اختبار علاقة التكامل المشترك والسببية بين المتغيرات السعرية والطلب السياحي للجزائريين على تونس (خلال الفترة 2014-2019)

Testing co-integration and causality relationship between price variables and tourism demand of Algerians for Tunisia (during the period 2014-2019)

مزواغي جيلالي
Mezouaghi Djilali

مخبر إستراتيجية التحول إلى اقتصاد أخضر، جامعة مستغانم (الجزائر)، djilali.mezouaghi@univ-mosta.dz

تاريخ الاستلام: 2020/03/01 تاريخ القبول: 2020/06/29 تاريخ النشر: 2020/07/31

ملخص:

هدفت الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة بين المتغيرات السعرية (سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري، مؤشر أسعار الاستهلاك في تونس وفي الجزائر)، والطلب السياحي للجزائريين على تونس، خلال الفترة الممتدة ما بين جانفي 2014 ونوفمبر 2019، باستخدام اختبار التكامل المشترك، نموذج متجه تصحيح الخطأ، اختبار السببية لغرانجر، والاستعانة ببرنامج (Eviews.8).

وخلصت إلى وجود علاقة تأثير عكسي في المدى الطويل والقصير لمتغير سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري على الطلب السياحي للجزائريين على تونس، وعدم وجود علاقة سببية بينهما، أما مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر فكان له علاقة تأثير طردي وعلاقة سببية في اتجاه واحد، في حين بينت النتائج عدم وجود علاقة تكامل مشترك أو علاقة سببية بين متغير مؤشر أسعار الاستهلاك التونسي والطلب السياحي للجزائريين على تونس.

كلمات مفتاحية: سياحة؛ طلب؛ صرف؛ سعر؛ استهلاك؛ تكامل؛ سببية؛ جزائر؛ تونس.

تصنيفات JEL: C51, E31, F31, L83, O55, Z30 .

---

* المؤلف المرسل: مزواغي جيلالي، الإيميل: djilali.mezouaghi@univ-mosta.dz

Abstract:

The study aimed to determine the nature of relationship between price variables (the real exchange rate of the Tunisian dinar against the Algerian dinar (TND/DZD), the consumer price index in Tunisia and Algeria (CPI)), and the tourism demand of Algerians for Tunisia, during the period from January 2014 to November 2019, by using co-integration test, Vector Error Correction Model, Granger causality test, and the use of (Eviews.8).

It concluded that there was a relationship of adverse impact at long and short term of (TND/DZD) real exchange rate on the tourism demand of Algerians for Tunisia, and the absence of a causal relationship between them, while the (CPI) in Algeria had a relationship of positive impact and a causal relationship in one trend, The results also showed that there wasn't a co-integration or a causal relationship between the variable of Tunisian (CPI) and the tourism demand of Algerians for Tunisia.

Keywords: tourism; demand; exchange; price; consumption; integration; causality; Algeria; Tunisia.

JEL Classification Codes: C51, E31, F31, L83, O55, Z30

1. مقدمة:

لعل الجزائر الباحثة عن تنويع الصادرات خارج المحروقات، قد وضعت السياحة من بين الأولويات الاقتصادية، من خلال جملة من الإجراءات المتخذة لتشجيع الاستثمار السياحي، وكذا تنمية البنى التحتية والفوقية، كوضعها للمخطط الوطني لتهيئة الإقليم (SNAT)، والمخطط التوجيهي للتهيئة السياحية (SDAT)، إلا أن ظاهرة طلب الجزائريين على السياحة الخارجية لم تنل شطرا هاما من الجهود والدراسات، وأصبحت دول العالم وجهة لأكثر من 5,6 مليون جزائري سنة 2018، ومكلفة بذلك أكثر من 613 مليون دولار أمريكي، وتعتبر تونس أهم وجهة للجزائريين حيث استقبلت 2,7 مليون سائحا جزائريا سنة 2018 (وزارة السياحة والصناعة التقليدية، 1998-2018)، أي بنسبة 48% من إجمالي السياح الجزائريين المغادرين، ومن بين العوامل المحفزة للطلب السياحي الجزائري على تونس، الحدود البرية المشتركة والمفتوحة، إلى جانب سهولة الوصول، كما يعتبر الجزائريون أن الأسعار في تونس تنافسية مقارنة بالأسعار في الجزائر.

1.1. إشكالية الدراسة:

على ضوء ما سبق يمكننا طرح السؤال الرئيسي لإشكالية الدراسة كما يلي:

ما طبيعة العلاقة بين المتغيرات السعرية والطلب السياحي للجزائريين على تونس؟

ويتفرع السؤال الرئيسي إلى الأسئلة الفرعية التالية:

-ما طبيعة العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري والطلب السياحي للجزائريين على تونس؟

-ما طبيعة العلاقة بين مؤشر أسعار الاستهلاك والطلب السياحي للجزائريين على تونس؟

2.1. فرضيات الدراسة

قمنا بوضع فرضيات كإجابات أولية كما يلي:

1) هناك علاقة تأثير عكسي وعلاقة سببية بين سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري والطلب السياحي للجزائريين على تونس؛

2) هناك علاقة تأثير عكسي وعلاقة سببية بين مؤشر أسعار الاستهلاك التونسي والطلب السياحي للجزائريين على تونس؛

3) هناك علاقة تأثير طردي وعلاقة سببية بين مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر والطلب السياحي للجزائريين على تونس.

3.1. أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى:

-تشخيص علاقة تأثير المتغيرات السعرية على الطلب السياحي للجزائريين على تونس؛

-معرفة إمكانية وجود علاقة سببية بين المتغيرات السعرية والطلب السياحي للجزائريين على تونس.

4.1. منهج الدراسة:

اعتمدنا على المنهج الوصفي في عرض أهم أدبيات الدراسة والمتعلقة بالطلب السياحي، والمنهج التحليلي والاستقرائي في الجانب التطبيقي، وذلك من خلال تحليل مختلف النتائج المتوصل إليها بتطبيق

طريقة (Johansen-Juselius)، شعاع الانحدار الذاتي VAR، نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM، واختبار علاقة السببية لغرانجر (Granger)، وباستخدام برنامج (Eviews.8).

5.1. الإطار الزماني والمكاني:

يتجلى الإطار الزماني للدراسة في الفترة الممتدة ما بين جانفي 2014 ونوفمبر 2019، أما الإطار المكاني فقد شمل الجزائر كمُصَدِّر للسياح وتونس كمُسْتَقْبِل لهم.

6.1. دراسات سابقة:

اعتمدنا في دراستنا على ضوء بعض الدراسات السابقة وهي كالتالي:

-دراسة (Seetanah, Sannassee, & Rojid, 2015): التي هدفت إلى تشخيص طبيعة علاقة تأثير الأسعار النسبية على الطلب السياحي في جزر الموريس خلال الفترة الممتدة ما بين 1983-2012، من خلال تحليل السلاسل الزمنية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المتجه، وخلصت إلى وجود علاقة تأثير سلبي للأسعار النسبية على الطلب السياحي في المدى الطويل، من جهة أخرى أظهرت النتائج وجود علاقة طردية بين الأسعار النسبية في جزر الموريس والطلب السياحي في الدول المنافسة لها في مجال السياحة والواقعة في نفس الإقليم؛

-دراسة (Suciptawati & Sianipar, 2017): التي هدفت إلى تحديد العلاقة بين المتغيرات السعرية والدخل السياحي الناتج عن الطلب الياباني على السياحة في بالي (اندونيسيا)، من خلال تحليل البيانات الفصلية خلال الفترة 2003-2016 باستخدام اختبار التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، وخلصت إلى وجود علاقة توازنية طويلة وقصيرة الأجل، وعلاقة تأثير سلبي للمتغيرات السعرية على الدخل السياحي؛

-دراسة (Lee, Lee, & Huang, 2018): إذ كان من بين أهدافها تحديد العلاقة بين الطلب السياحي في تايوان، وسعر الصرف، خلال الفترة الممتدة ما بين 2001-2016، باستخدام اختبار السببية لغرانجر ونموذج العتبة، وخلصت إلى وجود علاقة سببية بين سعر الصرف والطلب السياحي.

ومن خلال ما تقدم ذكره، يمكن التنويه إلى أن هذه الدراسات لم تتناول مسألة الطلب على

السياحة الخارجية أو الصادرة بشكل مباشر، والتي لا تقل أهمية عن السياحة الوافدة، خاصة فيما تعلق بالأثر على ميزان المدفوعات وحركة الأموال خارج الحدود الدولية.

2. التأصيل النظري للطلب السياحي والمرونة السعرية:

1.2. تعريف الطلب السياحي:

عَرَّفَ كل من (Mathieson) و(Wall) عام 1982 الطلب السياحي على أنه: "مجموع عدد الأشخاص المسافرين أو الراغبين في السفر، والمستعملين للتسهيلات السياحية والخدمات في رحلتهم إلى بيئة غير التي اعتادوا العيش أو العمل فيها" (Stephen, 2019, p. 82)، والطلب السياحي الدولي هو "عدد السائحين الذين ينتقلون من البلد المُصَدِّر للسياح، إلى البلد المُسْتَقْبِل لغرض من أغراض السياحة (السيسي، 2016، صفحة 27)، والسياحة الوافدة هي حركة دخول السياح غير المقيمين من الأجانب والمغتربين إلى بلد المقصد، أما السياحة الصادرة فهي حركة خروج السياح المقيمين إلى خارج حدود بلدهم، وتسمى كذلك السياحة الخارجية (Candela & Figini, 2012, p. 28).

2.2. مرونة الطلب السياحي اتجاه الأسعار:

يعتبر الطلب السياحي عالي المرونة اتجاه الأسعار، ويتناسب عكسيا مع المتغيرات السعرية، حيث كلما انخفضت هذه الأخيرة في البلد المُسْتَقْبِل ارتفع التدفق السياحي إليها (ارتفاع الطلب السياحي) والعكس صحيح (يوسف كافي و مصطفى كافي، 2017، صفحة 104)، حيث: $Flx_{Dt} = \frac{\Delta D_T}{\Delta P}$

وبالتالي فإن معامل المرونة (Flx_{DT}) يساوي التغير النسبي في الطلب السياحي (D_T) مقسوما على التغير النسبي في الأسعار(P).

في حالة دراسة بيانات عدد السياح المغادرين من البلد المُصَدِّر (i) إلى البلد المُسْتَقْبِل (j) يكون لدينا دالة الطلب السياحي في شكل مبسط، كما يلي (Fletcher, Fyall, Gilbert, & Wanhill, 2018, pp. 81-82): $D_{i\to j} = D_0 + \beta(\frac{P_i \times EX}{P_j})$ ؛$D_{i\to j} = f(P_i, EX, P_j)$

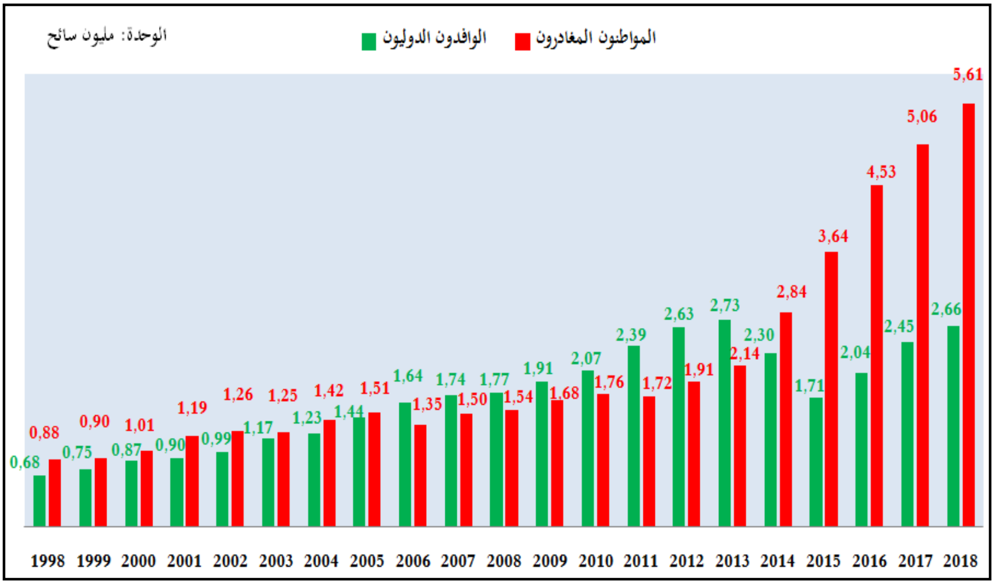
حيث: $D_{i\to j}$: الطلب السياحي ممثلا بعدد المغادرين من البلد (i) إلى البلد (j)؛ D_0: الثابت الذي يعبر عن عدد المغادرين من البلد (i) إلى البلد (j) والمستقل عن المتغيرات السعرية؛ P_i: المستوى

العام للأسعار في البلد (i)؛ P_j: المستوى العام للأسعار في البلد (j)؛ EX: سعر صرف عملة البلد (j) مقابل العملة المحلية للبلد (i).

3. تطور الطلب الجزائري على السياحة الخارجية:

يقاس حجم الطلب السياحي بعدد الوافدين، أو بعدد المغادرين في حالة السياحة الصادرة أو الخارجية، والشكل الموالي يبين تطور عدد السياح المغادرين مقارنة بعدد الوافدين في الجزائر.

الشكل 1: تطور عدد السياح المغادرين إلى عدد السياح الوافدين في الجزائر خلال الفترة: 1998–2018.



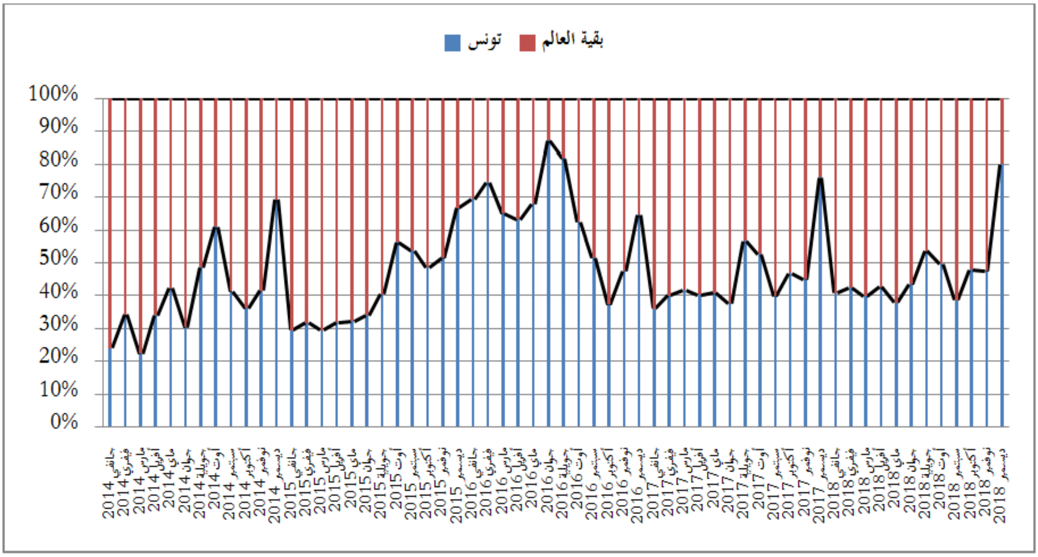
المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى (وزارة السياحة والصناعة التقليدية، 1998–2018).

نلاحظ من خلال (الشكل 1) تزايد الطلب السياحي للجزائريين على السياحة الخارجية من 880 ألف سنة 1998 إلى أكثر من 5 ملايين و610 ألف سنة 2018، مقابل تزايد الطلب الدولي على السياحة في الجزائر من 680 ألف سنة 1998 إلى مليونين و660 ألف سائحا سنة 2018، وبشكل عام تعود أسباب ارتفاع الطلب السياحي للوافدين والمغادرين إلى خروج الجزائر من أزمتها السياسية (العشرية السوداء)، وبالتالي أصبحت الجزائر وجهة آمنة للسياح الوافدين، وكذا استرجعت مكانتها على الصعيد الدولي، مما عزز من قبول الجزائريين للدخول إلى مختلف دول العالم، بالإضافة إلى ارتفاع دخول الأفراد وزيادة رفاهيتهم، وتجدر الإشارة إلى أن حجم الطلب على السياحة الخارجية كان

أكبر من حجم الطلب السياحي الدولي على الجزائر خلال الفترة الممتدة ما بين 1998 إلى 2005، حيث عرفت هذه المرحلة الاهتمام بالقطاعات الأخرى على غرار المحروقات والبنى التحتية والهياكل القاعدية، ولم يكن للسياحة شطرا معتبرا من الاهتمام، أما خلال المرحلة الممتدة ما بين 2006-2013 فقد كان الطلب الدولي على السياحة في الجزائر أكبر من طلب الجزائريين على السياحة الخارجية، والمرجح أن تعود الأسباب إلى سياسة التشييد والتنمية في إطار برنامج الإنعاش الاقتصادي وفي ظل البحبوحة المالية التي شهدها الاقتصاد الجزائري والناتجة عن ارتفاع أسعار المحروقات، وفكان بذلك توجه الدولة إلى التعويل على الاستثمار السياحي في إطار "المخطط التوجيهي للتهيئة السياحية (SDAT) 2030"، وكذا "المخطط الوطني لتهيئة الإقليم (SNAT)"، بالإضافة إلى تشجيع المؤسسات الصغيرة والمتوسطة ووضع تسهيلات وآليات لتمويلها، وفي المرحلة الممتدة ما بين سنتي 2014 و2018 كان حجم طلب الجزائريين على السياحة الخارجية أكبر بكثير من حجم الطلب الدولي على السياحة في الجزائر، ويمكن أن تعود الأسباب إلى تهاوي أسعار المحروقات التي وضعت الجزائر أمام بوادر أزمة مالية، إلى جانب حدة المنافسة في مجال السياحة الدولية على غرار دولتي تونس والمغرب الرائدتان.

ولعل ارتفاع الطلب السياحي للجزائريين على تونس التي تعتبر أهم وجهة لهم، يمكن أن يساعد في فهم مسألة الإقبال الكبير للسياح الجزائريين على السياحة الخارجية.

الشكل 2: **تطور الطلب السياحي للجزائريين على تونس مقارنة بالطلب السياحي على بقية العالم (خلال الفترة: 2014–2018).**



المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى (وزارة السياحة والصناعة التقليدية، 1998–2018)، و (المعهد الوطني للإحصاء، 2014–2019).

من خلال (الشكل 2) نلاحظ أن الطلب السياحي للجزائريين على تونس يمثل نسبة معتبرة مقارنة بالطلب السياحي للجزائريين على بقية العالم، وعموما نجده يتراوح ما بين 40% إلى 60% من إجمالي الطلب على السياحة الخارجية، كما نلاحظ أنه تجاوز نسبة 60% في شهري أوت وديسمبر 2014، ومن ديسمبر 2015 إلى سبتمبر 2016، وخلال أشهر ديسمبر للسنوات 2016، 2017، و2018، في دلالة على انجذاب الجزائريين إلى برامج سياحية، خاصة تلك المتعلقة برأس السنة الميلادية، والسياحة الشاطئية صيفا.

4. الدراسة القياسية:

1.4. متغيرات الدراسة:

تم اختيار متغيرات الدراسة المبينة في (الجدول 1) بناءا على النظرية الاقتصادية المعرفة لمرونة الطلب السياحي اتجاه الأسعار، والمتمثلة في البيانات الشهرية خلال الفترة الممتدة مابين جانفي 2014 ونوفمبر

.2019

الجدول 1: متغيرات الدراسة ومصادرها.

المتغيرات	الرمز	المصدر
الطلب السياحي للجزائريين على تونس	ARV	(المعهد الوطني للإحصاء، 2014-2019)
سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري	EX	(XE, 2014-2019)
مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي التونسي (سنة الأساس 2010 و2015)	PTN	(المعهد الوطني للإحصاء، 2014-2019)
مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي في الجزائر (سنة الأساس 2001)	PDZ	(ONS, 2014-2019)

المصدر: من إعداد الباحث.

2.4. نموذج الدراسة:

يمكن لحالة عدم استقرار السلاسل الزمنية أن تولد علاقات زائفة بين المتغيرات، لذا يجب تحويلها بطريقة الفروق حتى تستقر، ثم التحقق من وجود علاقة التكامل المشترك من نفس الدرجة باستخدام اختبار جوهانسون وجيسيليوس (Johansen-Juselius)، ومن أجل تقدير العلاقة نستخدم نموذج متجه تصحيح الخطأ (عمران و عدالة، 2018، صفحة 170)، واختبار علاقة السببية لغرانجر (Granger) بين متغيرات الدراسة.

1.2.4. طريقة جوهانسون- جيسيليوس:

يهدف اختبار التكامل المشترك لجوهانسون (1988) إلى معرفة ما إذا كانت السلسلتان لهما نفس الاتجاه العام عبر الزمن، ويشير إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، من خلال الإحصائية المحسوبة (Trace Statistic)، وتعطى بالعلاقة التالية (Bourbonnais, 2018, p. 336):

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^{k} \ln(1-\lambda_i)$$

حيث n: عدد المشاهدات، k: عدد المتغيرات، r: رتبة المصفوفة، λ_i: القيمة الذاتية في المرتبة i للمصفوفة M (حيث: $M = \sum_{vv}^{-1} \sum_{vu} \sum_{uu}^{-1} \sum_{uv}$. هي مصفوفة تباين-تباين مشترك لسلسلتي البواقي

$(v_t$و$u_t)$، ويكون اختبار الفرضية الصفرية H_0 القائلة بأن: رتبة المصفوفة (M)، $r = 0$ ، أو الفرضية البديلة القائلة بأن: رتبة المصفوفة (M) $r > 0$ ، ومن خلال مقارنة القيمة الحرجة (Critical Value) لجوهانسون وجيسيليوس (1990):

-إذا كان: $\lambda_{trace} <$ Critical Value، نقبل الفرضية الصفرية H_0، وبالتالي يكون هناك علاقة تكامل مشترك؛

-إذا كان: $\lambda_{trace} >$ Critical Value، نرفض الفرضية الصفرية H_0، ونعيد الاختبار بنفس الطريقة للفرضيتين: $\begin{cases} H_0: r = 1 \\ H_1: r > 1 \end{cases}$، إذا كان $r = k$ فإنه لا يوجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.

2.2.4. شعاع الانحدار الذاتي (VAR):

يستخدم شعاع الانحدار الذاتي لتحديد فترات الإبطاء وعلى ضوء معياري (AIC: Akaike information criterion) و(SC: Schwarz information criterion)، (Pesaran, 2015, p. 512)، اللذان يعطيان بالعلاقتين التاليتين (Bourbonnais, 2015, p. 280):

$$AIC_P = \ln[det|\textstyle\sum_e|] + \frac{2k^2p}{n}$$

$$SC_P = \ln[det|\textstyle\sum_e|] + \frac{k^2p \ln(n)}{n}$$

حيث: p : عدد التأخير، $|\sum_e|$: القيمة المطلقة لمصفوفة التباين والتباين المشترك للبواقي.

3.2.4. نموذج متجه تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model)

بعد استيفاء الشرط الأساسي بوجود علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات، يمكن تقدير السلاسل الزمنية بنموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) على الأجل القصير والطويل (Matuka, 2019, p. 164)، على أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة، $x_t \rightarrow I(d);\ y_t \rightarrow I(d)$ ، حيث (d) هي درجة التكامل، ويتم اختبار ذلك من خلال اختبار ديكي فولر المطور (ADF)، عملية تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ تكون عبر مرحلتين (Bourbonnais, 2018, p. 329):

-في المرحلة الأولى يتم تقدير العلاقة طويلة الأجل عن طريق مجموع المربعات الصغرى (OLS):

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + e_t \; ; ECT_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_{t-1}$$

-في المرحلة الثانية يتم تقدير العلاقة قصيرة الأجل عن طريق مجموع المربعات الصغرى (OLS):

$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + \mu_t$ ومن شروط قبول هذا النموذج أن يكون معامل المدى الطويل α_2 سالبا، حيث: $\Delta y_t = y_{t-1} - y_{t-2}$ ؛ $\Delta x_t = x_{t-1} - x_{t-2}$ ؛ $\hat{\alpha}$: ثابت؛ α_1: معامل المدى القصير؛ α_2: معامل المدى الطويل؛ ECT: تصحيح الخطأ؛ μ_t: تشويش أبيض.

4.2.4. اختبار غرانجر للسببية:

اقترح غرانجر (عام 1969) نموذج لاختبار السببية، حيث إذا كان نموذج ((VAR(p)) للسلسلتين $\{y_t\}$ و$\{x_t\}$ كما يلي (Bourbonnais, 2015, p. 292):

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-2} \\ x_{t-2} \end{pmatrix} + \cdots + \begin{pmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} y_{t-p} \\ x_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

فإنه يكون أمامنا اختبار فرضيتين:

$1H_0$: x_t لا يسبب y_t إذا كان $b_1^1 = b_2^1 = \cdots = b_p^1$؛

$2H_0$: y_t لا يسبب x_t إذا كان $a_1^2 = a_2^2 = \cdots = a_p^2$، وإذا كانت كلا الفرضيتان مرفوضتان، أي x_t يسبب y_t وy_t يسبب x_t، فإننا نكون أمام حلقة تغذية عكسية بين المتغيرين عبر الزمن.

3.4. النتائج والتحليل:

1.3.4. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية:

يهدف اختبار ديكي فولر المطور (Augmented Dickey-Fuller test ADF) إلى اختبار معنوية المعلمة $\emptyset$ لإثبات صحة إحدى الفرضيتين: H_0: السلسلة غير مستقرة ($|\emptyset| = 1$)؛ H_1: السلسلة مستقرة ($|\emptyset| < 1$).

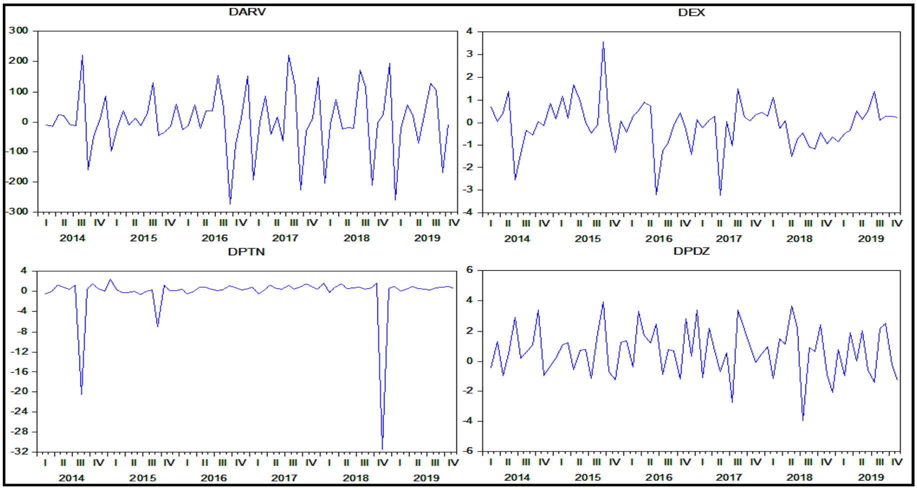
الجدول 2: نتائج اختبار ديكي فولر المطور (ADF) بوجود قاطع واتجاه زمن.

الاختبار		ARV	EX	PTN	PDZ
عند المستوى	الاحتمالات الحرجة (Prob)	0,3029	0,6378	0,3421	0,2408
	قيم (t) المحسوبة	-2,552660	-1,911665	-2,469258	-2,697786
	قيم (t) الجدولية (عند 5%)	-3,486509	-3,476275	-3,475305	-3,475305
في الفرق الأول	الاحتمالات الحرجة (Prob)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004
	قيم (t) المحسوبة	-7,127337	-6,927436	-8,686611	-5,127502
	قيم (t) الجدولية (عند 5%)	-3,489228	-3,476275	-3,476275	-3,481595

المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج (8) Eviews.

نلاحظ من خلال (الجدول 2) أن الاحتمالات الحرجة (Prob) للسلاسل الزمنية عند الفرق الأول أصغر من مستوى المعنوية 0,05، والقيم المطلقة لـ(t) المحسوبة أكبر من القيم المطلقة لـ(t) الجدولية عند مستوى المعنوية 5%، وبالتالي يمكن القول بأن السلاسل الزمنية مستقرة عند الفرق الأول، ومتكاملة عند نفس الدرجة I(d=1). ويمكن تعزيز النتائج المتوصل إليها من خلال (الشكل 3) الذي يبين أن منحنيات السلاسل الزمنية يرتفع وينخفض حول المتوسطات دون أن تأخذ منحى الاتجاه العام.

الشكل 3: التمثيل البياني للسلاسل الزمنية بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى.



المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج (8) Eviews.

2.3.4. تحديد علاقات التكامل المشترك:

لتحديد علاقة التكامل استخدمنا طريقة جوهانسون وجيسيليوس والنتائج مبينة في (الجدول 3):

الجدول 3: اختبار جوهانسون وجيسيليوس للتكامل المشترك بين (**EX**)، (**PTN**)، (**PDZ**) و(**ARV**).

المتغيرات	عدد متجهات التكامل المشترك	قيمة Eigen		القيم الحرجة عند م معنوية 5%	Prob
ARV EX	None*	0,286074	24,11551	15,49471	0,0020
	At Most 1	0,017509	1,201172	3,841466	0,2731
ARV PTN	None*	0,259831	25,78759	15,49471	0,0010
	At Most 1	0,075362	5,327987	3,841466	0,0210
ARV PDZ	None*	0,338345	29,03112	15,49471	0,0003
	At Most 1	0,013821	0,946364	3,841466	0,3306

المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج Eviews (8).

نلاحظ من خلال نتائج اختبار التكامل المشترك جوهانسون وجيسيليوس (الجدول 3) أن:

- الاختبار الأول للفرضيتين: H_0 القائلة بأن: r=0، H_1 القائلة بأن: r>0:

العلاقة (ARV-EX): $\lambda_{trace} = 24{,}11551 > Critical\ Value = 15{,}49471$

العلاقة (ARV-PTN): $\lambda_{trace} = 25{,}78759 > Critical\ Value = 15{,}49471$

العلاقة (ARV-PDZ): $\lambda_{trace} = 29{,}03112 > Critical\ Value = 15{,}49471$

وبالتالي نرفض H_0 ونقبل H_1، وبدلالة الاحتمالات الحرجة التي وجدناها أصغر من مستوى المعنوية 0,05.

- الاختبار الثاني للفرضيتين: H_0 القائلة بأن: r=1، H_1 القائلة بأن: r>1:

العلاقة (ARV-EX): $\lambda_{trace} = 1{,}201172 < Critical\ Value = 3{,}841466$

العلاقة (ARV-PDZ): $\lambda_{trace} = 0{,}946364 < Critical\ Value = 3{,}841466$

وبالتالي نقبل H_0 ونرفض H_1، وبدلالة الاحتمالات الحرجة التي وجدناها أكبر من مستوى المعنوية 0,05، ويمكن القول بأن رتبة المصفوفة تساوي الواحد (r=1)، هذا ما يثبت وجود علاقة التكامل المشترك بين (ARV) و(EX)، وكذا بين (ARV) و(PDZ) وبالتالي يمكن صياغة نموذج متجه

تصحيح الخطأ VECM في المدى الطويل والقصير.

العلاقة (ARV-PTN): $\lambda_{trace} = 5,327987 > Critical\, Value = 3,841466$

وبالتالي نرفض H_0 ونقبل H_1، وبدلالة الاحتمال الحرج (prob=0,0210) أصغر من مستوى المعنوية 0,05، ويمكن القول بأن رتبة المصفوفة أكبر من الواحد أي أن رتبة المصفوفة تساوي عدد المتغيرات (r=2=k)، هذا ما يثبت عدم وجود لعلاقة التكامل المشترك بين (ARV) و(PDZ)، وبالتالي لا يمكن صياغة نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM في المدى الطويل والقصير.

3.3.4. تحديد درجات التأخير في نموذج VAR:

من خلال (الجدول 4) الذي يبين نتائج اختباري لـ(AIC) و(SC) قمنا باختيار درجات الإبطاء حسب أصغر قيمة، إلا أننا اعتمدنا درجات التأخير الأكبر في حالة عدم التوافق بين المعيارين السابقين، وهي كما يلي: p=6 في علاقة التكامل المشترك بين (ARV) و(EX)، p=4 في علاقة التكامل المشترك بين (ARV) و(PDZ).

الجدول 4: نتائج معياري (AIC) و(SC) لتقدير فترات الإبطاء.

الاختبار		فترات الإبطاء						
		0	1	2	3	4	5	6
DARV-DEX	**AIC**	15,145	15,196	15,081	14,992	14,964	14,999	14,910*
	SC	15,213*	15,400	15,421	15,469	15,576	15,748	15,795
DARV-DPDZ	**AIC**	16,004	15,911	15,773	15,543	15,541*	15,646	15,618
	SC	16,072	16,115	16,113	16,020*	16,153	16,394	16,503

المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج Eviews (8).

4.3.4. تقدير نماذج متجه تصحيح الخطأ:

عملية تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ كانت للمتغيرات التي لها علاقة تكامل مشترك، كما بينت النتائج السابقة، لذا نستبعد علاقة التكامل المشترك بين مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي التونسي والطلب السياحي للجزائريين على تونس.

المرحلة الأولى: تقدير العلاقة طويلة الأجل من خلال صياغة دالة الطلب السياحي للجزائريين على تونس (ARV) بدلالة سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري (EX) حسب

نموذج متجه تصحيح الخطأ كما يلي:

$$ECT_{t-1} = logARV_{t-1} - (18{,}56757) + (3{,}480415)LogEX_{t-1}$$
$$logARV_{t-1} = (18{,}56757) - (3{,}480415)LogEX_{t-1} + ECT_{t-1}$$

يمكن صياغة دالة الطلب السياحي للجزائريين على تونس (ARV) بدلالة مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي في الجزائر (PDZ) حسب نموذج متجه تصحيح الخطأ كما يلي:

$$ECT_{t-1} = logARV_{t-1} + (17{,}33188) - (4{,}296744)LogPDZ_{t-1}$$
$$logARV_{t-1} = (-17{,}33188) + (4{,}296744)LogPDZ_{t-1} + ECT_{t-1}$$

وتفسر النتائج المتحصل عليها في نموذجي متجه تصحيح الخطأ في المدى الطويل كما يلي:

- إشارة معامل المرونة في نموذج دالة (ARV) بدلالة (EX) سالبة في العلاقة طويلة الأجل ومقدرة بـ: (3,480415)، وبالتالي فإن هناك علاقة تأثير عكسي بين المتغيرين، فكلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري (EX) بـ1% انخفض الطلب السياحي للجزائريين على تونس (ARV) بـ3,48% على المدى الطويل، وهذا ما يوافق النظرية الاقتصادية.

- إشارة معامل المرونة في نموذج دالة (ARV) بدلالة (PDZ) موجبة في العلاقة طويلة الأجل ومقدرة بـ: (4,296744)، وبالتالي فإن هناك علاقة تأثير طردي بين المتغيرين، فكلما ارتفع مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي (PDZ) بـ1% ارتفع الطلب السياحي للجزائريين على تونس (ARV) بـ4,29% على المدى الطويل، وهذا ما يوافق النظرية الاقتصادية.

المرحلة الثانية: تقدير العلاقة قصيرة الأجل كما يلي:

$$\Delta logARV_t = -0{,}248118\mathrm{ECT}_{t-1} - 0{,}295489\Delta logARV_{t-1} - 0{,}255383\Delta logARV_{t-2} - 0{,}087732\Delta logARV_{t-3} + 0{,}197323\Delta logARV_{t-4} + 0{,}132580\Delta logARV_{t-5} - 0{,}266383\Delta logARV_{t-6} - 1{,}523707\Delta logEX_{t-1} - 2{,}061257\Delta logEX_{t-2} + 2{,}600635\Delta logEX_{t-3} + 4{,}725759\Delta logEX_{t-4} + 0{,}946221\Delta logEX_{t-5} + 2{,}596968\Delta logEX_{t-6} + 0{,}057048$$

نلاحظ بأن سرعة تصحيح الخطأ في العلاقة قصيرة الأجل لدالة (ARV) بدلالة (EX) معنوية وبإشارة سالبة ومقدرة بـ(-0,248118)، وتفسر على أن نسبة 75,19% من عدم التوازن يكون في

الأجل الطويل يتم تصحيحه في حوالي 17 شهرا، ومن جهة أخرى فإن سرعة تصحيح الخطأ في العلاقة قصيرة الأجل لدالة سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري (EX) معنوية وبإشارة سالبة ومقدرة بـ(0,012457-)، وتفسر على أن نسبة 1,24% من التوازن يكون في الأجل الطويل ويتم تصحيحه في حوالي 8 أشهر.

$$\Delta logARV_t = -0{,}586631\mathrm{ECT}_{t-1} + 0{,}082547\Delta logARV_{t-1} - 0{,}55436\Delta logARV_{t-2} - 0{,}016678\Delta logARV_{t-3} + 0{,}368609\Delta logARV_{t-4} - 6{,}198872\Delta logPDZ_{t-1} + 14{,}83730\Delta logPDZ_{t-2} - 0{,}741681\Delta logPDZ_{t-3} + 8{,}975908\Delta logPDZ_{t-4} - 0{,}051131$$

نلاحظ بأن سرعة تصحيح الخطأ في العلاقة قصيرة الأجل لدالة (ARV) بدلالة (PDZ) معنوية وبإشارة سالبة ومقدرة بـ(0,586631-)، وتفسر على أن نسبة 41,33% من عدم التوازن يكون في الأجل الطويل يتم تصحيحه في حوالي 41 شهرا، ومن جهة أخرى فإن سرعة تصحيح الخطأ في العلاقة قصيرة الأجل لدالة مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي في الجزائر (PDZ) غير معنوية وبإشارة موجبة ومقدرة بـ(0,005899)، وتفسر على عدم وجود تصحيح الأخطاء على المدى القصير.

5.3.4. اختبار صلاحية النموذجين:

لاختبار صلاحية نموذجي تصحيح الأخطاء استخدمنا اختبار الارتباط الذاتي للبواقي، حيث توصلنا إلى نتائج مبينة في (الملحق 1) و(الملحق 2)، نلاحظ بأن كل الاحتمالات (Prob) غير معنوية وهي أكبر من مستوى المعنوية 0,05، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية القائلة بأنه: لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء، كما بينت نتائج اختبار عدم التجانس أن احتمالية (Chi-sq) أكبر من 0,05 في كلا النموذجين، حيث يمكن قبول الفرضية الصفرية التي تنص على أن: سلسلة البواقي لها تباين متجانس، وهذا ما نؤكده كذلك من خلال الرسم البياني لاختبار الجذور القلوبة في النموذجين، حيث تقع جميع الجذور (النقاط الزرقاء) داخل دائرة الوحدة.

6.3.4. اختبار السببية لغرانجر:

نسعى من خلال اختبار غرانجر للسببية إلى إثبات صحة الفرضيات الصفرية، إذا كان معامل فيشر

(ف المحسوبة) أصغر من (ف الجدولية) عند مستوى المعنوية 5%، والاحتمالات أكبر من مستوى المعنوية 0,05، ورفضها إذا كانت النتائج عكس ذلك.

الجدول 5: نتائج اختبار السببية لغرانجر.

الفرضيات الصفرية	(ف المحسوبة)	الاحتمالات	(ف الجدولية عند م م 5%)	اختبار الفرضيات H_0
(DEX) لا يسبب (DARV)	0,72749	0,4872	3,35	مقبولة
(DARV) لا يسبب (DEX)	0,05997	0,9418		مقبولة
(DPTN) لا يسبب (DARV)	2,28410	0,1104		مقبولة
(DARV) لا يسبب (DPTN)	1,65431	0,1996		مقبولة
(DPZD) لا يسبب (DARV)	3,57230	0,0340		مرفوضة
(DARV) لا يسبب (DPDZ)	1,72046	0,1874		مقبولة

المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج Eviews (8).

من خلال نتائج اختبار السببية لغرانجر المبينة في (الجدول 5) نستنتج بأنه لا توجد علاقة سببية في الاتجاهين، بين (EX) و(ARV)، وكذا بين (PTN) و(ARV)، وتوجد علاقة سببية أحادية الاتجاه بين المتغيرين (PDZ→ARV).

5. خاتمة:

تناولنا من خلال هذه الدراسة موضوع الطلب السياحي للجزائريين على تونس، وعلاقته بالمتغيرات السعرية المتمثلة في سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري، مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي التونسي والجزائري، وذلك لتحديد طبيعة علاقة التأثير والسببية بين المتغيرات باستخدام الطرق والأساليب الكمية في القياس، حيث تطلب الأمر اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لجميع متغيرات الدراسة التي كانت عبارة عن بيانات شهرية خلال الفترة الممتدة ما بين جانفي 2014 ونوفمبر 2019، وباستخدام اختبار ديكي فولر المطور تبين أن السلاسل الزمنية مستقرة عند الفرق الأول، وبنفس درجة التكامل ((I(d=1)، مما سمح لنا بإجراء اختبار التكامل المشترك لـ(Johansen-Juselius)، شعاع الانحدار الذاتي (VAR) لتحديد درجات التأخر، ومن ثم صياغة نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، واختبار علاقة السببية لغرانجر (Granger) بين متغيرات الدراسة.

1.5. نتائج الدراسة:

من خلال هذه الدراسة توصلنا إلى النتائج التالية:

– وجود علاقة التكامل المشترك بين متغير سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل الدينار الجزائري والطلب السياحي للجزائريين على تونس في الأجل القصير والطويل، مما مكننا من صياغة نموذج متجه تصحيح الخطأ الذي بين وجود علاقة تأثير عكسي بين المتغيرين، وهو موافق للنظرية الاقتصادية، كما أثبت اختبار غرانجر عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين في كلا الاتجاهين، وعموما تفسر على أن السائح الجزائري غالبا ما يستعمل عملة اليورو في سفره إلى خارج الحدود الدولية، كما أن السوق الموازي في الجزائر يؤثر بشكل أو بآخر على نتائج الدراسات المتعلقة بسعر الصرف؛

– عدم وجود لعلاقة التكامل المشترك بين متغير مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي التونسي والطلب السياحي للجزائريين على تونس في الأجل القصير والطويل، وبالتالي لا توجد علاقة تأثير بين المتغيرين، كما أثبت اختبار غرانجر عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين في كلا الاتجاهين، ويمكن أن تفسر هذه النتائج على أن المؤشر يقيس أسعار الاستهلاك بصفة عامة، إذ يمكن أن تكون أسعار حزمة الخدمات السياحية بشكل خاص ذات علاقة تأثير وسببية على الطلب السياحي، إلى جانب تأثير مجموعة من العوامل الأخرى كجودة الخدمات وتنوعها، سهولة الوصول، وكذا دور الوكالات السياحية في برمجة الرحلات إلى تونس وتنظيمها بشكل دوري؛

– وجود علاقة التكامل المشترك بين متغير مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي في الجزائر والطلب السياحي للجزائريين على تونس في الأجل القصير والطويل، مما مكننا من صياغة نموذج متجه تصحيح الخطأ الذي بين وجود علاقة تأثير طردي بين المتغيرين، وهو موافق للنظرية الاقتصادية، كما أثبت اختبار غرانجر وجود علاقة سببية بين المتغيرين أحادية الاتجاه، أي أن التغير في مؤشر أسعار الاستهلاك العائلي في الجزائر يسبب التغير في الطلب السياحي للجزائريين على تونس.

مما سبق يمكننا رفض الفرضيتين الأولى والثانية القائلتين بأن:

1) هناك علاقة تأثير عكسي وعلاقة سببية بين سعر الصرف الحقيقي للدينار التونسي مقابل

الدينار الجزائري والطلب السياحي للجزائريين على تونس؛

2) هناك علاقة تأثير عكسي وعلاقة سببية بين مؤشر أسعار الاستهلاك التونسي والطلب السياحي للجزائريين على تونس؛

وإثبات صحة الفرضية الثالثة القائلة بأن: هناك علاقة تأثير طردي وعلاقة سببية بين مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر والطلب السياحي للجزائريين على تونس.

2.5. اقتراحات: على ضوء النتائج المتوصل إليها، نقدم بعض الاقتراحات التي نراها مناسبة:

- التخفيف من ظاهرة الطلب على السياحة الخارجية من خلال تنمية وتشجيع السياحة الداخلية؛
- إضفاء مرونة أكثر على الأسعار خاصة في مواسم الكساد لتحفيز الطلب السياحي عامة، وتشجيع الاستثمار السياحي كآلية لتحقيق المنافسة السعرية في بيئة الأعمال السياحية؛
- تفعيل دور وكالات السياحة والسفر في الترويج للسياحة الداخلية، مقابل الدعم المادي والمعنوي من طرف الجهات الوصية.

6. قائمة المراجع:

•Bourbonnais, R. (2018). Econométerie (éd. 10 ème). Malakoff, France: Dunod.

•Bourbonnais, R. (2015). Économétrie: Cours et exercices corrigés. Paris, France: Dunod.

•Candela, G., & Figini, P. (2012). The Economics of Tourism Destinations. Berlin, Heidelberg, Germany: Springer.

•Fletcher, J., Fyall, A., Gilbert, D., & Wanhill, S. (2018). Tourism: Principles and Practice (6th ed.). Harlow, United Kingdom: Pearson.

•Lee, J.-J., Lee, Y.-M., & Huang, S.-J. (2018). Dynamic relationships among tourist arrivals, crime rate, and macroeconomic variables in Taiwan. Asia Pacific Journal of Tourism Research , 23 (9), pp. 896-906.

•Matuka, A. (2019, June). Bank credit to the private sector: VECM approach for Albania. Journal of Economics and Political Economy , 6 (2), pp. 159-171.

•ONS. (2014-2019). Indice Des Prix A La Consommation. Consulté le 02 01, 2020, sur Office National des Statistiques: *http://www.ons.dz/-Prix-a-la-consommation-*

•Pesaran, M. (2015). time series and panel data econometrics. Oxford, United Kingdom: Oxford university press.

•Seetanah, B., Sannassee, R., & Rojid, S. (2015). The impact of relative prices on tourism demand for Mauritius: An empirical analysis. Development Southern Africa , 32 (3), pp. 363-376.

•Stephen, J. P. (2019). Tourism Management (6th ed.). Abingdon, United Kingdom: Routledge.

•Suciptawati, N. L., & Sianipar, M. (2017). Analysis Of Japanese Tourist Demand To Bali Using Co-Integration Test And Vector Error Correction Model. International Journal of Applied Sciences in Tourism and Events , 1 (2), pp. 151-162.

•XE. (2014-2019). Xe Currency Data. Retrieved 02 01, 2020, from XE: *https://www.xe.com/currencycharts/?from=TND&to=DZD&view=10Y*

•المعهد الوطني للإحصاء. (2014-2019). النشرات الشهرية للإحصائيات. تاريخ الاسترداد 08 02, 2020، من إحصائيات تونس: *http://www.ins.tn/fr/recherche-publication*

•بن عيسى عمران، و العجال عدالة. (2018). دراسة قياسية لأثر سعر الصرف على توازن الاقتصاد الوطني للفترة 1970-2016. مجلة الدراسات الاقتصادية المعمقة ، 3 (2)، الصفحات 163-189.

•ماهر عبد الخالق السيسي. (2016). مبادئ السياحة (الإصدار الثاني). القاهرة، مصر: مجموعة النيل العربية.

•مصطفى يوسف كافي، و هبة مصطفى كافي. (2017). التنمية والتسويق السياحي. قسنطينة، الجزائر: ألفا للوثائق.

•وزارة السياحة والصناعة التقليدية. (1998-2018). لوحة القيادة. تاريخ الاسترداد 24 01, 2020، من وزارة السياحة والصناعة التقليدية:

https://www.mta.gov.dz/?page_id=7261&lang=ar

7. الملاحق:

الملحق 1: نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي في النموذج VECM (ARV-EX).

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 02/02/20 Time: 13:51
Sample: 2014M01 2019M11
Included observations: 63

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.452884	0.2439
2	1.308490	0.8599
3	9.340451	0.0531
4	1.969959	0.7413
5	1.923529	0.7498
6	3.106080	0.5402
7	3.802418	0.4334
8	0.616731	0.9612
9	5.438674	0.2452
10	3.666046	0.4531
11	4.787561	0.3098
12	5.573164	0.2334

Probs from chi-square with 4 df.

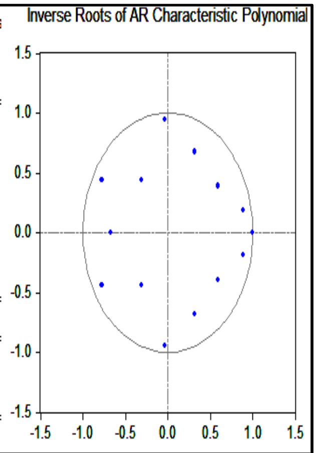
VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and s
Date: 02/02/20 Time: 13:51
Sample: 2014M01 2019M11
Included observations: 63

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
80.47852	78	0.4014

Individual components:

Dependent	R-squared	F(26,36)	Prob.	Chi-sq(26)
res1*res1	0.583676	1.941199	0.0326	36.77161
res2*res2	0.239101	0.435095	0.9850	15.06337
res2*res1	0.348693	0.741286	0.7847	21.96763



المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج Eviews (8).

الملحق 2: نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي في النموذج VECM (ARV-PDZ).

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 02/02/20 Time: 13:51
Sample: 2014M01 2019M11
Included observations: 63

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.452884	0.2439
2	1.308490	0.8599
3	9.340451	0.0531
4	1.969959	0.7413
5	1.923529	0.7498
6	3.106080	0.5402
7	3.802418	0.4334
8	0.616731	0.9612
9	5.438674	0.2452
10	3.666046	0.4531
11	4.787561	0.3098
12	5.573164	0.2334

Probs from chi-square with 4 df.

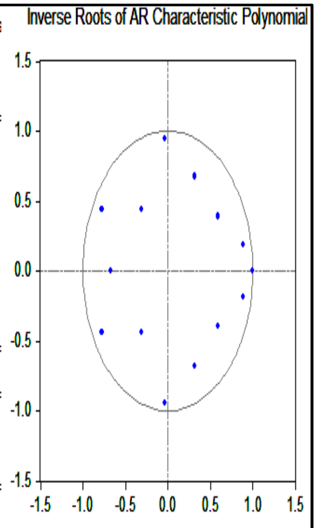
VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and s
Date: 02/02/20 Time: 13:51
Sample: 2014M01 2019M11
Included observations: 63

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
80.47852	78	0.4014

Individual components:

Dependent	R-squared	F(26,36)	Prob.	Chi-sq(26)
res1*res1	0.583676	1.941199	0.0326	36.77161
res2*res2	0.239101	0.435095	0.9850	15.06337
res2*res1	0.348693	0.741286	0.7847	21.96763



المصدر: من إعداد الباحث استنادا إلى مخرجات برنامج Eviews (8).