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين بالولايات المتحدة الأمريكية والصين أخذت إتجاهاً عاماً تصاعديا خلال فترة الدراسة. إنخفض سعر الصرف الإسمي الفعال للين –الموضح بالشكل (٤) – حتى يونيو ٢٠١٥، إلا أنه إرتفع بنسبة ١٩,٤ ٪ من يونيو ٢٠١٥ إلى يونيو ٢٠١٦، ومع تطبيق سياسة سعر الفائدة السالبة ولجوء شركات التأمين اليابانية وصناديق التقاعد إلى زيادة مشترياتها من **الأوراق المالية الأجنبية** بنحو ٥ تريليون ين في الربع الأول من عام ٢٠١٦، **توقف ارتفاع قيمة الين**. بعد نوفمبر ٢٠١٦، بدأ سعر الصرف الفعال للين في الانخفاض، لسببين هما (١) السياسة المالية التوسعية المتوقعة لإدارة الرئيس الأمريكي Donald Trump (الذي أنتخب في نوفمبر ٢٠١٦) ساهمت في ارتفاع قيمة الدولار الأمريكي مقابل الين واليورو، (٢) في ديسمبر ٢٠١٦، رفع بنك الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي سعر الصرف الفيدرالي إلى ما بين ٠,٥٪ و ٠,٧٥٪ ، مما ساهم أيضًا في ارتفاع قيمة الدولار الأمريكي مقابل الين واليورو في فبراير ٢٠١٧ (Honda & Inoue, 2019).

[1] لم يتم عمل أية معالجة للموسمية في مؤشر الناتج الصناعي في اليابان لأن البيانات المتاحة معالجة أساساً ضد التغيرات الموسمية.



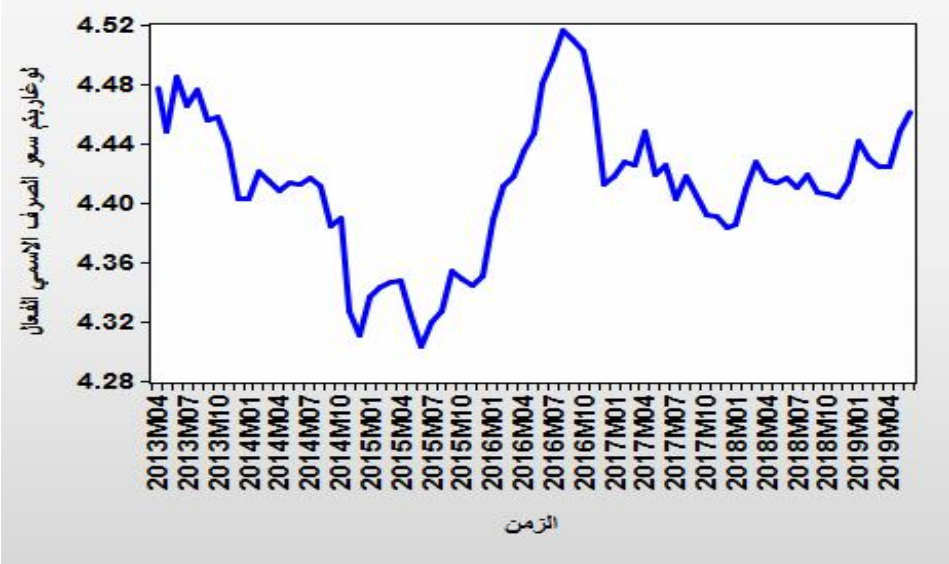
شكل (٢): لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالصين: ٢٠١٣ (إبريل)-٢٠١٩ (يوينو)

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)



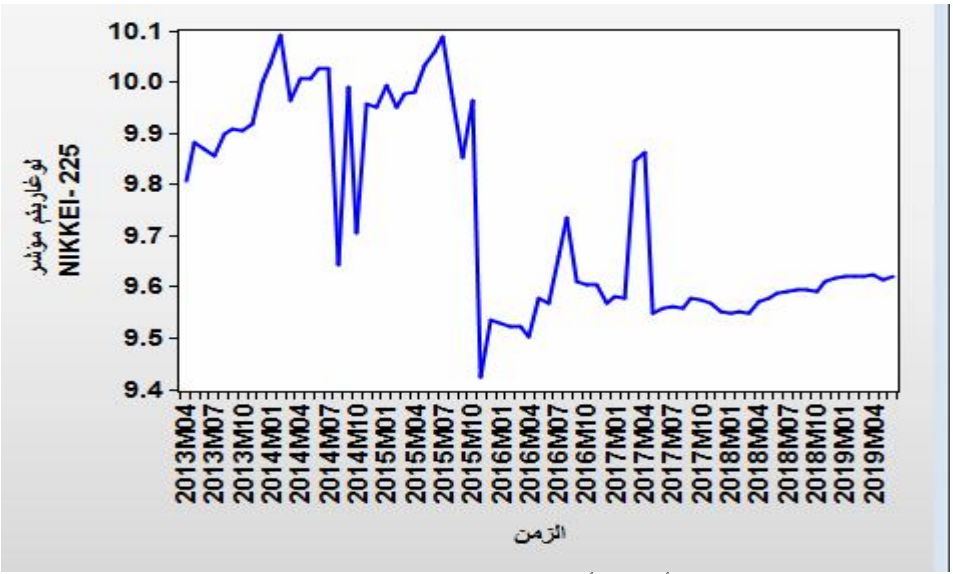
شكل (٣): لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالولايات المتحدة الامريكية: ٢٠١٣ (إبريل)-٢٠١٩ (يوينو)

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)



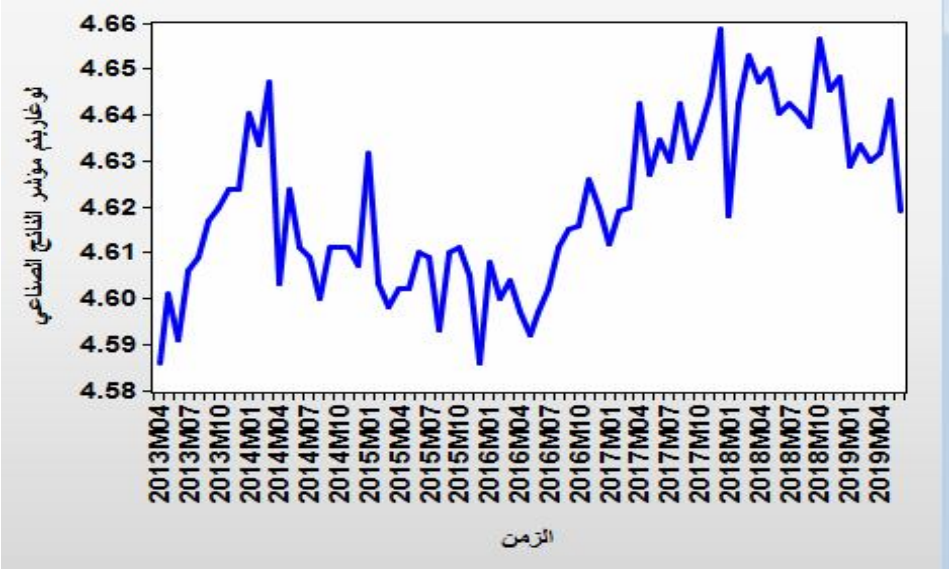
شكل (٤): لوغاريتم سعر الصرف الإسمي الفعال للين: ٢٠١٣ (إبريل)-٢٠١٩ (يوينو)

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)



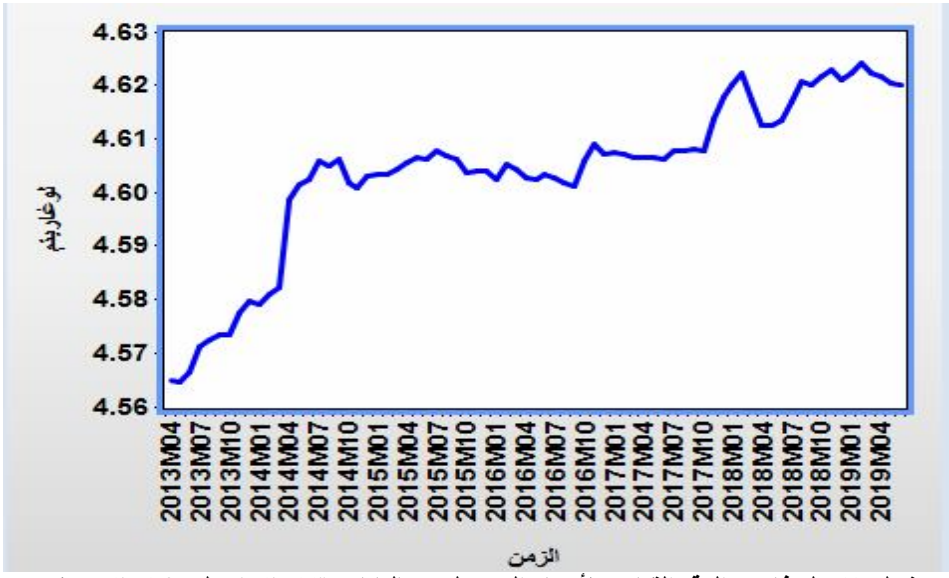
شكل (٥): لوغاريتم مؤشر أسعار الأسهم Nikkei225 باليابان: ٢٠١٣ (إبريل)-٢٠١٩ (يوينو)

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)



شكل (٦): لوغاريتم مؤشر الناتج الصناعي باليابان: ٢٠١٣ (إبريل)-٢٠١٩ (يوينو)

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)



شكل (٧): لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين باليابان: ٢٠١٣ (إبريل)-٢٠١٩ (يوينو)

المصدر: الباحثتان (بالاعتماد على بيانات المستخرجة من Federal Reserve Bank of St. Louis)

ويوضح الشكل (٥) أن مؤشر الأسهم Nikkei225 شهد تراجعاً في يونيو ٢٠١٥ تزامناً مع ارتفاع قيمة الين، ثم عاود الارتفاع في بداية عام ٢٠١٦ مع الإعلان عن تطبيق سياسة سعر الفائدة السالب، إلا أن ذلك الارتفاع لم يستمر طويلاً لأن المشاركين في السوق قد بدأوا في التعرف على أضرار هذه السياسة على القطاع المالي من خلال خفض هوامش أسعار الفائدة. وهكذا، شهدت أسهم القطاع المصرفي الياباني عمليات بيع كبيرة مما ساهم في تراجع أسعار الأسهم (Shirai, 2019)، ولم يعد المؤشر إلى مستوياته السابقة خلال الفترة أبريل-٢٠١٣ حتى فبراير-٢٠١٤. يوضح الشكل (٦) تطور مؤشر الناتج الصناعي الياباني خلال فترة الدراسة. بمقارنة الشكلين (٤) و(٦)، يُلاحظ أن أن الناتج الصناعي الياباني حساس لتغيرات سعر صرف الين (الشكل (٤))، وعلى سبيل المثال، فإن ارتفاع سعر الصرف الاسمي الفعال للين بنحو ٢٠٪ من يونيو ٢٠١٥ إلى أغسطس ٢٠١٦، كان مصحوباً بتراجع الناتج الصناعي لانخفاض تنافسية المنتجات اليابانية محلياً ودولياً (Honda & Inoue, 2019). وبشكل عام، فقد إتخذ الناتج الصناعي الياباني إتجاهاً تصاعدياً منذ بداية عام ٢٠١٦ بسبب زيادة نشاط البناء والاستثمار التجاري المرتبط بدورة الألعاب الأولمبية في طوكيو ٢٠٢٠، وانخفاض أسعار النفط منذ منتصف عام ٢٠١٤ (Shirai, 2018). إلا أن تراجع الناتج في نهاية فترة الدراسة يمكن تفسيره بتراجع ثقة المنشآت في بيئة الأعمال (OECD, 2020). ويشير الشكل (٧) لتطور مؤشر أسعار المستهلكين باليابان خلال فترة الدراسة. وقد حقق هذا المؤشر معدلات نمو موجبة منخفضة أو سالبة.

جدول (٢): نتائج اختبار ADF لمتغيرات الدراسة

المتغير	فترات الإبطاء	قيمة إحصائية ADF المحسوبة	القيمة الاحتمالية للخطأ *p*-value	درجة التكامل الفردية
PJ	1	-2.280 (**C**)	0.180	I (1)
Δ*PJ*	0	-7.011(**C**)	*0.000	I (0)
NEER	0	-0.3065 (N)	0.572	I (1)
Δ*NEER*	0	-7.553 (N)	*0.000	I (0)
PCHI	0	-4.203 (C & T)	*0.007	I (0)
PUSA	1	-1.527 (C & T)	0.814	I (1)
Δ*PUSA*	0	-5.872 (**C**)	*0.0000	I (0)
IPI	1	-2.514(**C**)	0. 116	I (1)
Δ*IPI*	1	-14.71 (N)	*0.000	I (0)
STK	1	-1.654	0.450	I (1)
Δ*STK*	0	-13.683	*0.0000	I (0)

ملاحظات:
(١) تم اختيار فترات الإبطاء طبقًا لمعيار Akaike Information Criterion (AIC) .
(٢) تشير Δ تشير إلى معدل التغير (الفرق الأول).
(٣) تشير N إلى أن المعادلة المستخدمة في إجراء اختبار ADF لا تحتوي على ثابت أو إتجاه.
(٤) تشير C إلى أن المعادلة المستخدمة في إجراء اختبار ADF تحتوي على ثابت.
(٥) تشير C&T إلى أن المعادلة المستخدمة في إجراء اختبار ADF تحتوي على ثابت واتجاه.
(٦) * تعني رفض فرضية العدم بوجود جذر للوحدة، ومن ثم فإن السلسلة محل الاهتمام ساكنة.
المصدر: إعداد الباحثتان باستخدام حزمة EViews 9.

يوضح الجدول (٢) نتائج اختبار ADF لجذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة. باستثناء مؤشر أسعار المستهلكين بالصين، لم يتم رفض فرضية العدم بوجود جذر للوحدة لجميع المتغيرات في صورة المستويات Levels. وهكذا، تم إجراء الاختبار للفروق الأولى لجميع المتغيرات – باستثناء مؤشر أسعار المستهلكين بالصين– وجاءت النتائج لتؤكد أنه يمكن رفض فرضية العدم بأن الفروق الأولى غير ساكنة عند مستوى معنوية صفر%. وهكذا، فإن كل متغير منها متكامل على حدة من الدرجة الأولى (أي I (1)). وبخصوص مؤشر أسعار المستهلكين بالصين، فإن النتائج تشير إلى عدم القدرة على رفض فرضية العدم بأن المتغير في صورة المستوى لا يحتوي على جذر للوحدة (أي أنه متكامل من الدرجة صفر I (0)). وحيث أن نتائج اختبار جذر الوحدة قد أكدت أن المتغير التابع وهو مؤشر أسعار المستهلكين باليابان متكاملا من الدرجة الأولى وأن باقي متغيرات الدراسة إما متكاملة من الدرجة الأولى أو الدرجة الصفرية، فإنه يمكن تقدير نموذج متجه الإنحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة لقياس أثر المتغيرات المستقلة على مؤشر أسعار المستهلكين باليابان.

٥-٢ نتائج تقدير نموذج ARDL

نظراً لإختلاف درجة التكامل الفردية لمتغيرات الدراسة – على النحو المشار إليه أعلاه – فقد تم استخدام مقاربة الحدود Bounds Testing Approach لاختبار وجود تناظر تكامل بين متغيرات الدراسة. وقد تم استخدام متغير صوري (D_{2014}) يأخذ القيمة صفر قبل تطبيق ضريبة الاستهلاك في أبريل ٢٠١٤ بينما يأخذ القيمة واحد بعد تطبيقها. لاختيار فترات الإبطاء المثلى، تم استخدام معيار Akaike Information Criterion (AIC). ووفقاً لهذا المعيار، تم تقدير نموذج ARDL (2, 0,0,0, 3,0)، بعدد فترات إبطاء ٢ للمتغير التابع (مؤشر أسعار المستهلكين باليابان)، وثلاث فترات إبطاء لمؤشر الناتج الصناعي، وعدم وجود فترات إبطاء لبقية المتغيرات. ويعرض الجدول (٣) نتائج اختبار الحدود للنموذج المشار إليه، والقيم الحرجة التي قدمها (Pesaran et al., 2001)، عند مستوى معنوية ١%، و٥%. جاءت قيمة إحصائية F المحسوبة (١٠,٠٤١) أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة عند مستويات المعنوية (١%، و٥%). ومن ثم، يتم رفض فرضية عدم وجود علاقة تناظر تكامل بين المتغيرات لصالح الفرضية البديلة بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع.

جدول (٣): نتائج اختبار الحدود لعلاقة تناظر التكامل بين متغيرات الدراسة

قيمة إحصائية F	مستوى المعنوية ٥%		مستوى المعنوية ١%	
	الحدود الدنيا (I0)	الحدود العليا (I1)	الحدود الدنيا (I0)	الحدود العليا (I1)
١٠,٠٤١	2.39	٣,٣٨	٣,٠٦	٤,١٥

المصدر: الباحثتان باستخدام حزمة EViews 9.

بناءً على وجود علاقة تناظر تكامل بين متغيرات الدراسة، فإنه يتم تقدير معلمات النموذج في الأجل الطويل. يوضح الجزء الأعلى من الجدول (٤) نتائج النموذج في الأجل الطويل بينما يوضح الجزء الأوسط من نفس الجدول نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير. وأخيراً، يعرض القسم الأسفل من الجدول (٤) نتائج الاختبارات التشخيصية للتأكد من تحقق غياب مشاكل القياس ولاختبار استقرار المعلمات المقدرة. وتمثلت تلك الاختبارات التشخيصية في اختبار Jarque-Bera لفحص إتباع سلسلة البواقي للتوزيع الطبيعي، اختبار Breusch-Godfrey (LM Test) لفحص خلو البواقي من الارتباط الذاتي، اختباري Harvey و Conditional Heteroskedasticity (ARCH)لاختبار عدم ثبات تباين البواقي، واختبار أخطاء تخصيص النموذج Ramsey RESET Test، واختباري المجموع التراكمي للبواقي CUSUM والمجموع التراكمي لمربعات البواقي CUSUMSQ لفحص استقرار المعلمات المقدرة.

جاءت القيمة الاحتمالية لإحصائية Jarque-Bera – التي تتبع توزيع χ^2 بدرجتي حرية– أكبر من كل مستويات المعنوية التقليدية (١%، ٥%، ١٠%). وهكذا، لا يمكن رفض فرضية عدم إتباع سلسلة البواقي للتوزيع الطبيعي. بخصوص اختبار Breusch-Godfrey، بلغت القيمة الاحتمالية لإحصائية χ^2 نحو ٠,٠٩٣. ومن ثم، لا يمكن رفض فرضية عدم وجود ارتباط سلسلي بين بواقي النموذج المقدر عند مستوى معنوية ٥%. وتشير نتائج اختباري ARCH وHarvey إلى عدم رفض فرضية ثبات تباين البواقي عند مستوى ٥% (حيث جاءت القيمة الاحتمالية للخطأ ٠,٠٩١، ٠,٠٧٥، على الترتيب). تؤكد نتائج اختبار Ramsey RESET Test، أنه لا يمكن رفض فرضية عدم وجود أخطاء في توصيف النموذج عند جميع مستويات المعنوية التقليدية (حيث جاءت القيمة الاحتمالية للخطأ ٠,٦٧٠). أضف إلى ما سبق، يؤكد اختبار CUSUM واختبار CUSUMSQ أن القيم التجميعية للبواقي ولمربعات البواقي تقع بين حدود فترة الثقة ٩٥% مما يدل على أن معلمات النموذج في الأجلين الطويل والقصير مستقرة. ومن ثم، يمكن استخدام النموذج في تفسير العلاقة بين متغيرات الدراسة.

جدول (٤): نتائج تقدير نموذج ARDL (2, 0,0,0, 3,0)

ARDL (*PJ*, *NEER*, *PCHI*, *PUSA*, *IPI*, *STK*)

المتغير	معاملات الانحدار المقدرة	قيمة إحصائية t	*p*-value
أولاً: نتائج النموذج في الأجل الطويل			
NEER	-0.0193	-2.175	0.033
PCHI	0.2075	2.588	0.012
PUSA	0.0139	0.1406	0.888
IPI	0.1372	2.493	0.015
STK	0.0089	3.110	0.002
D_{2014}	0.021	11.807	0.000
الحد الثابت	2.915	21.934	0.0000
ثانياً: نتائج النموذج في الأجل القصير			
ΔPJ_{t-1}	0.113	١,٤٩٧	٠,١٣٩
$\Delta NEER$	-0.008	-0.828	0.410
$\Delta PCHI$	0.177	2.809	0.006
$\Delta PUSA$	0.040	0.408	0.684
ΔIPI	-0.01	-0.554	0.581
ΔIPI_{t-1}	-0.066	-2.910	0.005
ΔIPI_{t-2}	-0.032	-1.645	0.104
ΔSTK	0.002	1.715	0.091
D_{2014}	0.016	8.55	0.000
$C_{t-1}E$	-0.335	-4.766	0.000
ثالثاً: الاختبارات التشخيصية للنموذج			
$\bar{R}^2$			0.984
*Jarque-Bera			2.911 [0.233]
*Breusch-Godfrey LM (lag=3)			6.398[0.093]
*ARCH (3)			6.474[0.091]
*Harvey			18.265[0.075]
**Ramsey RESET			0.182[0.670]
CUSUM			مستقر
CUSUMSQ			مستقر

ملاحظات:

(١) تم اختيار فترات إبطاء النموذج باستخدام معيار AIC

(٢) تم تقدير النموذج باستخدام مصفوفة التغاير طبقا لطريقة HAC Newey-West

(٣) * تعني أن الإحصائية تتبع توزيع $\chi 2$ & ** تتبع الإحصائية توزيع F

(٤) بخصوص الاختبارات التشخيصية، فإن القيمة الاحتمالية للخطأ تم وضعها بين [ ] بجانب قيمة الاحصائية

(٥) تم استخدام ثلاث فترات إبطاء عند إجراء اختبار Breusch-Godfrey LM واختبار ARCH

المصدر: إعداد الباحثتان باستخدام حزمة EViews 9.

سبقت الإشارة إلى أن معاملات الانحدار المقدرة تمثل المرونات لأن النموذج قد تم تقديره بالصيغة اللوغارتمية المزدوجة. بخصوص الأجل الطويل، تشير النتائج إلى أن معاملات الانحدار المقدرة لكل من سعر الصرف الإسمي الفعال للين، والأسعار المحلية بالصين، ومؤشر الناتج الصناعي، ومؤشر أسعار الأسهم Nikkei225 جاءت معنوية (أي تختلف عن الصفر عند مستويات المعنوية المقبولة) ومتفقة مع الإشارة النظرية المتوقعة مسبقاً. ويترتب على انخفاض قيمة الين بنسبة ١٠% ارتفاع أسعار المستهلكين باليابان بنسبة ٠,٢%، مما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية الدراسة بأن انخفاض قيمة الين الياباني سيؤدي إلى ارتفاع الأسعار المحلية باليابان، إلا أن درجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين غير كاملة.

تُعد درجة انتقال أثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين باليابان (تبلغ ٠,٠١٩٣) منخفضة إذا ما قورنت بدرجة انتقال نظيرتها في دول مجلس التعاون الخليجي (تراوحت درجة الانتقال بين حد أدنى ٠,٥٤ في حالة عمان وحد أقصى بلغ ٠,٦٥ في حالة المملكة العربية السعودية في الأجل الطويل، وذلك وفقاً لنتائج دراسة (Al Yahyaei, 2011). ويمكن تفسير ذلك الأمر بالبيئة التضخمية، إذ ترتفع درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف إلى أسعار المستهلكين في الاقتصادات التي ترتفع بها معدلات التضخم (مثل دول مجلس التعاون الخليجي) بينما تنخفض درجة انتقالها في الاقتصادات التي تتسم بانخفاض معدلات التضخم (مثل اليابان)، مما يؤكد نتائج دراسة (Taylor, 2000) ودراسة (Takhtamanova, 2008).

ويؤدي تغير الأسعار المحلية بالصين بنسبة ١٠% إلى تغير نظيرتها باليابان بنسبة ٢%. وتعتبر هذه النتيجة متسقة مع نصيب الصين من إجمالي الواردات اليابانية (كانت الصين مصدر نحو ٢٣,٨% من واردات اليابان في المتوسط خلال الفترة ٢٠١٣ (الربع) –٢٠١٩ (الربع الثاني)، كما سبقت الإشارة لذلك، مما يعني ضرورة أخذ معدل التضخم في الصين في الاعتبار عند تصميم السياسة النقدية باليابان حتى لا تنتقل الضغوط الانكماشية من الاقتصاد الصيني – في حالة تعرضه للإنكماش– إلى نظيره الياباني. أما زيادة الناتج الصناعي باليابان بنسبة ١٠% فتؤدي إلى زيادة أسعار المستهلكين بنسبة ١,٣٧%، مما يعني أن تحسن ظروف الطلب تؤدي إلى زيادة أسعار المستهلكين في الأجل الطويل.

يؤدي ارتفاع مؤشر أسعار الأسهم Nikkei225 بنسبة ١٠% إلى زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين باليابان بنسبة ٠,٠٨%، وهي نسبة منخفضة. وتتفق تلك القيمة المنخفضة مع استنتاج (Shirai, 2019) بأن التأثير الإيجابي لقناة إعادة موازنة المحفظة على معدل التضخم باليابان محدود. نظرًا لسلوك تجنب المخاطرة، يفضل القطاع العائلي ودائع البنوك، وقد شكلت الودائع والنقد حوالي ٥٠٪ من إجمالي الأصول المالية للقطاع العائلي في الفترة ٢٠٠٠ - ٢٠١٨. كما، يشير مسح الرأي العام السنوي حول الأصول والخصوم المالية للقطاع العائلي – الذي يقوم به **المجلس المركزي لمعلومات الخدمات المالية**– أن النسبة المئوية للأسر المستجيبة بأنها "تمتلك بعض الأصول المالية" انخفضت من ٨٨% في استطلاع عام ٢٠٠٠ إلى ٧٤% في استطلاع عام ٢٠١٢، ثم واصلت الانخفاض إلى ٦٩٪ في استطلاع عام ٢٠١٧. مما يعني

أن عدد الأسر التي لا تملك أي أصول مالية قد ازداد بمرور الوقت. أضف إلى ذلك، تعد المخاوف بشأن نظام الضمان الاجتماعي بما في ذلك المعاشات العامة ورعاية المسنين والتأمين الطبي من الأسباب الرئيسية وراء رغبة العديد من الأسر في الادخار، وتجنب المخاطرة بشكل مفرط (Shirai, 2019). بخصوص تأثير ضريبة الاستهلاك التي تم فرضها في أبريل ٢٠١٤، فقد أدت إلى زيادة المستوى العام لأسعار المستهلكين باليابان. وأخيراً، فقد جاء معامل الانحدار الخاص بأسعار المستهلكين بالولايات المتحدة الأمريكية غير معنوي، مما يعني أن تغيرات أسعار المستهلكين بها كشريك تجاري لا تؤثر على أسعار المستهلكين باليابان.

فيما يتعلق بنتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير، جاء **معامل تصحيح الخطأ معنوياً بإشارة سالبة** مما يتفق مع الإشارة المتوقعة مسبقاً. ويمكن تفسير قيمة تلك المعلمة بأن ٠,٣٣٥ من انحراف مؤشر أسعار المستهلكين في اليابان عن مساره التوازنى فى الأجل الطويل يتم تصحيحه كل شهر (أي أن حوالي ٣٣,٥% من هذه الإنحرافات يتم تصحيحها شهرياً). **ويعني ذلك، أن** الرجوع **التام للمسار التوازني طويل الأجل يستغرق نحو ثلاثة أشهر**. جاء معامل انحدار سعر الصرف بالإشارة السالبة المتوقعة (وأقل من معامل إنحدار الأجل الطويل)، إلا أن معامل الانحدار لا يختلف معنوياً عن الصفر. وهذا يعني أن انخفاض سعر الصرف لا يؤثر على أسعار المستهلكين باليابان في الأجل القصير. ويمكن تفسير انخفاض درجة انتقال تغيرات أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية في الأجل القصير مقارنةً بالأجل الطويل في ضوء عوامل عدة منها تكاليف القائمة، وعقود التحوط. وتمتص الشركات أية تغيرات مؤقتة في سعر الصرف من خلال تغيير هوامش أرباحها والاستجابة للتغيرات التي يُنظر إليها على أنها أكثر ديمومة. كما تدخل الشركات أيضًا في عقود التحوط للتغلب على أية خسائر محتملة من التقلبات في أسعار الصرف. وهكذا، لن يعكس الدفع من قبل المستوردين سعر الصرف الحالي، بل يعكس سعر الصرف السائد في الماضي، مما يفسر انخفاض (أو عدم معنوية) درجة انتقال أثر تغيرات أسعار الصرف في الأجل القصير.

جاء معامل إنحدار مؤشر أسعار المستهلكين بالصين بإشارة موجبة ومعنوية (ولكنه أقل من معامل الانحدار في الأجل الطويل كما هو متوقع). ويعني ذلك أن ارتفاع أسعار المستهلكين في الصين بنسبة ١% تؤدي إلى ارتفاع نظيرتها في اليابان بنحو ٠,١٧٧% في الأجل القصير. كما جاء معامل إنحدار أسعار الأسهم بإشارة موجبة – ولكنه غير معنوي عند ٥%، حيث جاءت قيمة احتمالية الخطأ ٠,٠٩١ – وبقيمة أقل من معامل إنحدار الأجل الطويل لنفس المتغير. ويمكن تفسير عدم معنوية معامل أسعار الأسهم في الأجل القصير بأن اليابانيين يتجنبون المخاطر Risk-averse، ولا يستجيبون للزيادة في أسعار الأسهم بزيادة الطلب (باعتبار زيادة أسعار الأسهم تعني زيادة الثروة). ويرجع ذلك الأمر إلى أن خبرة اليابانيين منذ عقد التسعينات تشير إلى أن ارتفاع أسعار الأسهم أعقبه إنفجار فقاعة الأسهم ودخول الاقتصاد الياباني في نفق الانكماش بعدها. أما معامل إنحدار المتغير الصوري (D_{2014})، فقد جاء معنوياً وبإشارة موجبة ولكنه أقل من معامل الأجل الطويل لتؤكد أن فرض ضريبة الاستهلاك في أبريل ٢٠١٤ قد أدى إلى ارتفاع أسعار المستهلكين باليابان. كما جاء معامل إنحدار القيم السابقة لمؤشر أسعار المستهلكين في الأجل القصير (أي معامل ΔPI_{t-1}) غير معنوي (احتمالية الخطأ أكبر من مستوى معنوية ١٠%). ويعني ذلك الأمر عدم صحة فرضية تعديل توقعات التضخم Inflation Adaptive Expectation في الأجل القصير. أي أن معدل التضخم في الفترة السابقة لا يعتبر

أحد المحددات الهامة لمعدل التضخم في الفترة الحالية. وتعتبر هذه النتيجة على النقيض من النتيجة التي توصلت إليها دراسة (Adekunle & Tiamiyu, 2018) في حالة نيجيريا.

بخصوص معاملات إنحدار الناتج الصناعي في الأجل القصير، فقد جاءت بإشارة سالبة مخالفة لما هو متوقع ولكنها غير معنوية، باستثناء معامل إنحدار ΔIPI_{t-1} الذي جاء سالباً ولكنه معنوي. وتتفق هذه النتيجة مع النتيجة التي توصلت إليها دراسة (Beirne & Bijsterbosch, 2009) بشأن عدم إتساق إشارة معامل إنحدار مؤشر الناتج الصناعي في عينة من دول وسط وشرق أوروبا الأعضاء في الاتحاد الأوروبي، حيث جاءت إشارته موجبة في بعض الحالات وسالبة في حالات أخرى، وإن كانت غير معنوية في بعض الحالات المخالفة للإشارة المتوقعة. وفي اليابان، يمكن تفسير هذه النتيجة في ضوء التوقعات المتشائمة للشركات بعدم استمرار التحسن في ظروف الطلب. وهكذا، قد تلجأ هذه الشركات إلى البيع بأسعار منخفضة في حالة زيادة الطلب للتخلص من المخزون الراكد لديها، قبل تدهور الظروف الاقتصادية التي قد تشهد المزيد من تراجع الأسعار (أي مزيد من الخسائر).

وفقا لـ (OECD, 2020)، فإن مؤشر الإنتشار Diffusion Index يوضح تدهور توقعات منشآت الأعمال بشأن ظروف العمل في المستقبل. ويتم حساب مؤشر الانتشار بطرح نسبة الشركات التي ترى أن ظروف العمل جيدة من نسبة الشركات التي ترى أن بيئة الأعمال غير جيدة. وكما يتضح من الشكل (٨)، تدهور مؤشر الإنتشار بشدة منذ ديسمبر٢٠١٧ لكل من منشآت الصناعة التحويلية Manufacturing ومنشآت الصناعة غير التحويلية Non-manufacturing. وقد بلغت قيمة النقود العاطلة التي تحتفظ بها المنشآت غير المالية باليابان نحو٥٠٦,٤ تريليون دولاراً في عام ٢٠١٩. وقد ارتفع هذا الرقم بنسبة كبيرة منذ مارس ٢٠١٣، بعد شهور من وصول رئيس الوزراء Abe إلى السلطة متعهدا بالقضاء على اكتناز السيولة (Mookerjee et al., 2019). ولا يتم استثمارها هذه النقود العاطلة لوجود التوقعات التشاؤمية بخصوص بيئة الأعمال. وقد سبقت الإشارة إلى أن المستثمرين المؤسسيين قلقون بشأن الجدوى المستقبلية لنتائج أعمالهم في ظل انخفاض أسعار الفائدة وتراجع أرباح القطاع المالي (البنوك وشركات التأمين). وتجد الشركات اليابانية صعوبة في تسويق منتجاتها، مما يساهم في الاستخدام الواسع لاستراتيجيات التسويق القائمة على الخصم. وفي المسح الاقتصادي قصير الأجل للشركات أجراه بنك اليابان في ديسمبر ٢٠١٨، اعتقد حوالي ٧٠٪ من المشاركين أن أسعار الإنتاج سترتفع "بنحو صفر بالمائة" في العام المقبل. جنبًا إلى جنب مع ردود "لا أعرف"، تجاوزت النسبة ٨٠٪. وتشير نتائج المسح أن هناك درجة عالية من عدم اليقين فيما يتعلق ببيئة تحديد الأسعار للشركات مع زيادة طول فترة التوقع (Shirai, 2019).

شكل (٨): تدهور مؤشر الإنتشار في اليابان

المصدر (OECD, 2020)

الخاتمة:

استهدفت الدراسة الإجابة على السؤال التالي: **هل يساهم انخفاض قيمة الين في علاج مشكلة إنكماش الأسعار في اليابان؟** وللإجابة عليه، قامت بنمذجة انتقال أثر تغيرات أسعار الين إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلكين باليابان في الأجلين الطويل والقصير بتطبيق منهجية تناظر التكامل ونموذج الإنحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة على بيانات شهرية تمتد من أبريل ٢٠١٣ (بداية تطبيق سياسات التوسع الكمي والنوعي) حتى يونيو ٢٠١٩. وقد شملت المتغيرات المستقلة كل من سعر الصرف الإسمي الفعال للين، والأرقام القياسية لأسعار المستهلكين بكل من الصين والولايات المتحدة الأمريكية (أهم الشركاء التجاريين لليابان) كمتغير تقريبي لتكاليف الإنتاج بهما، والرقم القياسي للناتج الصناعي باليابان كمؤشر لظروف الطلب الكلي به، ومؤشر أسعار أسهم Nikkei225K لدراسة تأثير قناة إعادة موازنة المحفظة على معدل التضخم باليابان. كما، قامت الدراسة باستخدام متغير صوري لدراسة تأثير ضريبة الاستهلاك التي تم فرضها في ٢٠١٤. استخدمت الدراسة جميع المتغيرات في صورتها اللوغاريتمية، مما يعني أن معاملات الانحدار المقدرة تمثل المرونات. أشارت نتائج اختبار الحدود إلى وجود علاقة تناظر تكامل بين متغيرات الدراسة. كما اجتاز النموذج كل الاختبارات التشخيصية (اتباع البواقي للتوزيع الطبيعي، غياب الإرتباط السلسلي بين البواقي، ثبات تباين البواقي، عدم وجود أخطاء في تخصيص النموذج، استقرار معلمات النموذج).

جاءت معاملات الانحدار المقدرة في الأجل الطويل لكل من سعر الصرف الإسمي الفعال، والأسعار المحلية في الصين، ومؤشر الناتج الصناعي، ومؤشر أسعار الأسهم Nikkei225 معنوية ومتفقة مع الإشارة النظرية المتوقعة مسبقاً. يترتب على انخفاض قيمة الين الياباني بنسبة ١٠% ارتفاع أسعار المستهلكين في اليابان بنسبة ٠,٢% في الأجل الطويل (انتقال غير كامل لأثر تغيرات سعر الصرف إلى أسعار المستهلكين)، وهو ما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية الدراسة التي تنص على أن انخفاض قيمة الين الياباني سوف يؤدي إلى ارتفاع الأسعار المحلية باليابان. إلا أن سياسات التوسع الكمي والنوعي لم تنجح في تحقيق استقرار معدل التضخم السنوي المستهدف عند ٢%، حيث تحقق معدل سنوي قدره ٢,٧% في عام ٢٠١٤ فقط بعد فرض ضريبة الاستهلاك. وهكذا، جاء معامل إنحدار المتغير الصوري (D_{2014}) الذي يعبر عن تأثير ضريبة الاستهلاك – التي تم فرضها في أبريل ٢٠١٤ – على أسعار المستهلكين موجباً معنوياً في الأجلين الطويل والقصير. أضف إلى ذلك، أشار التحليل إلى الآثار السلبية التي ترتبت على تطبيق سياسة سعر الفائدة السالبة مثل انخفاض ربحية القطاع المالي وتراجع أسعار أسهم البنوك، وضعف دور سوق الأوراق المالية وتشجيع الإحلال النقدي.

يؤدي تغير الأسعار المحلية بالصين بنسبة ١٠% إلى تغير نظيرتها باليابان بنسبة ٢%. وهو ما يتسق مع نصيبها من إجمالي الواردات اليابانية. ويعني ذلك ضرورة أخذ معدل التضخم بالصين في الاعتبار عند تصميم السياسة النقدية باليابان، حتى لا تنتقل الضغوط الانكماشية من الاقتصاد الصيني – في حالة تعرضه للإنكماش – إلى اليابان. تؤدي زيادة الناتج الصناعي بنسبة ١٠% إلى زيادة أسعار المستهلكين بنسبة ١,٣٧% في الأجل الطويل. يؤدي ارتفاع مؤشر أسعار الأسهم Nikkei225 بنسبة ١٠% إلى زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في اليابان بنسبة ٠,٠٨% في الأجل الطويل، وهي نسبة منخفضة. ويمكن تفسيرها في ضوء سلوك تجنب المخاطرة لتفضيل القطاع العائلي ودائع البنوك. جاء معامل إنحدار مؤشر أسعار المستهلكين بالولايات المتحدة الأمريكية غير معنوي وفقاً لمستويات المعنوية التقليدية.

بخصوص نتائج النموذج في الأجل القصير، جاءت جميع معاملات الإنحدار كما هو متوقع أقل من نظيرتها في الأجل الطويل. جاء **معامل تصحيح الخطأ بإشارة سالبة ومختلف معنوياً عن الصفر، مشيرا إلى أن** حوالي ٣٣,٥% من انحرافات مؤشر أسعار المستهلكين عن مسار العلاقة التوازنية طويلة الأجل يتم تصحيحها كل شهر. جاء معامل انحدار سعر الصرف بالإشارة السالبة المتوقعة، إلا أنه لا يختلف معنوياً عن الصفر، مما يعني أن انخفاض سعر الصرف لا يؤثر على أسعار المستهلكين باليابان في الأجل القصير، ويمكن تفسير ذلك في ضوء وجود تكاليف القائمة، وعقود التحوط. يؤدي ارتفاع أسعار المستهلكين بالصين بنسبة ١% تؤدي إلى ارتفاع نظيرتها باليابان بنحو ٠,١٧٧%. جاء معامل إنحدار أسعار الأسهم بإشارة موجبة، ولكنه غير معنوي، مما يشير إلى أن اليابانيين يتجنبون المخاطر، ولا يستجيبون للزيادة في أسعار الأسهم بزيادة الطلب لأن خبرتهم منذ عقد التسعينات تشير إلى أن ارتفاع أسعار الأسهم أعقبه إنفجار فقاعة الأسهم ودخول الاقتصاد الياباني في نفق الانكماش بعدها. أشارت النتائج إلى أن معدل التضخم في الفترة السابقة لا يعتبر أحد المحددات الهامة لمعدل التضخم في الفترة الحالية. جاءت معاملات إنحدار الناتج الصناعي في الأجل القصير بإشارة سالبة مخالفة لما هو متوقع ولكنها غير معنوية، باستثناء معامل إنحدار ΔIPI_{t-1} الذي جاء سالباً ولكنه معنوي. يمكن تفسير هذه النتيجة في ضوء التوقعات المتشائمة للشركات بعدم استمرار التحسن في

ظروف الطلب، مما يضطرها إلى البيع بأسعار منخفضة للتخلص من المخزون الراكد، قبل تدهور الظروف الاقتصادية التي قد تشهد المزيد من تراجع الأسعار.

المراجع:

- أحمد، أميرة عقل & عابدين، داليا حسن (٢٠١٦). العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر وانبعاثات ثاني أكسيد الكربون في مصر. مجلة الدراسات والبحوث التجارية، كلية التجارة بجامعة بنها، مج ٢ (ع ٤).
- Adekunle, W. &. Tiamiyu, A. (2018). Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices in Nigeria: An Asymmetric Approach MPRA Paper 88797, *University Library of Munich, Germany*.
- Ahmed, A.& Ahmed, A. (2019). The Impact of Energy Prices on Electricity Production in Egypt. *International Journal of Energy Economics and Policy 9(5)*.
- Akram, T. (2014). The Economics of Japan's Stagnation. *Business Economics, 49 (3)*.
- Alper, K. (2003). *Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices in Turkish Economy (MSc. Thesis)*. the Graduate School of Social Sciences, Middle East Technical University, Turkey.
- Al Yahyaei. Q. I. (2010). *The Relevance of the US Dollar Pag to the Economies of the Gulf Cooperation Council Countries GCC (PhD thesis)*. Faculty of Law, Business, and Social Science, University of Glasgow.
- An, L. & Wang, J., (2011). Exchange rate pass-through: evidence based on vector autoregression with sign restrictions. *Open Econ Rev 23(2)*.
- Anaya, J. A. (2000), Exchange Rate Pass-through and Partial Dollarization: Is there a link? *Center for Research on Economic Developments and policy Reform working paper 81*.
- Bahmani-Oskooee, M. & Chomsisengphet, S. (2002). Stability of M2 money demand function in industrial countries. *Applied Economic 34*.

- Belke, A., & Volz, U. (2020). The Yen Exchange Rate and the Hollowing Out of the Japanese Industry. *Open Economies Review*, 31.
- Barhoumi, K. (2006). Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation. *Economic Modelling, 23 (6)*.
- Beirne, J. & Bijsterbosch, M. (2009). Exchange Rate Pass-through in Central and Eastern European Member States. *Working Paper No. 1120*, European Central Bank.
- Belaisch, A. (2003). Exchange Rate Pass-Through in Brazil. *IMF Working Paper 03/141*.
- Brown, R., Durbin, J. & Evans, M. o(1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B 37 (2)*.
- Calvo, G. A. (2006). Some thoughts About Monetary Policy in Emerging Markets: Focusing on Sudden Stop, Liability Dollarization, and Lender of Last Resort. *NBER Working Paper 12788*.
- Copeland, L.S. (2005). *Exchange Rates and International Finance*. 4th ed, *Pearson Education Limited*.
- de Mendonça, H.F. & Tostes, F.S. (2015). The Effect of Monetary and Fiscal Credibility on Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Economy. *Open Econ Rev 26*.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4).
- Engle, R. F. & Granger, C.W.J. (1987). Co- Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica 55(2)*.
- EViews. EViews 9 User's Guide I. IHS Global Inc.
- Federal Reserve Bank of St. Louis: https://fred.stlouisfed.org

- Fujii, F., (2004). Exchange Rate Pass-through in the Deflationary Japan: How Effective Is the Yen's Depreciation for Fighting Deflation. CESifo Working Paper 1134, Workshop on Economic Stagnation in Japan, Venice Summer Institute.
- Ghosh, A. & Rajan, R. S. (2007). A survey of Exchange Rate Pass-Through in Asia. *Asian-Pacific Economic Literature, 21 (2)*.
- Hamada, K. & Okada, Y., (2009). Monetary and international factors behind Japan's lost decade. *Journal of The Japanese and International Economies,23*.
- Honda, Y. & Inoue, H. (2019). The effectiveness of the negative interest rate policy in Japan: An early assessment. *Journal of The Japanese and International Economies No.52*
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on - Cointegration with Applications to the Demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52 (2)*.
- McCarthy, J. (2000). Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports (111)*.
- Mookerjee, I., Hu, F. & Lee, M.J. (2019). Japan Companies Are Sitting on Record $4.8 Trillion in Cash. *https://www.bloomberg.com/news/articles/2019-09-02/japan-s-companies-are-sitting-on-record-4-8-trillion-cash-pile*
- Nogueira, R. Jr. (2007). Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Econ Aplic., 11(2)*.
- Organization for Economic Cooperation and Development (OECD, 2020). Economic Outlook, Volume 2020, Issue 1 (Preliminary Version).
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics 16.*

- Ryou, J.W., Baak, S.J.& Kim, W. J. (2019). Effects of Japanese quantitative easing policy on the economies of Japan and Korea. *North American Journal of Economics and Finance 48*.
- Sher, G. (2014). Cashing in for Growth: Corporate Cash Holdings as an Opportunity for Investment in Japan. *IMF Working Paper 221*.
- Shirai, S. (201٨). Mission incomplete: Reflating Japans Economy. 2nd ed., *Asian Development Bank (ADB) Institute, Tokyo, Japan.*
- Shirai, S. (2019). Overview of the Bank of Japan's unconventional monetary policy during the period 2013-2018. *International Journal of Economic Policy Studies, 13*.
- Statistical Bureau of Japan, CPI Annual Report, *different issues* (2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018, 2019). https://www.stat.go.jp/english/data/cpi/1588.html
- Statistical Handbook of Japan (SHoJ), 2020, *Statistics Bureau Ministry of Internal Affairs and Communications Japan*.
- Takhtamanova, Y. (2008). Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Through. *Working Paper 2008-13, Working Paper Series, Federal Reserve Bank of San Francisco*.
- Taylor, J. B. (2000). Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review 44 (7)*.
- The World Integrated Trade Solution: https://wits.worldbank.org
- United States Department of Agriculture: Foreign Agriculture Services: https://www.fas.usda.gov/data/united-states-agricultural-exports-japan-remain-promising

Modelling Exchange Rate Pass-through Effect to Consumer Prices in Japan

Dr Amira Akl Ahmed
Associate Professor of Economics
Department of Economics
Faculty of Commerce, Benha University
amira.ahmed@fcom.bu.edu.eg

Mrs. Fardous Ahmed Kamal
Assistant Lecturer, Department of Economics
Faculty of Commerce, Benha University
fardos.kamal@fcom,bu.edu.eg

Abstract

The study adopted the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model cointegration technique (or bounds testing) onto monthly data, covering the period extending from April 2013 (the adoption of Quantitative and Qualitative Easing) to June 2019, to investigate the exchange rate pass-through effect (ERPTE) to the Japanese consumer price index (CPI). The Japanese CPI is regressed against the nominal effective exchange rate of the Yen (NEER) and CPI of major trading partners (i.e., China and the USA), the industrial production index (IPI), and the Nikkei225 stock index. According to the ARDL results, there exists a long-run equilibrium relationship between the Japanese CPI and the explanatory variables with incomplete ERPTE. In the long run, a 10% depreciation of the NEER increases the Japanese CPI by 0.2% whereas a rise of the Chinese CPI by 10% increases the Japanese CPI by 2%. Moreover, a 10% increase in the Japanese IPI results in an increase of the Japanese CPI by 1.37%, indicating that improved demand conditions lead to higher CPI in the long run. A 10% rise in Nikkei225 results in an increase of the Japanese CPI by 0.08%, in the long run, implying that the effect of the portfolio rebalancing is moderate. It is worth mentioning that the short-run elasticities are lower than their long-run counterparts. The short-run coefficient of the IPI has a negative sign which does not agree with prior theoretical expectations. It seems that Japanese firms find it difficult to raise their sales prices, and, thus they adopt the discount-based marketing strategies.

Keywords: Exchange Rate Pass-through Effect to Consumer Prices; Cointegration; ARDL Model; Quantitative and Qualitative Monetary Easing in Japan.