قياس وتحليل اثر القطاع السياحي في النمو الاقتصادي
اسبانيا واليونان إنموذجاً*

سلطان جاسم سلطان أ.م. د. محمد علي حميد أ.د كاظم احمد حمادة البطاط
جامعة كربلاء- كلية الإدارة والاقتصاد

ملخص البحث:

يُعد القطاع السياحي احد القطاعات الذي شهد اهتماماً متزايداً خلال العقود القليلة الماضية بوصفه يُشكل احد موارد التنمية الشاملة والمعول عليه للمساهمة في رفع معدل النمو الاقتصادي. وقد بدأت السياحة تحتل مكانة مهمه في الاقتصاد العالمي وقد عرفت نمواً سريعاً ومستمراً، إذ سجل هذا القطاع أرقاماً قياسية، ونمواً لا نظير له.

ويهدف البحث الى دراسة اثر القطاع السياحي وتحليله في النمو الاقتصادي، وذلك من خلال دراسة العلاقة بين الإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٥ والناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة لعام٢٠٠٥ وأسعار الصرف الحقيقية الفعالة الذي يعبر عن التنافسية الخارجية، باستعمال منهجية جوهانس- جوسليوس للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ ومنهجية كرانجر للسببية، لتحديد اتجاه العلاقات بين المتغيرات ومعرفة التأثير المتبادل بين هذه المتغيرات، وقد أشار النموذج الى وجود علاقات توازنية طويلة الأجل، فضلاً عن علاقات قصيرة الأجل بين كل من الناتج المحلي الإجمالي والإيرادات السياحية. واستناداً الى نتائج الاختبارات نستنتج إن القطاع السياحي له دور بارز في دفع عجلة النمو الاقتصادي في اسبانيا واليونان.

Abstract:

Tourism sector considers one of the important sector which get great interesting during little decades ago, so it forms resource of total development and contributed in raising the average of economic growth. The tourism begins occupy important level in the global economy through its rapid growth. It records price index and extraordinary growth. Also this research aims to study and analysis the effect of tourism sector through explanation the relationship among tourism revenues in fixed prices for 2005, general domestic production in fixed prices in the same year, and the real active exchange which express about external competitive by using Johansson- Julio's approach of co-integration, error correction model and Granger approach of causality in order to set the relationship among the variables and so revealing the alternative effect among them. Afterward the model refers to existence equilibrium relations in long run beside the relation in short run between the general domestic production and tourism revenues. Finally according to the results of test

* بحث مستل من الأطروحة الموسومة (تأثير القطاع السياحي في النمو الاقتصادي لدول مختارة مع إشارة خاصة للعراق).

the conclusion refers to the important role of the tourism sector in supporting economic growth in both of Spain and Greece.

المقدمة :

السياحة واحدة من أهم مصادر الدخل للعديد من الدول – النامية منها والمتقدمة – والسياحة واحدة من اكبر الصناعات بالعالم وأسرعها نمواً، ويسميها البعض صناعة القرن الحادي والعشرين أو بترولة، وهي في الوقت الراهن مصدر رئيس لتوفير الإيرادات المالية والنقد الأجنبي، والسياحة أحد الأنشطة التي تساهم بفعالية بزيادة الناتج المحلي الإجمالي GDP، ومحرك اساس للنمو والتنمية الاقتصادية، فضلاً عن كونها عاملاً مهماً وأداة رئيسة للتواصل الاجتماعي والثقافي بين مختلف الشعوب والأمم. والسياحة صناعة متعددة الاتجاهات والتشابكات مع مُجمل الأنشطة الاقتصادية سواءً بشكل مباشر أو غير مباشر، فضلا عن كونها صناعة تُمثل احد الركائز الأساسية لنمو الاقتصاد ألأخضر فهي صناعة بلا دخان.

وبالنظر الى التطور والتقدم الذي يحدث في العالم، أصبح هذا القطاع ذا أهمية بالغة في الاقتصاد لما يتميز به من خصائص الاستدامة وتأثيره القوى على بقية القطاعات الاقتصادية.

وتشير تقارير منظمة السياحة العالمية ومجلس السياحة العالمي الى إن عدد السياح وصل الى ما يقارب المليار سائح لغاية عام ٢٠١٣، ومن المتوقع أن ينمو بمعدل ٤% سنوياً ليبلغ عدد السياح نحو ١,٦ مليار سائح في عام ٢٠٢٠، في حين بلغت الإيرادات السياحية ما يقارب ١٠٥٧ مليار دولار في عام ٢٠١٣، كما وفرت نحو ١٠% من مجموع الوظائف على المستوى العالمي لغاية عام ٢٠١٢، في حين بلغت مساهمتها في الناتج المحلي الإجمالي بنحو ١٠% وهي تأتي بعد قطاع التكنولوجيا وقطاع الاتصالات.

كما تُشير التقارير الى زيادة أهمية القطاع السياحي في المستقبل، وذلك لارتباطه بحجم السكان، وارتفاع متوسط دخل الفرد، الأمر الذي ينعكس على زيادة الإيرادات، ومن ثم زيادة القيمة المضافة، وزيادة مساهمة السياحة في الناتج المحلي الإجمالي.

أهمية البحث:

تتمثل أهمية البحث في أهمية القطاع السياحي وتعاظم دوره الاقتصادي لاسيما خلال العقدين الأخيرين والإمكانيات الكبيرة التي يتمتع بها من خلال التأثيرات المباشرة وغير المباشرة التي يتسم بها هذا القطاع مع القطاعات الأخرى.

مشكلة البحث:

يسعى هذا البحث الى الإجابة على السؤال الآتي؟ هل إن القطاع السياحي في اسبانيا واليونان يسبب النمو الاقتصادي وهل يمكن القول إن القطاع السياحي في كلا الدولتين هو مفتاح للنمو الاقتصادي من خلال الآثار المباشرة وغير المباشرة التي يفرزها على الاقتصاد.

فرضية البحث:

تنطلق الدراسة من فرضية مفادها أن القطاع السياحي يمكن أن يؤدي دوراً بارزاً في دفع عجلة النمو الاقتصادي، سواءً بشكل مباشر أو غير المباشرة، من خلال الروابط الأمامية والخلفية التي يتميز بها القطاع السياحي.

أهداف البحث:

يهدف البحث الى تحليل العلاقة بين النمو الاقتصادي وقياسها المتمثل بالناتج المحلي الإجمالي والقطاع السياحي متمثلاً بالإيرادات السياحية، فضلاً عن استخدام أسعار الصرف الحقيقية الفعالة لتعبر عن التنافسية الخارجية في اسبانيا واليونان، باستعمال اختبارات الاستقرارية (السكون)، واختبارات التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ للتوصل الى العلاقات الطويلة والقصيرة الأمد بين كل من الناتج المحلي الإجمالي والإيرادات السياحية.

١- أهمية القطاع السياحي في اسبانيا واليونان

تتضح وتتجلى الأهمية الاقتصادية للقطاع السياحي من خلال معرفة الآثار المباشرة والغير مباشرة التي يفرزها على الاقتصاد، فالآثار المباشرة تتمثل في توفير موارد النقد الأجنبي وزيادة الدخل القومي، وتوفير فرص العمل سواءً المباشرة أو الغير مباشرة، فضلاً عن أثره في ميزان المدفوعات من خلال تحقيق فائض في الميزان السياحي، في حين تتمثل الآثار غير المباشرة بالأثر المضاعف الذي يولده إنفاق السياح داخل البلد، ناهيك عن الدور الذي يلعبه هذا القطاع في تنشيط حركة الاستثمار والإنتاج وتنمية البنية التحتية وتطويرها.

وفي هذا الإطار، شهدت كل من اسبانيا واليونان نمواً لافتاً في أعداد السياح، فاسبانيا تحتل ما يقارب ٧% من حصته الأسواق السياحية العالمية من ناحية السواح، وبإجمالي عدد سياح وصل الى نحو ٥٧,٧١٠ مليون سائح مع نهاية عام ٢٠١٢، بالمقارنة مع ٣٤,٩٢٠ مليون في عام ١٩٩٥. أما في اليونان، فقد بلغ عدد السياح الواصلين الى ما يقارب ١٥,٥٥١٨ مليون سائح في عام ٢٠١٢ بالمقارنة مع ١٠٦٥٨ مليون سائح عام ١٩٩٥، وهي بذلك تمتلك نحو ١,٥% من حصته الأسواق العالمية، و ما يقارب ٢,٩% من حصته الأسواق الأوروبية.

كما ازدادت الإيرادات السياحية أيضاً على غرار الزيادة في أعداد السياح، وقد بلغت الإيرادات السياحية في اليونان نحو ١٦,١٣٧ مليار دولار لغاية عام ٢٠١٣، مقارنة مع 2.575 مليار دولار في عام ١٩٩٠ وهي تمتلك نحو ١,٥% من حصته الأسواق العالمية، و٢,٨% من حصته الأسواق الأوربية. كما بلغت الإيرادات السياحية في اسبانيا لتصل الى نحو ٦٧,٦٠٨ مليار دولار بالمقارنة مع ١٨٥٣٩ مليار دولار في عام ١٩٩٠ لتُشكل ما نسبته ٥,٨% من حصته الأسواق العالمية وما يقارب ١٢% من حصة الأسواق الأوربية[١].

وتبرز مساهمة القطاع السياحي من خلال معرفة مدى مساهمته في الناتج المحلي الإجمالي، فقد بلغت في اسبانيا نحو ٤,٨% في عام ٢٠١٣، في حين بلغت ما يقارب ٦,٦% في اليونان في عام ٢٠١٣[٢]. كذلك تتأكد أهمية القطاع السياحي في اقتصاد كل من اسبانيا واليونان من خلال تطور حجم الاستثمارات وزيادة فرص العمل، فضلاً عن الأهمية النسبية للقطاع السياحي في الصادرات، إذ نجد إن القطاع السياحي وفر ما مجموعه ٢,٧٠٧ مليون فرصة عمل كلية في اسبانيا، ومن المتوقع أن تصل الى ٣,٠٧٦٠ مليون فرصة عمل مباشرة وغير مباشرة، كما بلغت مساهمة قطاع السياحة في إجمالي الصادرات نحو ٨,٥% في عام ٢٠١٣، أما فيما يتعلق بحجم الاستثمارات في القطاع السياحي فقد بلغت نحو٧,٩% من المجموع الكلي لحجم الاستثمارات ومن المتوقع أن تصل الى نحو ٩,١% في عام ٢٠١٤[٣].

---

(١) يُنظر المحلق (١)
(٢) يُنظر المحلق (٢)

(3)
- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Spain,2013,p1.

أما في اليونان، بلغ عدد العاملين في القطاع السياحي ما يقارب ٧٠٠ ألف فرصة عمل في عام ٢٠١٣، ويعود السبب في هذا الانخفاض في عدد فرص العمل الى أزمة الديون السيادية التي ضربت الاقتصاد اليوناني والتي أدت الى تسريح الملايين من العاملين في مختلف القطاعات الاقتصادية، ومن المتوقع أن يصل العدد الكلي لفرص العمل في عام ٢٠٢٤ نحو ٨٥٠ ألف فرصة عمل ليكون قريباً من مستواه ما قبل الأزمة. أما بالنسبة لمساهمة السياحة في إجمالي الصادرات فيتضح إنها تُمثل نسبة كبيرة إذ وصلت الى نحو ٢٤,٥% وهي نسبة كبيرة، في حين بلغ حجم الاستثمارات في القطاع السياحي ما يقارب ١٣,٧% من حجم الاستثمارات الكلية في البلد في عام ٢٠١٣، ومن المتوقع أن ترتفع خلال المدة ٢٠١٤-٢٠٢٤ بنحو ٥,٤%[١].

٢- قياس اثر القطاع السياحي في النمو الاقتصادي: نموذج تصحيح الخطأ

اعتمد الباحث على طريقة حديثة في القياس الاقتصادي تُستخدم في تحليل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، إذ استخدم منهج التكامل المشترك Johansen And Joselius واستخدام نموذج تصحيح الخطأ Vector Error Correction (VEC)، لتوضيح العلاقات الطويلة والقصيرة الأجل، فضلا عن استخدام اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test. ويتضمن هذا النموذج الآتي:

١- اختبارات الأستقرارية(السكون) Stationary Test

إن مسألة اختبار استقرارية السلاسل الزمنية من المواضيع المهمة في التحليلات الاقتصادية الحديثة لمعرفة مدى استقرار السلاسل الزمنية. ولمعالجة عدم استقرار بيانات السلاسل الزمنية لان عدم استقرارها يؤدي الى حدوث مشكلة الانحدار الزائف أو الانحدار ذي البيانات المُضللة' ومن ثم تكون استقرار البيانات شرطاً ضرورياً للوصول الى نتائج منطقية وصحيحة تُمكن من استخدام طريقة المربعات الصغرى.

والجدير بالذكر، إن الدراسات القياسية (وحتى منتصف السبعينات من القرن الماضي) اعتمدت لقياس العلاقة بين المتغيرات على معنوية المُقدرات والقبول بنتائج اختبار معامل التحديد R^2 واختبارات T و F للاستدلال على معنوية العلاقة بين المتغيرات، بمعنى افتراض إن السلاسل الزمنية ساكنة ومستقرة، ويتم القبول بنتائج هذه الاختبارات والتسليم بمعنوية المُقدرات، وفي عام ١٩٧٤ اكتشف كل من انجل ونيوبولد Granger and Newbold ضرورة قياس استقرارية السلسلة الزمنية، وتوصل الباحثان الى نتيجة مفادها إن المقدرات والاختبارات الإحصائية التي تنتج عن إجراء الانحدار للسلاسل الزمنية الغير مستقرة تُعد نتائج غير سليمة وزائفة، وقد شكلت هذه النتيجة نقطة البداية للاهتمام بموضوع الاستقرارية[٢]. هناك العديد من الاختبارات لمعرفة مدى استقرارية السلاسل الزمنية لعل أبرزها:

- **دالة الارتباط الذاتي[٣] Autocorrelation Function (ACF) Or (AC)**

تُمثل دالة الارتباط الذاتي عند الفجوة Kبالصيغة الآتية:

- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Spain,2014,p1. (1)
- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Greece,2013,p1.
- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Greece,2013,p1.

(٢) يحيى حمود الحسن، حسام الدين زكي، تحليل العلاقة بين أسواق النفط العراقية بالاعتماد على السلاسل الزمنية، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، السنة الثامنة، العدد الخامس والعشرون، ٢٠١١،ص٩.

(٣)عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي : بين النظرية والتطبيق، ٢٠٠٤، ص ٦٥٠-٦٥٤

$$P_k = AC = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

ويُمكن حساب γk ، و $\gamma 0$ كالآتي:

$$\hat{\gamma}_K = \frac{\Sigma(Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n-k}$$

$$\hat{\gamma}_o = \frac{\Sigma(Y_t - \bar{Y})^2}{n-1}$$

إذ إن n= حجم العينة، k= طول الفجوة الزمنية

وعند رسم الشكل الانتشاري لقيم ρ و Kعند الفجوات نحصل على شكل ارتباط العينة Sample Corrrlogram الذي يحدد مدى سكون السلسلة، وتتراوح قيمة معامل الارتباط الذاتي بين (+١ −١)، وتتطلب استقرار السلسلة إن تكون قيمة ρ مساوية للصفر أو لا تختلف جوهرياً عنه بالنسبة لأي فجوة، فإذا كانت ρ تقع ضمن الحدود فإننا نقبل فرضية العدم القائلة بان هذا المعامل يساوي صفر، وإذا كان يقع خارج حدود الثقة نرفض العدم ويكون مختلف جوهرياً عن الصفر.

ولإجراء اختبار معنوية معاملات الارتباط كمجموعة، تُستخدم إحصائية Q والتي قُدمت من لدن Box & Pierce وصيغتها كالآتي:

$$Q = n\sum_{k=1}^{m} \hat{P}_k^2$$

إذ إن n= حجم العينة، m= عدد الفجوات، وبالنسبة للعينات الكبيرة فان Q لها توزيعChi-Square بدرجات حرية m، فإذا كانت Q المحسوبة اكبر من الجدولية نرفض فرضية العدم القائلة بان معاملات الارتباط الذاتي تساوي صفر وتكون السلسلة مستقرة، أما إذا كان العكس نقبل فرض العدم وتكون السلسلة مستقرة.

ويوجد هناك إحصائية أخرى تُستخدم في إجراء الاختبار السابق نفسه وتُسمى Ljung – Box Statistic(LB)، وصيغتها كالآتي:

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\left(\frac{\hat{P}_k^2}{n-k}\right) \rightarrow \chi_m^2$$

ولها توزيع Chi-Square وتُعطي نتائج أفضل من Q في حالة العينات الصغيرة، مع إنها تصلح للعينات الكبيرة.

- **اختيار جذر الوحدة Unit Root Stationary**

تُستخدم اختبارات جذر الوحدة للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة لمعرفة ما إذا كانت تلك المتغيرات مستقرة أم لا،ذلك إن شرط الاستقراية (السكون) ضروري في دراسة ومعالجة السلاسل الزمنية، وما لم تكن السلسة مستقرة فانه لم يتم الحصول على نتائج سليمة ومنطقية. وهناك الكثير من الاختبارات منها، اختبار ديكي فولر(ERS) Dikey – Fuller GLS، واختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dikey-Fuller (ADF)،واختبار فيلبس- بيرون Phillips Perron(P.P) واختبار Optimal Elliott – Rothenberg ،Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) – Stock point –، واختبار Ng – Perron . وسيتم التركيز هنا على اختباري ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فيلبس بيرون(P.P)، بوصفهما من أفضل الاختبارات في الدراسات القياسية.

- **اختبار ديكي فولرالموسع Augmented Dikey-Fuller (ADF)**

يعتمد هذا الاختبار على ثلاثة عناصر (صيغة النموذج المستخدم، حجم العينة، مستوى المعنوية) للتأكد من مدى استقرار السلاسل الزمنية، ويستخدم هذا الاختبار ثلاثة صيغ وهي[1].

أ- الصيغة الأولى:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

ويلاحظ في هذه الصيغة بعدم احتوائها على حد ثابت واتجاه عام . وتتمثل الفروض في هذه الحالة بما يأتي:

فرضية العدم $\lambda = 0$ او $\rho = 1$:Ho أي السلسة غير ساكنة، مقابل الفرضية البديلة $\delta <$ =H1 $1 > o$أي السلسة ساكنة، ومن ثم يتم حساب صيغة تاو (τ) ديكي فولر الموسع وفقاً للصيغة:

$$\tau^*_{\hat{\lambda}} = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}}$$

ب- الصيغة الثانية:

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \sum^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

هذه الصيغة تحتوي على حد ثابت، وتكون اختبار الفروض كما يأتي:

فرضية العدم (عدم سكون السلسة) $\delta = 1\lambda$:Ho $\alpha = 0$ =

الفرضية البديلة (سكون السلسلة) $\delta < 1 < o$ =H1 $\alpha \neq 0$

ويتم حساب تاو (τ) للمعلمة α باستعمال الصيغة الآتية: $\tau^*_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha}}{S_{\hat{\alpha}}}$

ت- الصيغة الثالثة: وتتضمن هذه الصيغة حداً ثابتاً واتجاهاً عاماً، وهي كالآتي:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

وباختبار الفروض لهذه الصيغة وتكون كالآتي:

فرضية العدم: (عدم سكون السلسة) $Ho: \delta = 1, \alpha = 1, \beta = 0, \lambda = 0$

الفرضية البديلة: (السلسة ساكنة) $H1: \delta < 1, \alpha \neq 1, \beta \neq 1, \lambda < 0$

ومن ثم يتم حساب القيم المحسوبة لتاو(τ) للمعلمات المختلفة على النحو الآتي:

$$\tau^*_{\hat{\lambda}} = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}}, \tau^*_{\alpha} = \frac{\hat{\alpha}}{S_{\hat{\alpha}}}, \tau^*_{\hat{\beta}} = \frac{\hat{\beta}}{S_{\hat{\beta}}}$$

- **اختبار فيلبس –بيرون(P.P)Phillips Perron**

إن اختبار فيلبس– بيرون يُعد أكثر كفاءة من اختبار ديكي فولر الموسع لكونه يقوم على تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي– فولر، من خلال تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة جذر الوحدة مع الأخذ

(١) يُنظر في ذلك:

- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مصدر سبق ذكره، ص ٦٥٩.

- Damodar N. Gujarati, Domnc Porter, Basic Econometric,15thEdition, McGraw ,Hill ,2009, p218.

بنظر الاعتبار الأخطاء المرتبطة، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية ويمكن تقدير التباين من خلال الآتي(١).

$$S_u^2 = T^{-1}\sum_{j-1}^{T}\hat{U}_t^2 + 2T^{-1}\sum_{j-1}^{L}\sum_{t-j+1}^{T}\hat{U}_t\hat{U}_{t-j}$$

إذ تُمثل T حجم العينة، ويُمثل L معامل إنهاء التباطؤ Lag Truncation Parameter كما إن هذا الاختبار غير حساس لعدم توفر شروط الحد العشوائي التقليدية، وكذلك لا يسمح لأخطاء عشوائية متنوعة ذات تباين متغير ومرتبطة ذاتيا.

٢- اختبار التكامل المشترك Co – integration Test

التكامل المُشترك هو تصاحب Association بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر وبالشكل الذي تؤدي التقلبات في أحداهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن، وقد يعني ذلك إن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كلٌ على حده، ولكن تكون مستقرة كمجموعة، إذ تنص النظرية الاقتصادية على وجود علاقة في المدى الطويل بين متغيرين أو أكثر، حتى لو ابتعدت قيم هذه المتغيرات عن قيم توازنها في الأمد القصير، فان هناك قوى تعيدها الى هذه القيم وتضمن تحقيق العلاقة في الأمد الطويل(٢).

ومن أهم المناهج المُستخدمة لاختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية هو منهج انجل–كرانجر Granger and Engel، ومنهج جوهانس–جوسليوس Johansen and Juselius، ويُفضل استخدام منهج جوهانسن–جوسليوس Maximum Likelihood Procedure عندما يزيد عدد المتغيرات قيد الدراسة عن متغيرين لاحتمال وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك، كما اثبت الدراسات تفضيل منهج جوهانسن على أسلوب انجل وغرانجر حتى في حالة وجود نموذج بمتغيرين.

وبناءً عليه، سوف تعتمد الدراسة على منهج جوهانس–جسيلوس وذلك لأن هذا المنهج له العديد من المزايا الإضافية، فضلاً عن معالجة العيوب التي يُعاني منها منهج انجل– كرانجر.

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك بحسب منهج جوهانسن–جوسليوس، هناك اختبارين هما:

- **اختبار الأثر Test Trace:**

يختبر فرضية العدم القائلة بان عدد متجهات التكامل المشترك يقل عن أو يساوي العدد q $(r \geq q)$ ، في مقابل الفرض البديل الذي يقول إن عدد المتجهات يساوي q (r = q) ويُحسب وفق الصيغة الآتية(٣).

$$\lambda_{Trace} = -T \ln\sum_{i=r+1}^{p} \ln(1-\lambda i)$$

- **اختبار القيمة الذاتية Maximum Eigen Values Test:**

ويُحسب وفقاً للصيغة الآتية

$$\lambda_{Max} = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$$

(1) Asterious,Dimitrous and StephenG.Hall, Applied Econometrics Amodem, Approach, revised Edition, palgrava Macmillan,2007,p297-298.

(٢) المصدر السابق نفسه، ٣٠٧.

(٣)Green, William H., Econometric Analysis, Pearson Addison, Inc, New Jersey, Sixth edition,2008, 763.

ويتم اختبار فرضية العدم القائلة بان عدد متجهات التكامل المشترك يساوي r (q=r) مقابل الفرضية البديلة والتي تقول بان عدد متجهات التكامل المُشترك يساوي r+1 (q=r+1)[١].

٣- نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model(VEC)

إن نموذج تصحيح الخطأ هو نموذج ذاتي لكنه مُقيد، وله علاقات تكامل مشترك تم توصيفها لتقيد على المدى الطويل سلوك المتغيرات الداخلية لتتجمع حولها علاقتها التكاملية مع السماح بالتعديل الديناميكي في الأجل القصير[٢].

إن حد التكامل المشترك يُعرف بحد تصيح الخطأ، إذ إن الانحراف عن التوازن في الأجل الطويل يتم تصحيحه تدريجياً من التعديلات والتصحيحات الجزئية في الأجل القصير.ولتوضيح ذلك نفترض إن لدينا معادلة التوازن لنموذج تصحيح الخطأ آلاتية[٣].

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \ldots\ldots (1)$$

حيث (Y) المتغير التابع وتمثل (X) متجه من المتغيرات المفسرة. وبذلك نحصل على متغير جديد يسمى حد تصحيح الخطأ متمثلاً بالبواقي، فإذا كانت المتغيرات (Y) و (X) في حالة توازن تكون البواقي مساوية للصفر

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta X_t \ldots\ldots (2)$$

وعندما تكون البواقي غير مساوية للصفر يكون هناك تباعد عن التوازن، وبصورة أدق يمكن القول أن هذه القيمة تقيس البعد عن التوازن بين (Y) و (X) ويعرف ذلك بخطأ التوازن وفي هذه الحالة يمكن افتراض أن (Y) لها علاقة مع (X) ومع القيم المتباطئة لكل من (Y) و (X). ويمكن تمثيل نموذج تصحيح الخطأ كما في المعادلة أدناه:

$$\Delta Y_t = \delta_0 \Delta X_t - u(Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + u_t$$

إذ تمثل (Δ) الفروق الأولى، وتوضح المعادلة أعلاه أن التغير في (Y) يعتمد على التغير في (X) وكذلك القيم المتباطئة لخطأ التوازن، فعندما تكون القيمة (Y_{t-1}) أعلى من القيمة التوازنية فأن قيمة (Y_t) سوف تنخفض في الفترة التالية لتصحيح الخطأ ويعتمد ذلك على قيمه معلمه لتصحيح الخطأ (u) أي أن النموذج يقيس الكيفية التي يتم بها تصحيح قيمة (Y) للعودة إلى الوضع التوازني، ولذلك يسمى نموذج تصحيح الخطأ. وأن كل من (β, δ_0) تقيسان معالم الأجل القصير والأجل الطويل وتقيس (u) سرعة التكيف لتوازن الأجل الطويل. وعند تقدير هذه المعادلة تضاف قيم متباطئة كمتغيرات مفسره بحيث لا يحتوي الخطأ العشوائي أي ارتباط ذاتي عندما تضاف قيم عالية التباطؤ ومن ثم يعدل النموذج إلى الآتي[٤]:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \delta_{i=1} \Delta X_{t-i} - u(Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + u_t \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

---

(١) المصدر السابق نفسه، المكان نفسه.

(3)Damodar Gujarati, Econometric By Example, TST.Edition,palgraveMacmillan,2011,p231-232.

(3)Engle , R.F.and Granger ,C.W, cointegration and error- correction representation , estimation and testing econometrics ,Vol. 55, 2 ,1987.

(٤) Green, William H,op.cit,p760-761.

وعلى ضوء افتراضات التكامل المشترك، فإن الانحدار البسيط يقدم نتائج متسقة لمعامل الأجل الطويل على الرغم من وجود ارتباط بين المتغيرات المفسرة والخطأ العشوائي حيث تقدر المعادلة السابقة باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية OLS وكذلك تقدير العلاقة طويلة الأجل يتم بطريقة المربعات الصغرى العادية أيضا، إذ يتم اختبار التكامل المشترك باختبار استقرار المتغير العشوائي. لكن مع ظهور طريقة الإمكان الأعظم المطورة، وأصبح بالإمكان الحصول على تأثير الأجل القصير والأجل الطويل، وذلك باستعمال نموذج تصحيح الخطأ وتحليل التكامل المشترك للعديد من المتغيرات الاقتصادية لإمكانية وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك.

٤- اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test

إن تحديد العلاقات السببية بين المتغيرات الاقتصادية يسمح في كثير من الأحيان بتحديد نوع العلاقة بين هذه المتغيرات في المدى القصير، وهو ما يتيح معلومات تُمكن من الفهم النظري الجيد للظواهر الاقتصادية، ومن ثم أصبحت السببية شرط ضروري لتأسيس جيد للسياسات الاقتصادية. ووفقاً لكرانجر، فان التغير في القيم الحالية والماضية لمتغير ما يُسبب تغير في متغير آخر، فإذا كان لدينا متغيرين هما (X) و (Y) فان المتغير (X) يتسبب في المتغير (Y) إذا ما كان توقع (Y) يعتمد بشكل كبير على معرفة ماضي المتغيرين (X) و(Y) هو أفضل من توقع (Y) الذي يعتمد على ماضي (Y)[١].

إن الصياغة العامة لنموذج السببية، والذي يوضح العلاقة بين أي متغيرين اقتصاديين تكون كالآتي[٢].

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m} \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{1i} \Delta X_{t-i} + \theta_1 \varepsilon_{1t-1} + Z_{1t} \dots$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{Q} \delta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \theta_2 \varepsilon_{2t-1} + Z_{2t}$$

ولاختبار العلاقة بين المتغيرين نختبر فرضيتي العدم التاليتين:

H_0: $\emptyset_{1t} = 0$

H_0: $\emptyset_{2t} = 0$

ولاختبار هذه الفرضيتين أعلاه، وتحديد طبيعة العلاقة واختبار المعنوية للنموذج، يُستخدم (F-Statistic)، فإذا تم قبول الفرضيتين، فان المتغيرين مستقلين عن بعضهما البعض، أما إذا تم رفض الفرضيتين معاً، فان هناك علاقة سببية باتجاهين للمتغيرين، في حين إذا تم رفض الفرضية الأولى وقبول الفرضية الثانية من (Y) الى (X) ، كما إذا تم قبول الفرضية الأولى ورفض الفرضية الثانية، فان العلاقة السببية تكون من (X) الى (Y).

٣- توصيف النموذج القياسي:

إن مرحلة توصيف النموذج من أهم المراحل وأهمها في النماذج القياسية، إذ يتم فيها دراسة طبيعة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية ومن ثم التعبير عنها بشكل رياضي، كما إن معظم الطرق القياسية تكون حساسة لأخطاء التوصيف، فإذا كان التوصيف غير دقيق كانت النتائج غير دقيقة، وإذا كان التوصيف كانت النتائج أكثر دقة.

وانسجاما مع أهداف الدراسة ولغرض تحديد طبيعة العلاقة بين القطاع السياحي فقد تم استخدام مؤشرات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٥، والإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة لعام

(١) شيبي عبد الرحيم وسمير طاهر، فعالية السياسة المالية بالجزائر: مقاربة تحليلية وقياسية، (مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية: المعهد العربي للتخطيط)، المجلد الثاني عشر، العدد الأول، الكويت، ٢٠١٠، ص ٤٩-٥٠.
(٢) محمد عبد القادر محمد عطية، مصدر سبق ذكره، ص ٦٨٩.

٢٠٠٥، وأسعار الصرف الحقيقية الفعالة ليعبر عن التنافس الخارجي، فأسعار الصرف الحقيقية الفعالة يُمثل احد المتغيرات الأساسية والذي يؤثر على أكثر المتغيرات الاقتصادية، فهو يُعد احد المؤشرات المهمة للاقتصاد الكلي،الأمر الذي يجعلنا نُركز علية في مسألة التنافسية، ويمكن توصيف هذه المتغيرات كما يأتي:

GDPR= الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٥

TOUR= الإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٥

EXR= أسعار الصرف الحقيقية الفعالة لعام ٢٠٠٥

وقبل الحديث عن آلية عمل النموذج نذكر بعض الملاحظات المنهجية.

- لاختلاف البيانات من مصدر الى آخر مع وجود بعض التناقضات فيما بينها، فقد حاولنا الاعتماد على بيانات البنك الدولي ومنظمة السياحة العالمية وصندوق النقد الدولي، وذلك من اجل أن تكون البيانات متسقة قدر الإمكان.
- واجه الباحث مشكلة في إن أسعار الصرف الحقيقية الفعلية للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣ كانت مجزئة لثلاث مدد، وكل مدة تعتمد على سنة أساس مختلفة عن الأخرى، وكان لابد من توحيد وربط السلسلة الزمنية لتكون مستقرة بسنة أساس واحدة وهي عام ٢٠٠٥ لكون إن الناتج المحلي الإجمالي والإيرادات السياحية هي بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٥.

ولتوضيح كيف تمت عملية الربط، نفترض لدينا سلسلتين من الأرقام القياسية للأسعار الأولى بفترة (a) والثانية بفترة (b)، وكانت هناك فترة مغطاة من كلتي السلسلتين لنقل إنها الفقرة (c) أي إن للفترة (c) رقمين قياسيين للأسعار هما P_{ac}وP_{bc}، ولربط السلسلتين نقوم أولاً بتحويل فترة الأساس السلسلة الثانية من فترة أساسها الى فترة أساس السلسلة الثانية بمعامل تصحيح يساوي خارج قسمة الرقم القياسي للسلسلة الثانية بأساس السلسلة الأولى على الرقم القياسي للفترة نفسها بأساس السلسلة الثانية، أي يُحسب بالقانون التالي[١]:

$$P_{bi}P_{ai} = \frac{Pac}{Pbc}$$

ويتم في العادة اختيار فترة الأساس للسلسلة الثانية بوصفها هي الفترة المشتركة وعندئذ تكون (c) مساوية الى (b) ويكون قانون الربط كالآتي:

$$P_{bi}P_{ai} = \frac{Pab}{100}$$

٣- - آلية عمل النموذج:

يقوم النموذج على اختبار العلاقة بين متغيراته باستعمال بيانات سلسلة زمنية للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣ باستعمال نموذج تصيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM) باستعمال برنامج التحليل الإحصائي (E-views) لتحديد التفاعلات بين المتغيرات الداخلة في النموذج، ومن اجل الوصول الى نتائج العلاقات في النموذج، تم إتباع المنهجية التالية:

١- اختبار دالة الارتباط الذاتي:

كشفت نتائج اختبار دالة الارتباط الذاتي عن عدم استقرار المتغيرات في مستوياتها الأصلية، وان قيم معاملات ACF تقع خارج حدود الثقة، ولذلك فإنها تختلف جوهرياً عن الصفر، وان قيمة إحصاءهQ لا تختلف جوهرياً عن الصفر، مما يدل على عدم معنوية المتغيرات المستقرة. وعند اخذ الفروق الأولى لها اتضح إنها غير

(١) المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية، الأساليب الإحصائية لقياس التضخم ودراسة آثاره وسبل معالجته، مطبعة واوفسيت المشرق، ١٩٨٤، ص ٩٦.

مستقرة أيضاً، ولذلك فقد تم اخذ الفروق الثانية لها، يوضح الشكل الآتي نتائج اختبار دالة الارتباط الذاتي للعينة Sample Correlogram

شكل (١)

دالة الارتباط الذاتي والجزئي بالفرق الثاني لمتغيرات الدراسة في دول العينة للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣

اسبانيا	اليونان

(GDPR,2)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.140	-0.140	0.4919	0.483
		2	-0.269	-0.295	2.4074	0.300
		3	0.137	0.052	2.9257	0.403
		4	-0.064	-0.125	3.0477	0.550
		5	-0.038	-0.015	3.0928	0.686
		6	0.018	-0.056	3.1030	0.796
		7	0.070	0.077	3.2742	0.859
		8	-0.027	-0.023	3.3026	0.914
		9	-0.084	-0.055	3.5861	0.936

(EXR,2)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.105	-0.105	0.2759	0.599
		2	-0.227	-0.241	1.6368	0.441
		3	-0.153	-0.223	2.2878	0.515
		4	-0.005	-0.133	2.2885	0.683
		5	-0.034	-0.175	2.3254	0.803
		6	0.067	-0.055	2.4733	0.871
		7	0.054	-0.024	2.5776	0.921
		8	-0.144	-0.196	3.3627	0.910
		9	0.003	-0.069	3.3630	0.948

(TOUR,2)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.344	-0.344	2.9800	0.084
		2	-0.371	-0.555	6.6120	0.037
		3	0.360	-0.048	10.221	0.017
		4	-0.017	-0.077	10.230	0.037
		5	-0.053	0.169	10.318	0.067
		6	-0.179	-0.271	11.376	0.077
		7	0.055	-0.185	11.485	0.119
		8	0.059	-0.353	11.618	0.169
		9	-0.007	-0.008	11.620	0.236

(EXR,2)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.100	0.100	0.2509	0.616
		2	-0.619	-0.635	10.350	0.006
		3	-0.216	-0.087	11.646	0.009
		4	0.083	-0.458	11.848	0.019
		5	-0.022	-0.433	11.863	0.037
		6	0.238	-0.009	13.726	0.033
		7	0.280	-0.093	16.477	0.021
		8	-0.221	-0.110	18.322	0.019
		9	-0.278	0.106	21.468	0.011

DPR,2)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.015	0.015	0.0055	0.941
		2	-0.169	-0.169	0.7558	0.685
		3	0.132	0.142	1.2426	0.743
		4	-0.133	-0.178	1.7587	0.780
		5	-0.347	-0.307	5.4894	0.359
		6	0.161	0.132	6.3395	0.386
		7	0.028	-0.065	6.3677	0.498
		8	-0.263	-0.207	8.9837	0.344
		9	0.132	0.043	9.6966	0.376

(EXR,2)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.100	0.100	0.2509	0.616
		2	-0.619	-0.635	10.350	0.006
		3	-0.216	-0.087	11.646	0.009
		4	0.083	-0.458	11.848	0.019
		5	-0.022	-0.433	11.863	0.037
		6	0.238	-0.009	13.726	0.033
		7	0.280	-0.093	16.477	0.021
		8	-0.221	-0.110	18.322	0.019
		9	-0.278	0.106	21.468	0.011

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E- views 7)

يتضح من الشكل (١) إن السلسلة الزمنية لمتغيرات الدراسة أصبحت ساكنة بعد اخذ الفروق الثانية لها. وان قيم AFC أصبحت تقع داخل حدود الثقة، مما يدل على سكون جميع المتغيرات.

٢-اختبارات جذر الوحدة:

لتحديد الخصائص الغير ساكنة لمتغيرات السلسلة الزمنية على حد سواء في المستويات أو في الفروق الأولى أو الفروق الثانية، يُستخدم اختبار ديكي- فولر المُوسع، وبالرغم من الاستعمال الواسع لهذا الاختبار، إلا انه لم يأخذ بعين الاعتبار عدم وجود مشكلة اختلاف التباين، ولذلك سوف نستخدم اختبار فيلبس بيرونP.P لكونه يمتلك قدرة اختباريه أدق وأفضل لاسيما في العينات صغيرة الحجم.

جدول (1)

اختبار ADF و اختبار P.P للمستويات والفروق الثانية لمؤشرات في دول العينة

	اسبانيا								
المتغير	exogenous	اختبار ديكي فولر الموسع				P.Pاختبار فيلبس بيرون			
		المستويات		الفرق الثاني		بالمستوى		الفرق الثاني	
		t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj-t-Stat	Prob.	Adj-t-Stat	Prob.
GDPR	حد ثابت	-1.404179	0.5615	-5.014066	0.0007	-1.168606	0.6697	-5.284452	0.0004
	حد ثابت واتجاه عام	-1.238929	0.8763	-3.457610	0.0750	-0.393688	0.9814	-10.46297	0.0000
TOUR	حد ثابت	-٠,٣٩٢٩٤٠	٠,٨٩٤٩	-7.039721	0.0000	-0.191288	0.9267	-12.79919	0.0000
	حد ثابت واتجاه عام	-٢,٧٤٧٥٩٢	0.2301	-6.819777	0.0001	-2.663752	0.2587	-12.69807	0.0000
EXR	حد ثابت	-1.464235	0.5324	-4.546180	0.0019	-1.244892	0.6366	-4.902084	0.0009
	حد ثابت واتجاه عام	-2.747559	٠,٢٣٠١			-1.652929	0.7390	-4.453863	0.0103
مستوى	حد ثابت	-3.78803	%١ %٥	3.808546	%١ %٥	-3.75294	1% 5%	-3.78803	1% 5%

المعنوية		0 - 3.012363 - 2.646119	%١٠	- 3.020686 - 2.650413	%١٠	6 - 2.998064 - 2.638752	10%	0 - 3.012363 - 2.646119	10%
	حد ثابت واتجاه عام	- 4.571559 - 3.690814 - 3.286909	%١ %٥ %١٠	- 4.498307 - 3.658496 - 3.268973	%١ %٥ %١٠	- 4.416345 - 3.622033 - 3.248592	1% 5% 10%	- 4.467895 - 3.644963 - 3.261452	1% 5% 10%
اليونان									
GDPR	حد ثابت	- 1.901042	0.3257	- 4.114620	0.0049	- 1.440259	0.5449	- 4.083497	0.0053
	حد ثابت واتجاه عام	- 2.231850	0.4504	- 4.060811	0.0225	0.242029	0.9968	- 3.990533	0.0258
TOUR	حد ثابت	- 0.918889	0.7625	- 7.164593	0.0000	- 0.785243	0.8045	- 21.39761	0.0000
	حد ثابت واتجاه عام	- 2.231850	0.4504	- 3.877457	0.0358	- 3.562628	0.0560	- 24.56713	0.0000
EXR	حد ثابت	- 1.375239	0.5743	- 4.467185	0.0032	- 1.567775	0.4823	- 6.378432	0.0000
	حد ثابت واتجاه عام	- 4.01881	0.0236	- 4.51542	0.0120	- 2.10938	0.5139	- 5.90397	0.0005

		4		3		3		8	
مستوى المعنوية	حد ثابت	-3.788030 -3.012363 -2.646119	١% ٥% ١٠%	-3.808593 -3.020686 -2.650413	١% ٥% ١٠%	-3.752946 -2.998064 -2.638752	١% ٥% ١٠%	3.752946 -2.998064 -2.638752	1% 5% 10%
	حد ثابت واتجاه عام	-4.467895 -3.644963 -3.261452	1% 5% 10%	-4.571559 -3.690814 -3.286909	1% 5% 10%	-4.416345 -3.622033 -3.248592	1% 5% 10%	4.416345 -3.622033 -3.248592	1% 5% 10%
	حد ثابت واتجاه عام	-4.416345 -3.622033 -3.248592	1% 5% 10%	-4.416345 -3.622033 -3.248592	1% 5% 10%	-4.416345 -3.622033 -2.248592	1% 5% 10%	-4.416345 -3.622033 -2.248592	1% 5% 10%

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E- views 7)

في ضوء نتائج الاختبارين، يلاحظ في الجدول أعلاه عدم معنوية المعالم المقدرة في المستوى مما يدل على عدم استقرار السلاسل الزمنية بحسب اختبار ديكي فولر الموسع ADF واختبار فيلبس- بيرونP.P لمتغيرات الدراسة، وتشير النتائج الى إن السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى بوجود حد ثابت (قاطع) أو بوجود حد ثابت واتجاه عام عند مستوى معنوية ١% و٥% ١٠% في جميع المؤشرات ولكل دول العينة باستثناء أسعار الصرف الحقيقية في اليونان بوجود حد ثابت واتجاه عام، ونظراً لعدم استقرار السلسلة عند مستوياتها

الأصلية فقد تم إجراء اختبار الاستقرارية عند الفروق الأولى لها واتضح عدم استقرارها أيضاً بوجود حد ثابت أو بوجود حد ثابت واتجاه عام، لذلك فقد تم اخذ الفروق الثانية، وقد تبين إن جميع السلاسل الزمنية استقرت عند مستوى١%. أما بالنسبة لاختبار فيلبس– بيرون، فقد أظهرت النتائج إن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة كانت غير ساكنة عند مستوياتها الأصلية، إذ إن القيم المحسوبة لمعلمات المتغيرات تقل عن القيم الحرجة مما يعني عدم إمكانية رفض جذر الوحدة (H0:λ=0)، كذلك الحال بالنسبة للفرق الأول، إذ اتضح عدم استقرارها، ولذلك فقد تم اخذ الفروق الثانية لهذه السلاسل لتصبح ساكنة عند الفروق الثانية بوجود حد ثابت أو حد ثابت واتجاه عام.

بناءً على ما تقدم يتضح إن السلاسل الزمنية لأغلب متغيرات الدراسة في اسبانيا واليونان هي سلاسل غير ساكنة عند المستوى والفرق الاول، لكنها أصبحت مستقرة عند اخذ الفروق الثانية وهو ما ينسجم مع النظرية القياسية التي تفترض إن اغلب المتغيرات الاقتصادية تكون غير مستقرة بالمستوى.

٣- اختبار التكامل المشترك

يُستخدم اختبار التكامل المشترك للحصول على علاقات طويلة المدد بين المتغيرات غير الساكنة، وفيه يتم الحصول على قيم الجذر الكامن (Eigenvalue) وعددها (n)، والتي يقابلها عدد مساوي من متجهات التكامل المشترك. ومن خلال مقارنة نسبة الإمكانية بالقيم الحرجة عند المستوى الاحتمالي ١% و٥% يمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك، فوجود متجه واحد للتكامل المشترك دلالة على وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

جدول (2)

اختبار الأثر واختبار القيمة المميزة العظمى لدول العينة للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣

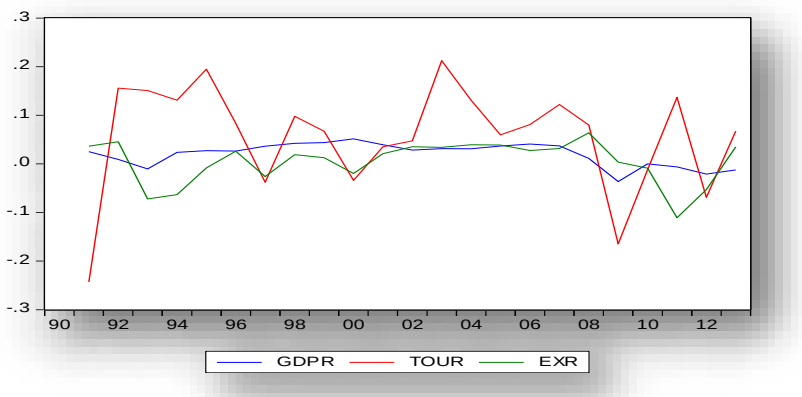
اختبار الأثر λ trace					اختبار القيمة المميزة العظمى λ Max				
اسبانيا									
	قيم الجذر الكامن Eigenvalue	λ trace	القيم الحرجة ٥%	Prob.		قيم الجذر الكامن Eigenvalue	λ Max	القيم الحرجة ٥%	Prob.
None*	0.571602	٣٦,٢٢٦٢٠	٢٩,٧٩٧٠٧	٠,٠٠٧٩	None	0.571602	17.80176	21.13162	0.1374
At most1*	0.433645	١٨,٤٢٥٤٤	١٥,٤٩٤٧١	٠,٠١٧٦	At most 1	0.433645	11.93922	14.26460	0.1129
At most2*	0.265722	٦,٤٨٦٢٢٠	٣,٨٤١٤٦٦	٠,٠١٠٩	At most2*	0.265722	6.486220	3.841466	0.0109
اليونان									
None*	0.787002	46.93867	٢٩,٧٩٧٠٧	0.0002	None*	0.787002	32.47592	21.13162	0.0009
At most1	0.495334	14.46274	١٥,٤٩٤٧١	0.0711	At most 1*	0.495334	14.36104	14.26460	0.0483
At most2	0.004831	0.101699	٣,٨٤١٤٦٦	0.7498	At most 2	0.004831	0.101699	3.841466	0.7498

الجدول من عمل الباحث بالاستناد على مخرجات البرنامج الإحصائيE- views (7)

يُبين الجدول (2) نتائج اختبار جوهانسن (اختبار الأثر واختبار القيمة المميزة العظمى)، إذ تُشير النتائج الى وجود التكامل المشترك في كل دول العينة، مع اختلافها من دولة لأخرى، الأمر الذي يعني رفض فرضية العدم (Ho:r=0) والقائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المُشترك، ومن ثم تم قبول الفرضية البديلة والذي تعني وجود متجهات للتكامل المشترك في دول العينة.

ففي اسبانيا أشارت نتائج اختبار الأثر الى وجود أكثر من متجهين للتكامل المُشترك r>2 وكانت القيم المحسوبة (٣٦,٢٢٦٢٠ و ١٨,٤٢٥٤٤ و ٦,٤٨٦٢٢٠) على التوالي وهي جميعها اكبر من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية ٥%. بالمقابل كان اختبار القيمة المميزة العظمى والذي يُشير الى عدد متجهات التكامل المشترك r = 3 أي إن هناك ثلاثة متجهات للتكامل المُشترك وكانت القيم المحسوبة لمعدل الإمكان الأعظم اكبر من نظيرتها الجدولية عند مستوى معنوية ٥%.

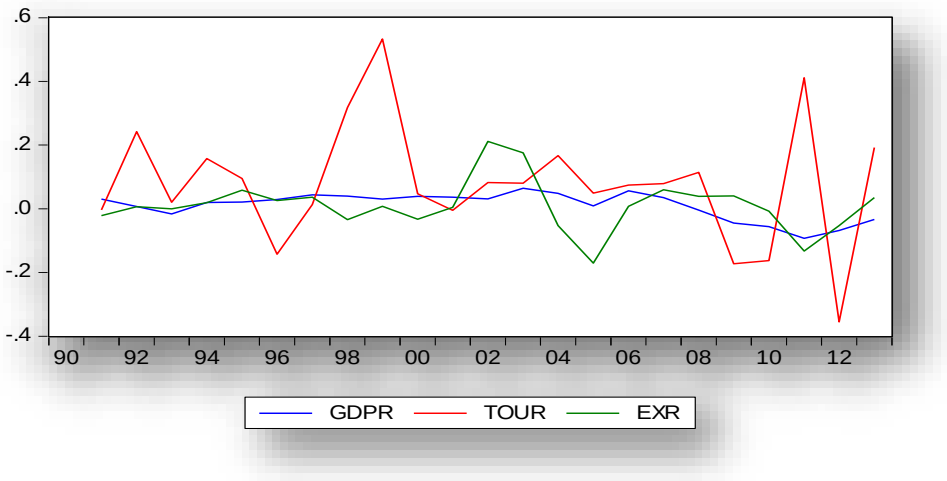
شكل (٢) العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج في اسبانيا للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣



الشكل من عمل الباحث بالاستناد الى مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views7)

أما بالنسبة لليونان فقد أشارت النتائج الى وجود متجه واحد على الأقل r>0 وكانت القيمة المحتسبة هي 46.93867 وهي اكبر من القيمة الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية ٥% ، في حين أشار اختبار القيمة المميزة العظمى الى وجود متجهين للتكامل المُشترك r = 2 وكانت القيم المحسوبة 32.47592 و 14.36104 على الترتيب وهي أعلى من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية ٥%.

شكل (٣) : العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج في اليونان للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣



الشكل من عمل الباحث بالاستناد الى مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views7)

٤- نموذج تصحيح الخطأ: VCE

بعد التأكد من إن السلاسل الزمنية مستقرة في الفرق الثاني ، ومن ثم التحقق من أنها جميعاً متكاملة تكاملاً مُشتركاً، واتضح إن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة ، فالمتغيرات التي تُحقق تكاملاً مُشتركاً تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل.

وعليه، ينبغي استخدام نموذج تصحيح الخطأ VECMوالذي يتضمن إمكانية اختبار وتقدير العلاقة في الأمد الطويل والقصير بين متغيرات النموذج، كما إن هذا النموذج يتفادى المشكلات القياسية الناجمة عن الارتباط الزائف. ويوضح الجدول الآتي نتائج نموذج تصحيح الخطأ لمتغيرات النموذج في اسبانيا واليونان.

جدول(3)

نتائج نموذج تصحيح الخطأ لمتغيرات النموذج في دول العينة للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣

اسبانيا				
المعلمات	قيمة المعلمات	الخطأ المعياري	إحصاءات T	الاحتمالية
C(1)	-0.063154	0.025031	-2.523033	0.0255
C(2)	0.889049	0.267750	3.320445	0.0055
C(3)	-0.511754	0.301630	-1.696630	0.1136
C(4)	-2.816774	1.117536	-2.520521	0.0256
C(5)	1.209476	1.215354	0.995164	0.3378
C(6)	4.97E+08	1.31E+09	0.379415	0.7105
C(7)	3.34E+09	1.23E+09	2.705366	0.0180
C(8)	1.38E+10	6.79E+09	2.032484	0.0631

R-squared	0.777784	Mean dependent var	1.92E+10
Adjusted R-squared	0.658130	S.D. dependent var	2.63E+10
S.E. of regression	1.54E+10	Akaike info criterion	50.03388
Sum squared resid	3.08E+21	Schwarz criterion	50.43179
Log likelihood	-517.3557	Hannan-Quinn criter.	50.12024
F-statistic	6.500242	Durbin-Watson stat	2.120484

7			
		0.001944	Prob(F–statistic)

		اليونان		
0.0105	–3.030705	0.208382	–0.631545	C(1)
0.1919	1.382789	1.808694	2.501041	C(2)
0.0071	3.240721	0.255083	0.826654	C(3)
0.0288	2.483659	0.353046	0.876846	C(4)
0.4581	–0.766594	1.636208	–1.254308	C(5)
0.7788	–0.287324	1.409938	–0.405109	C(6)
0.2663	–1.165800	1.50E+08	–1.75E+08	C(7)
0.0041	–3.538886	2.46E+08	–8.69E+08	C(8)
0.5792	–0.569947	1.34E+09	–7.64E+08	C(9)

1.63E+09	Mean dependent var	0.877074	R–squared
1.01E+10	S.D. dependent var	0.795124	Adjusted R–squared
47.61731	Akaike info criterion	4.56E+09	S.E. of regression
48.06496	Schwarz criterion	2.50E+20	Sum squared resid
47.71446	Hannan–Quinn criter.	–490.9818	Log likelihood
2.332413	Durbin–Watson stat	10.70251	F–statistic
		0.000208	Prob(F–statistic)

الجدول من عمل الباحث بالاستناد على البرنامج الإحصائي E–Views

يوضح الجدول (٣) نتائج اختبار قيمة تصحيح الخطأ، وباستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) كانت نتائج التقدير متباينة، فقد اتضح وجود علاقة طويلة الأجل بين الإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة TOUR والناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة GDPR في كل من اسبانيا واليونان.

ففي اسبانيا، كانت نتائج أنموذج تصحيح الخطأ لمعادلة OLS هي :

D(GDPR) = C(1)*(GDPR(−1) − 21.0316996388*TOUR(−1) + 33183918020*EXR(−1) − 3.39699787508e+12) + C(2)*D(GDPR(−1)) + C(3)*D(GDPR(−2)) + C(4)*D(TOUR(−1)) + C(5)*D(TOUR(−2)) + C(6)*D(EXR(−1)) + C(7)*D(EXR(−2)) + C(8)

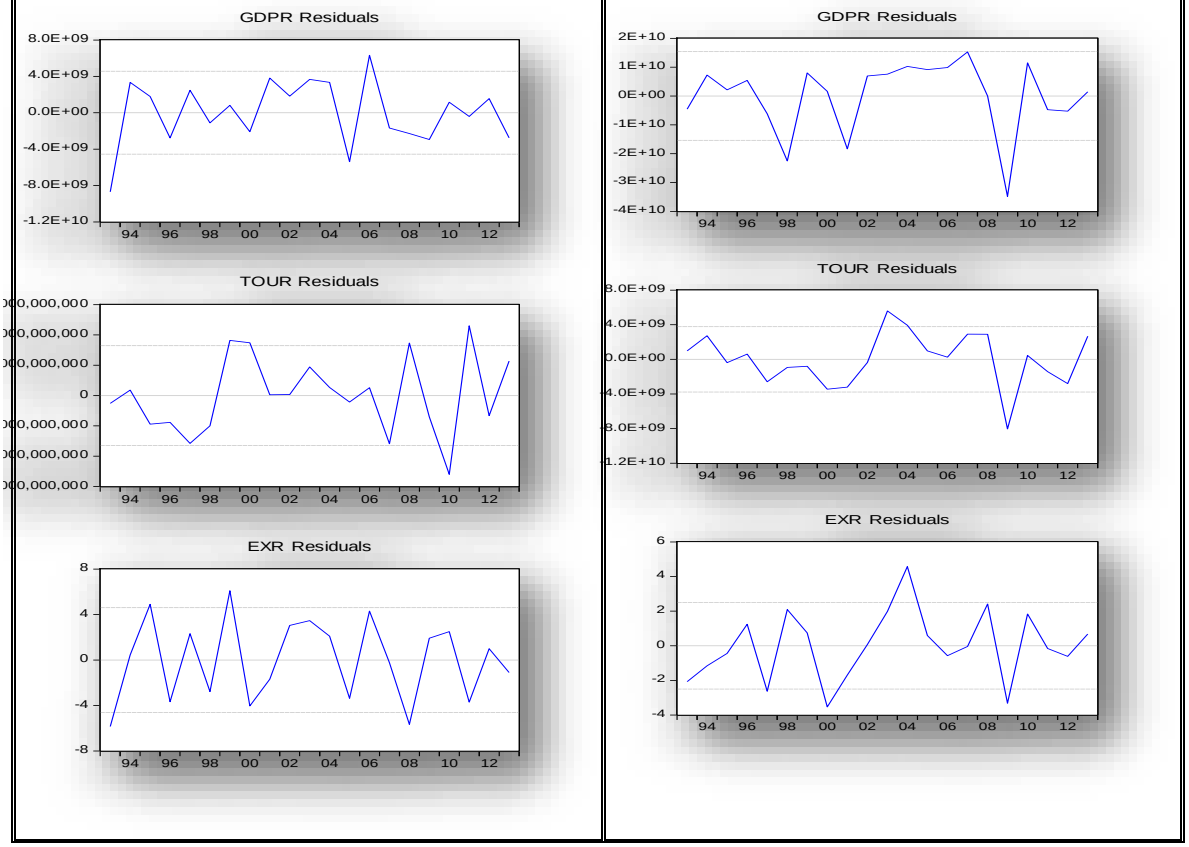
وكانت إشارة مكون تصحيح الخطأ (معامل سرعة التعديل C1) سالبة (٠,٠٦٣١٥٤−) وذات معنوية إحصائية عالية (.Prob) وهي (0.0255)، كما اتضح من خلال الإحصائيات المصاحبة في الجدول سلامة النموذج من المشاكل القياسية، وقد كانت R^2 هي ٧٧,٧% وهو يُفسر نسبة عالية من التغيرات في متغير الاستجابة، في حين كانت قيمة (D.W) Durbin−Watson stat هي ٢,١٢ مما يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي.

أما في اليونان فكانت النتائج على غرار النتائج في اسبانيا، فقد اتضح وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين TOUR و GDPR ، وكانت معادلة أنموذج تصحيح الخطأ كالآتي:

D(GDPR) = C(1)*(GDPR(−1) − 2420521539.38*EXR(−1) + 19249137077) + C(2)*(TOUR(−1) − 282795603.222*EXR(−1) + 18948603667.4) + C(3)*D(GDPR(−1)) + C(4)*D(GDPR(−2)) + C(5)*D(TOUR(−1)) + C(6)*D(TOUR(−2)) + C(7)*D(EXR(−1)) + C(8)*D(EXR(−2)) + C(9)

وقد كانت إشارة C1 سالبة (٠,٦٣١٥٤٥−) وذات معنوية إحصائية عالية هي (٠,٠١٠٥−) مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل بين TOUR و GDPR ، كما كانت قيمة R^2 هي ٨٧,٧% في حين كانت قيمة D.W هي ٢,٣٣ والتي تعني عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي.

شكل (٤) تذبذب البواقي في اسبانيا واليونان



المصدر: من عمل الباحث بالاستناد الى البرنامج الإحصائي (E-views7)

من جانب آخر، ولمعرفة الأثر المُشترك للمتغيرات المبطئة التي تُمثل معلماتها العلاقة قصيرة الأجل فقد تم اعتماد اختبار Wald لبيان الأثر المُشترك لكل مُتغير من المتغيرات المُستقلة على المتغير المعتمد وفقاً لفرضيات العدم الموضحة بالجدول الآتي:

جدول (4)

نتائج اختبار العلاقة القصيرة الأجل للأثر المشترك WALD بين متغيرات الدراسة في دول العينة للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣

المتغيرات التفسيرية	اختبار Wald				
	فرضية العدم	F-statistic	Prob.	Chi-Square	Prob.
اسبانيا					
TOUR	C(4)=C(5)=0	3.558440	0.0585	7.116881	0.0285
EXR	C(6)=C(7)=0	3.667102	0.0546	7.334203	0.0256
اليونان					
TOUR	C(5)=C(6)=0	0.595516	0.5668	1.191031	0.5513
EXR	C(7)=C(8)=0	6.872005	0.0103	13.74401	0.0010

الجدول من عمل الباحث بالاستناد على البرنامج الإحصائي E-Views

أظهرت نتائج اختبار Wald الموضحة في الجدول أعلاه وجود علاقات سببية قصيرة الأجل في اسبانيا واليونان وذلك باستعمال فرضية العدم C(4)=C(5)=0 بالنسبة للإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة TOUR، وفرضية العدم C(6)=C(7)=0 لمؤشر أسعار الصرف الحقيقية، مما يؤكد وجود الأثر المُشترك بين المتغيرات.

٥-اختبار السببية:

يقوم اختبار السببية على تحديد اتجاه العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية، ومعرفة اتجاه العلاقة، ويوضح الجدول الآتي اختبار السببية لدول العينة باستعمال مدد إبطاء (سنة واحدة وسنتين)

جدول(5)

اختبار سببية كرانجر لدول العينة باستعمال مدد إبطاء سنة واحدة وسنتين للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣

اسبانيا				
مدد الإبطاء (٢)		مدد الإبطاء (١)		
Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Null Hypothesis
0.2351	1.57897	0.0270	5.69393	TOUR does not Granger cause GDPR
0.1232	2.37412	0.0211	6.26690	GDPR does not Granger cause TOUR
0.2289	1.61029	0.0040	10.5780	EXR does not Granger cause GDPR
0.0329	4.20043	0.0567	4.09213	GDPR does not Granger cause EXR
اليونان				
٠,٢٦١٨	١,٤٥١٤٢	٠,٠٤٢٤	٤,٦٩٨٠٧	TOUR does not Granger cause GDPR
٠,١٣٤٣	٢,٢٦٤٤٢	٠,٠١٧٤	٦,٧٢٠٢٣	GDPR does not Granger cause TOUR
٠,٧٨٠٤	٠,٢٥١٦٢	٠,٥٩٩٦	٠,٢٨٤٥٩	EXR does not Granger cause GDPR
٠,٠٠٤٨	٧,٤١٧٤٧	٠,٠٦٣٩	٣,٨٤٥٨٢	GDPR does not Granger cause EXR

الجدول من عمل الباحث بالاستناد الى البرنامج الإحصائي E- views 7

بالاستناد الى الجدول (٥)، يتضح الآتي:

- ❖ في اسبانيا، اتضح وجود علاقة سببية باتجاهين بين كل من الإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة TOUR والناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة GDPR عند مدة إبطاء لعام واحد، في حين لا توجد علاقة سببية لمدة إبطاء لعامين، كما توجد علاقة سببية باتجاهين بين كل من GDPR وأسعار الصرف الحقيقية الفعلية EXR لمدة إبطاء لعام واحد فقط،ولا توجد أي علاقة بينهما لمدة إبطاء لعامين.
- ❖ في اليونان، أشارت النتائج الى وجود علاقة سببية باتجاهين بين كل من GDPR و TOUR لمدة إبطاء لعام واحد، كما أشارت النتائج الى وجود علاقة سببية باتجاه واحد فقط من GDPR باتجاه EXR أي إن التغيرات السابقة في GDPR تفسر التغيرات الحالية في EXR لكل مدد الإبطاء.

الاستنتاجات والتوصيات

تبين من خلال الدراسة إن القطاع السياحي من القطاعات الأسرع نمواً على المستوى العالمي، كما اتضح إن السياحة تُمثل احد العوامل الرئيسة لتوفير الإيرادات والنقد الأجنبي، وتوفير فرص العمل، وزيادة الصادرات، وعدم ميزان المدفوعات من خلال تحقيق فائض في الميزان السياحي، فضلاً عن كون إن القطاع السياحي أداة لتلاقي الشعوب والأمم والحضارات فهي تُسهم في زيادة التفاهم بين مختلف الشعوب. هذا الى جانب إن القطاع السياحي يتميز بكونه قطاع كثيف العلاقات والترابطات الأمامية والخلفية مع باقي القطاعات الأخرى، فهو يؤثر ببقية القطاعات الاقتصادية من خلال الآثار المباشرة وغير المباشرة التي يفرزها على الاقتصاد بواسطة عمل المُضاعف. وسلطت الدراسة الضوء على تجارب دول متقدمة (اسبانيا واليونان)، واتضح إن السياحة تسهم وتلعب دوراً مؤثراً في دفع عجلة النمو الاقتصادي في كلا البلدين، من خلال نتائج النموذج القياسي. وتبعاً لذلك يمكن أن نؤشر الاستنتاجات التالية:

١- تُعد السياحة صناعة متكاملة تتميز باتساع أنشطتها وترابطها الأمامي والخلفي مع بقية القطاعات الأخرى، كما تتميز بأنها نشاط اقتصادي يؤثر في النمو الاقتصادي.

٢- يلعب القطاع السياحي دوراً بارزاً في توفير فرص العمل، بوصفه قطاع كثيف العمالة، فهو واحد من اكبر القطاعات توليداً لفرص العمل سواءً بصورة مباشرة أو غير مباشرة.

٣- يُمثل القطاع السياحي احد أهم مصادر الدخل، ويساهم وبشكل كبير في توفير الإيرادات الأجنبية، كما يدعم ميزان المدفوعات من خلال تحقيق فائض في الميزان السياحي.

٤- أشارت نتائج التحليل القياسي الى وجود علاقات طويلة وقصيرة الأجل في اسبانيا واليونان، كما أشارت الى وجود علاقات سببية وباتجاهات متبادلة بين الإيرادات السياحية والناتج المحلي الإجمالي.

٥- هناك علاقة طردية بين كل من الإيرادات السياحية والناتج المحلي الإجمالي، فكلما زاد حجم الإيرادات كلما زادت نسبة مساهمة السياحة في الناتج المحلي الإجمالي، وكلما انخفضت الإيرادات انخفضت نسبة مساهمتها في الناتج المحلي الإجمالي.

٦- ثمة علاقة قوية بين القطاع السياحي وحجم الصادرات، فقد اتضح إن القطاع السياحي يمثل أهمية كبيرة كنسبة من إجمالي الصادرات في اسبانيا واليونان، مما يدلل على إن القطاع السياحي يسهم في زيادة حجم الصادرات، وذلك من خلال إنفاق السياح على شراء السلع والخدمات.

التوصيات:

١- العمل على إيلاء القطاع السياحي أهمية كبيرة ومكانة متميزة، لما له من آثار مباشرة وغيرة مباشرة على الاقتصاد، لا سيما في اليونان التي تُعاني من أزمة مالية حادة (أزمة الديون السيادية)، وجعل القطاع السياحي فيها عامل مهم في التخفيف من آثار الأزمة.

٢- إزالة جميع المعوقات والصعوبات التنظيمية التي تعترض الحركة السياحية، مثل تبسيط إجراءات الدخول، والفيزا، وغيرها، لما له من أهمية لزيادة أعداد السياح، ومن ثم زيادة حجم الإيرادات السياحية.

٣- ضرورة العمل على وضع القطاع السياحي في سلم الأولويات في الخطط والبرامج التنموية لكلا البلدين، لما لهذا القطاع من أهمية في توفير فرص العمل بوصفه قطاع كثيف العمالة، والتخفيف من مشكلة الفقر، فضلاً عن دوره في دعم ميزان المدفوعات من خلال تحقيق الفوائض في الميزان السياحي، ناهيك عن دوره في تحقيق التنمية المكانية.

٤- تعزيز وتطوير القدرة التنافسية وذلك من خلال تنويع وتطوير المنتجات السياحية، وتقديم أفضل الخدمات الى السياح، لما لها من اثر في زيادة أعداد السياح الوافدين، وزيادة الطلب السياحي.

٥- التسويق والترويج بأهمية القطاع السياحي بوصفه احد محركات النمو الاقتصادي المُستدام والتنمية الاقتصادية،

٦- العمل علة زيادة حجم الاستثمارات في القطاع السياحي، وتوفير المناخ الاستثماري الملائم، لما له من آثار على تطوير البنية التحتية والفوقية للقطاع السياحي والقطاعات الأخرى المرتبطة به، لكون إن القطاع السياحي يتميز بالتشابكات الأمامية والخلفية مع بقية القطاعات الأخرى.

٧- ضرورة تطوير وتنمية القطاعات الأخرى كالصناعة والزراعة والتجارة وبقية القطاعات الأخرى والتي تربط بصورة غير مباشرة بالقطاع السياحي، الأمر الذي يؤدي الى تعظيم المنافع الاقتصادية لكلا البلدين.

المصادر:

١- المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية، الأساليب الإحصائية لقياس التضخم ودراسة آثاره وسبل معالجته، مطبعة واوفسيت المشرق، ١٩٨٤.

٢- شيبي عبد الرحيم وسمير طاهر، فعالية السياسة المالية بالجزائر: مقاربة تحليلية وقياسية، (مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية: المعهد العربي للتخطيط)، المجلد الثاني عشر، العدد الأول، الكويت، ٢٠١٠.

٣- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي: بين النظرية والتطبيق، ٢٠٠٤.

٤- يحيى حمود الحسن، حسام الدين زكي، تحليل العلاقة بين أسواق النفط العراقية بالاعتماد على السلاسل الزمنية، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، السنة الثامنة، العدد الخامس والعشرون، ٢٠١١.

5- Asterious,Dimitrous and StephenG.Hall, Applied Econometrics Amodem, Approach, revised Edition, palgrava Macmillan,2007

6- Damodar N. Gujarati, Domnc Porter, Basic Econometric,15thEdition, McGraw ,Hill ,2009.

7- Damodar Gujarati, Econometric By Example, TST.Edition,palgraveMacmillan,2011.

8- Dimitrios Buhalis Tourism in Greece: Strategic Analysis and challenges vol.4 No.5 2001 p445-446 متوفر على الرابط

http://www.commerce.otago.ac.nz/tourism/ current-issues/homepage.htm

9- Green, William H., Econometric Analysis, Pearson Addison, Inc, New Jersey, Sixth edition,2008.

10- Engle, R.F.and Granger ,C.W, co-integration and error- correction representation , estimation and testing econometrics ,Vol. 55, 2 ,1987..

11- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Spain,2013.

12- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Spain,2014.

13- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Greece,2013.

14- World Travel &Tourism Council, Travel &Tourism: economic Impact,Greece,2014.

الانترنيت:

١٥-موقع البنك الدولي، متوفر على الرابط

http://data.albankaldawli.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD

http://data.albankaldawli.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CN

١٦-موقع الأمم المتحدة،متوفر على الرابط، http://data.un.org/Search.aspx?q=tourism

الملاحق

ملحق (١)

الإيرادات السياحية بالأسعار الجارية وأعداد السياح للمدة ١٩٩٠-٢٠١٣

(مليون دولار)

السنة	الإيرادات السياحية				أعداد السياح	
	اسبانيا		اليونان		اسبانيا	اليونان
١٩٩٠	18539		٢٥٧٥		-	-
١٩٩١	14539		٢٥٦٦		-	-
١٩٩٢	16990		٣٢٦٨		-	-
١٩٩٣	19755		٣٣٣٥		-	-

١٩٩٤	22521		٣٩٠٥		–	–
١٩٩٥	٢٧٣٦٩		٤٢٩٤		٣٤٩٢٠	١٠٦٥٨
١٩٩٦	٢٩٧٥١		٣٧٢٣		٣٦٢٢١	٩٧٨٢٠
١٩٩٧	٢٨٦٤٩		٣٧٧٢		٣٩٥٥٣	١٠٥٨٨
١٩٩٨	٣١٥٩٢		٥,١٨٦		٤١٨٩٢	١١٣٦٣
١٩٩٩	٣٣٧٨٤		٨٨٣٩		٤٥٤٤٠	١٠٩٧٠
٢٠٠٠	٣٢٦٥٦		٩٢٦٢		٤٦٤٠٣	١٣٠٩٦
٢٠٠١	٣٣٨٢٩		٩٢١٦		٤٨٥٦٥	١٤٠٥٧
٢٠٠٢	٣٥٤٦٨		١٠٠٠٥		٥٠٣٣١	١٤١٨٠
٢٠٠٣	٤٣٨٦٣		١٠٨٤٢		٥٠٨٥٤	١٣٩٦٩
٢٠٠٤	٤٩٩٩٦		١٢٨٠٩		٥٢٤٣٠	١٣٣١٣
٢٠٠٥	٥٣٠٦٦		١٣٤٥٣		٥٥٩١٤	١٤٧٦٥
٢٠٠٦	٥٧٥٤٣		١٤٤٩٥		٥٨٠٠٤	١٦٠٣٩
٢٠٠٧	٦٥٠٢٠		١٥٦٨٩		٥٨٦٦٦	١٦١٦٥
٢٠٠٨	٧٠٤٣٤		١٧٥٨٦		٥٧١٩٢	١٥٩٣٩
٢٠٠٩	٥٩٧٤٣		١٤٧٩٦		٥٢١٧٨	١٤٩١٥
٢٠١٠	٥٩٠٤٢		١٢٥٧٩		٥٢٦٧٧	١٥٠٠٧
٢٠١١	٦٧٦٩٨		١٨٩٨٤		٥٦١٧٧	١٦٤٢٧
٢٠١٢	٦٣١٩٨		١٣٣١٣		٥٧٧٠١	١٥٥١٨
٢٠١٣	٦٧٦٠٨		١٦١٣٧		–	–

الإيرادات السياحية بالأسعار الثابتة تم استخراجها من لدن الباحث

المصدر:

Dimitrios Buhalis Tourism in Greece: Strategic Analysis and challenges vol.4 No.5 2001 p445-446 متوفر على الرابط

http://www.commerce.otago.ac.nz/tourism/ current-issues/homepage.htm

- Europe in figures: Euro stat yearbook office of the European Union Luxembourg

موقع الأمم المتحدة على الانترنيت متوفر على الرابط:

http://data.un.org/Search.aspx?q=tourism

ملحق (٢)

مساهمة السياحة في الناتج المحلي الإجمالي في اسبانيا واليونان

السنة	اسبانيا	اليونان
١٩٩٠	٣,٤	٢,٦
١٩٩١	2.5	2.4
١٩٩٢	2.7	2.8
١٩٩٣	3.7	3.0
١٩٩٤	4.2	3.3
١٩٩٥	4.4	3.1
١٩٩٦	4.6	2.5
١٩٩٧	4.8	2.6
١٩٩٨	5.1	٣,٦
١٩٩٩	5.3	٦,٢
٢٠٠٠	5.٥	٧,١
٢٠٠١	5.4	٦,٧
٢٠٠٢	5.0	6.5
٢٠٠٣	4.8	5.3
٢٠٠٤	4.6	5.3
٢٠٠٥	4.5	5.4
٢٠٠٦	4.5	5.3
٢٠٠٧	4.٤	4.9
٢٠٠٨	4.3	٤,٨
٢٠٠٩	3.9	4.4
٢٠١٠	4.1	٤,٢
٢٠١١	4.5	٦,٦
٢٠١٢	4.6	5.3
٢٠١٣	4.8	6.6

الجدول من عمل الباحث بالاستناد الى المحلق (١) و(٣)

ملحق (٣)

الناتج المحلي الإجمالي والإيرادات السياحية وأسعار الصرف الحقيقية بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٥ في اسبانيا واليونان للمدة١٩٩٠-٢٠١٣ (مليون دولار)

السنة	اسبانيا			اليونان		
	الناتج المحلي الإجمالي	الإيرادات السياحية	أسعار الصرف الحقيقية الفعالة	الناتج المحلي الإجمالي	الإيرادات السياحية	أسعار الصرف الحقيقية الفعالة
١٩٩٠	٥٣٥١٠١٢٤٨٧٧٦	15818	88.8	١٦٠٦٢٧١٣٧٤٩٢	٢١٧٩	79.1
١٩٩١	٥٧٥٥٩٨٥٣٧٠٧٠	12405	92.1	١٦٥٦٠٦٥٧٨٧٤٤	٢١٧١	77.4
١٩٩٢	٦٢٩٢٠٢٣٩٢٠٠٤	١٤٤٩٧	96.4	١٦٦٧٦٥٨٢٤٧٥٣	٢٧٦٥	77.9
١٩٩٣	٥٢٣٦٤٩٤٨١٧٦٢	١٦٨٥٦	89.7	١٦٤٠٩٧٥٧١٦٣١	٢٨٢١	77.9
١٩٩٤	٥٢٩١٢١٥٧٧٣٢٠	١٩٢١٦	84.2	١٦٧٣٧٩٥٢٢٩٥٧	٣٣٠٤	79.4
١٩٩٥	٦١٢٩٣٩٦٨٥٠٨١	٢٣٣٥٢	83.5	١٧٠٨٩٤٠٢٣٩٠٢	٣٦٣٣	84.2
١٩٩٦	٦٤٠٩٩٨٢٩٢٣٩٥	٢٥٣٨٥	85.7	١٧٥٩٤٣٨٤٥١٩٧	٣١٥٠	86.4
١٩٩٧	٥٨٨٦٩٢٠٤٥٤٥٥	٢٤٤٤٤	83.5	١٨٣٧٩٦٠٠٤٠٧٩	٣١٩١	89.6
١٩٩٨	٦١٧٠٤١٩٨٦٨٥٨	٢٦٩٥٦	85.1	١٩١٢٥٣٠٧٢١٧٨	٤٣٨٧	86.6
١٩٩٩	٦٣٣١٩٤١١٨٩٠٠	٢٨٨٢٦	86.2	١٩٧١٣١٩٣٦٢٧٨	٧٤٧٩	87.3
٢٠٠٠	٥٩٥٤٠٢٦١٦٥٤٧	٢٧٨٦٣	84.5	٢٠٤٩٥٢٧٩٠٢٥٥	٧٨٣٦	84.5
٢٠٠١	٦٢٥٩٧٥٨٣٨٩٢٦	٢٨٨٦٤	86.3	٢١٢٦١١٧٢١٧٥٨	٧٧٩٧	84.9
٢٠٠٢	٧٠٥١٤٥٨٦٨٦٢٤	٣٠٢٦٣	89.4	٢١٩٣٣٥٨٢١٠٢٢	٨٤٦٤	104.9
٢٠٠٣	٩٠٦٨٥٣٢٧٣١٣٨	٣٧٤٢٦	92.2	٢٣٣٨٩٤٨٠٧٣٦٧	٩١٧٣	125.0
٢٠٠٤	١٠٦٩٦٠١٩٨١٧١٠	٤٢٦٥٩	96.2	٢٤٥٤٧٨٧٣٨٨٧٠	١٠٨٤٧	118.6
٢٠٠٥	١١٥٧٢٤٧٦٧٤٤٧٦	٤٥٢٧٨	100.0	٢٤٧٦٦٥٧٧١٢٧٨	١١٣٨١	100.0
٢٠٠٦	١٢٦٤٤٨٦٧٢٢٨٦١	٤٩٠٩٨	102.8	٢٦٢٠٦٨٢٣٢٧٢٦	١٢٢٦٣	100.8
٢٠٠٧	١٤٧٩٢٦٥٧٠٦٧٤٠	٥٥٤٧٨	106.1	٢٧١٣٣٨٨٣٢١٣٩	١٣٢٧٣	107.0
٢٠٠٨	١٦٣٥٠٤٩٥٨٠١٦٢	٦٠٠٩٧	113.1	٢٧٠١٣٣٠٤٩٧٩٤	١٤٨٧٨	111.3
٢٠٠٩	١٤٩٨٩٨٤٤٤٦١٧٤	٥٠٩٧٥	113.5	٢٥٨٢٦٠٨٩٦٣٨٤	١٢٥١٧	115.9
٢٠١٠	١٤٣١٥٨٧٦١٢٣٠٢	٥٠٣٧٧	112.5	٢٤٤١٨٩٨٣٦٢١٨	١٠٦٤٢	115.0
٢٠١١	١٤٩٤٥٩٨١٠٦٥٧٦	٥٧٧٦٣	100.7	٢٢٢٥٤٥١٢٣٧٣٨	١٦٠٦٠	100.7
٢٠١٢	١٣٥٥٧٣٢٥٨٩٩٦٩	53923	95.5	٢٠٧٩١٩٢٠٩٣٢٢	١١٢٦٣	95.5
٢٠١٣	١٣٩٣٠٤٠١٧٧٠١٤	57686	98.9	٢٤٢٢٣٠٣٣٣٧٦٩	١٣٦٥٢	98.9

المصدر: موقع البنك الدولي، متوفر على الرابط

http://data.albankaldawli.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD

http://data.albankaldawli.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CN