دراسة تحليلية وتنبؤية حول واقع بعض جوانب قطاع السياحة في تركيا للسنوات ١٩٧٠-٢٠٠٤

أ.د. صلاح حمزة عبد م.م. احمد عبد علي

المستخلص

يلعب العامل الاقتصادي دوراً كبيراً ومؤثر في العلاقات الدولية في عالم اليوم وان العامل الاقتصادي يتكون من جملة من القطاعات حيث إن دراسة هذه القطاعات المختلفة في اقتصاد الدول التي تقع ضمن الإقليم الذي يضم العراق سوف تعطي للجهات المسؤولة فرصة لبناء علاقات مبينة على قرار مدروس ومحكم ومرونة في التعامل ومعرفة الأسباب وعواقب النتائج لهذا المسلك أو ذاك من هذه الدولة أو تلك ويعتبر العراق مفتاح الوصول للخليج العربي بالنسبة لتركيا كما انه يشكل سوقاً كبيراً للمنتجات التركية وكذلك معبراً رئيساً للحجاج الأتراك وللسياح.

إن هذا البحث يهدف بالدرجة الأساس إلى دراسة واقع عدد السياح وعوائد السياحة في تركيا للأعوام ١٩٧٠-٢٠٠٤ عن طريق بناء نموذج رياضي والتنبؤ بأعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا للأعوام ٢٠٠٩-٢٠١٥ . والاستفادة من نتائج هذه الدراسة في العراق لكون بلدنا على أعتاب مرحلة جديدة للتنمية الاقتصادية للنهوض الشامل .

Abstract

The economical factor has a big role and great effect on state relations in the day word. This Factor contains of heap of different blocks. The study of these different blocks in economic countries which lies in the province that Iraq one of its countries will give to responsible sides a chance to build relations base on studied decision, flexibility in treatment and knowing the reasons and its results for any line from any country Iraq today is the key to reach to Arab Culf with respect to Turkey, and it is formed a big market to Turkey products, and a main road to Turkish Bilgrames and tourists .

The aim of this research is to study the actual number of tourists and money that gain by tourism in Turkey through the period (1970 -2004) by building the mathematical model and to forecast the number of tourists and tourism gain in Turkey through the period (2009-2015).

To be benefit from The results of this Study in Iraq which will pass in a new period of economical development and general rising.

I)المقدمة

إن للعامل الاقتصادي دور كبير ومؤثر في العلاقات الدولية في عالم اليوم ، بل يكاد يكون المحور الأساسي الذي تقوم عليه تلك العلاقات ،وعلى الاخص في ظل التطورات الراهنة للثورة العلمية والانفجار التكنولوجي.

إن العامل الاقتصادي يتألف من جملة من القطاعات تتعدد بتعدد أنشطة السكان والتنمية والموارد الطبيعية وتختلف أهمية هذا النشاط عن ذاك باختلاف جوانب عدة في المنطقة والإقليم والبلد قيد الدراسة، كالموقع الجغرافي ودول الجوار والموارد الطبيعية وطبيعة السكان وخطط التنمية والعلاقات السياسية وما إلى ذلك .

وفي الواقع ، فانه بسبب هذا التاثير للعامل الاقتصادي ، فقد اصبح ديدن القوى المختلفة في العالم يتمثل في الصراع من اجل النفوذ الاقتصادي ومن خلفه السيادة الصناعية والتكنولوجية وامتلاك حلقات العلم والتقدم ، فبرز للسطح ما يسمى بالدبلوماسية الاقتصادية كاحد ابرز ادوات التعامل ، بل واحيانا كثيرة ، الابتزاز السياسي .

ان واقع النظام الدولي الجديد القائم على ثورة اقتصادية تزيد الغني غنى شكلي لبعض الفئات الاقتصادية المسيطرة فيه والتي تقف معظم الاحيان مافيا السلاح والفساد و الصهيونية والامبريالية من وراءه، وتزيد الضعيف والفقير ضعفا وفقرا، بل وتمتص دمه لاخر قطره فيه ، قد وجدت تعزيه في بعض المواجهة من خلال ظاهرة التجمعات الاقليمية الاقتصادية ،لمواجهة هذا القول الذي يزداد جشعا وتخويفا وكراهية لكل شعوب الارض .

ان قوة التجمعات الاقليمية الاقتصادية ، تستند اساسا" على الروابط ما بين القوى الاساسية المؤلفة للتجمع ومدى الخصائص المشتركة ، السياسية والجغرافية والسكانية والتكاملية الاخرى فيما بين تلك القوى .

وبالنسبة للعراق والدول المحيطة به ، ايران وتركيا والسعودية ،يمكن اعتبارها من الدول ذات الثقل الرئيسي في المنطقة وانها براي العديد من الباحثين ، السياسيين والاقتصاديين على حد سواء ، هي التي ستبلور المستقبل الاقتصادي والسياسي في المنطقة ، مع اختلاف الادوار ، والرؤيا للامور كل على وفق اهدافه والقيم التي يمثل ويعمل باتجاهها .

إن دراسة القطاعات المختلفة في اقتصاد الدول التي تقع ضمن الاقليم الذي يضم العراق، ستعطي للسياسي والاقتصادي وكل حسب دوره فرصة لبناء علاقات مبنية على قرار مدروس ومحكم ، ومرونة في التعامل ومعرفة الدوافع والاسباب وعواقب النتائج لهذا المسلك او ذاك من هذه الدولة او تلك .

إن الموقع الجغرافي لتركيا هو في الواقع ذو استراتيجيه كبيرة بالنسبة للعراق، فبالإضافة لوجود منابع نهري دجلة والفرات في تركيا ، وهما مصدر الحياة والحضارة في العراق ، فان تركيا تمثل ممرا رئيسيا للعراق نحو أوربا، وان موانئها على البحر المتوسط والبحر الاسود وبحر ايجة هي من الاهمية بمكان كبير، وفي المقابل فان للعراق موقعا جغرافيا مهما بالنسبة لتركيا فالعراق يعد مفتاح الوصول للخليج العربي وعلاقات تركيا الاقتصادية معه ،كما يشكل العراق ومن وراءه الدول العربية سوقا كبيرا للمنتجات التركية وكذلك معبرا رئيسيا للحجاج الاتراك وللسياح فضلا عن اهمية التواصل الديني والثقافي والحضاري بين العرب والاتراك، على ان اكبر شيء بالنسبة لفائدة العراق لتركيا يتمثل بالثقل الاقتصادي، النفطي، للعراق على تركيا.

وبسبب ما ورد اعلاه، جاء اهتمامنا بقطاع السياحة الذي يمثل ثاني اهم القطاعات بعد قطاع الصناعة، فقد فاقت العوائد الاقتصادية في قطاع السياحة في تركيا السبع مليارات دولار في كل من عامي ١٩٩٧-١٩٩٨، وقد شكلت عوائده ما نسبته ٣٢% من قيمة الصادرات التركية عام ١٩٩٨.

هدف البـــحث: تمثل هدف هذا البحث بدراسة واقع عدد السياح وعوائد السياحة في تركيا للاعوام من سنة ١٩٧٠-٢٠٠٤، وبناء نموذج رياضي يصف سلوك هذا الواقع، والتنبؤ باعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا للاعوام من سنة ٢٠٠٩ ولغاية سنة ٢٠١٥، ليتم الاستفادة منها في التخطيط المستقبلي في هذا الاتجاه وكذلك في الاتجاهات ذات العلاقة وخصوصا ونحن على اعتاب مرحلة جديدة للتنمية الاقتصادية للنهوض الشامل في بلدنا، وكذلك لتوضع بين ايدي السياسيين في بلدنا كاحدى وسائل اتخاذ القرار بعد تبيان طبيعة هذا القطاع واثره على مجمل الاقتصاد التركي.

II) الجانب النظري

سيتم في هذه الفقرة دراسة احد احدث اساليب تقدير انموذج الانحدار الذاتي الذي تشير المواصفات الاولية للسلسلتين قيد الدراسة بانهما تخضعان له، وكما سيتبين ذلك في الجانب التطبيقي من هذا البحث.

II.1 أسلوب بيز التجريبي (المخبري) [1]

لتقدير معلمة انموذج ماركوف

يستند هذا الاسلوب على توظيف الخبرة او المعلومات السابقة في بناء المقدرات، فلا تقدر المعالم على وفق هذا الاسلوب بمعزل عن الماضي الذي تستند اليه بل يتفاعل مع الحاضر بهدف التنبؤ وبالتالي التخطيط للمستقبل.

ولغرض توضيح طريقة بيز التجريبية في تقدير معلمة نموذج ماركوف، لنفترض ان المعلمة φ_j تختلف قيمتها من عينة لاخرى (j=1,2,...)، فاذا كان من الممكن معاينة تلك المعلمة من العينات المختلفة، فانه يمكن تشكيل توزيع تكراري لتلك المعالم، الا ان الواقع العملي لايجعل من إمكانية معاينة φ_j متاحة، بل ان المتاح هو امكانيةمعاينة مشاهدات السلسلة Y_j، التي تخضع لانموذج معلمته φ_j، وفي الحقيقة [٣] فانه اذا تم افتراض خضوع φ_j لتوزيع معين بالمتوسط μ فانه يمكن التعبير عن التوقع اللاحق لـ φ_j عند معرفة Y_j كمتوسط موزون ل φ_j و μ، حيث تمثل φ_j تقدير φ_j من السلسلة الزمنية Y_j، وان هذا التوقع اللاحق سيمثل تقدير بيز (Bayes estimate).

وبما ان μ غيرمعلومة عموما ، نتيجة لعدم معلومية توزيع φ_j ، فأننا نستعيض عنها بتقديرها μ من المشاهدات $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$ فيدعى التوزيع اللاحق عندئذ بتقدير بيز التجريبي (المخبري) (Empirical Bayes Estimate).

والان لنفترض بان المشاهدة $Y_t(j)$ في السلسلة j (j=1,2,..,n) عند الزمن t(t=1,2,...T) تتمثل بانموذج ماركوف التالي:

$$Y_t(j) = \varphi_j Y_{t-1}(j) + a_t \qquad \text{..... (1)}$$

اذ تمثل φ_j معالم الانموذج، التي تخضع للتوزيع الطبيعي بالمتوسط $X_j\beta$ والتباين τ^2 وان β هو متجه معالم من الدرجة dx1 وان X_j متجه من الدرجة dx1 ايضا عناصره معلومة وتمثل التباينات المشتركة، وان $a_t(j)$ تمثل اخطاء النموذج وهي تخضع للتوزيع الطبيعي بالمتوسط صفر والتباين σ^2.

فـاذا اردنـا بنـاء" علـى المعلومـات فـي اعـلاه، والمشـاهدات $Y_t(j)$، $(j=1,2,\ldots,n)$، $(t=1,2,\ldots,T)$، تقدير $\varphi_{n+1}\approx\varphi$ فان ذلك سيتم على وفق ما يلي:

a) لنفتـرض ان $Y(j)$ يمثـل متجـه مشـاهدات السلسـلة j، $(j=1,2,\ldots,n)$ بمعنـى ان $Y(j)=(Y_1(j),\ldots,Y_T(j))$ ان $Y(n+1)=Y=(Y_1(n+1),\ldots Y_T(n+1))$ يمثـل متجـه مشاهدات السلسلة n+1 وان $X=X(n+1)$.

b) ان التوزيع اللاحق لـφ بمعلومية Y سيكون عبارة عن[٣] التوزيع الطبيعي بالمتوسط:-

$$\delta = (\sigma^2/\lambda)\underline{X}'\underline{\beta} + (1-\sigma^2/\lambda)\hat{\varphi} \quad \ldots\ldots\ldots (2)$$

والتباين:-

$$\sigma^2\tau^2/\lambda \quad \ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث ان:-

$$\lambda = \sigma^2 + \tau^2\sum_{t=1}^{T} Y_{t-1}^2(n+1) \quad \ldots\ldots\ldots (4)$$

وان:-

$$\hat{\varphi} = \frac{\sum_{t=1}^{T} Y_t(n+1)Y_{t-1}(n+1)}{\sum_{t=1}^{T} Y_{t-1}^2(n+1)} \quad \ldots\ldots\ldots (5)$$

c) ان δ في المعادلة (٢) سيمثل تقدير بيز للمعلمة φ.

d) على افتراض ان σ^2 و τ^2 معلومة، نلاحظ بان δ يعتمد على متجه المعالم غير المعلوم β، فنقوم بتقديره وفق اسلوب الامكان الاعظم من خلال العينات Y(j) على النحو التالي(٣):

$$\hat{\beta}_{-n} = \frac{\sum_{j=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} Y_t(j)Y_{t-1}(j)\underline{X}_j/\lambda_j}{\sum_{j=1}^{n}\sum_{t-1}^{T} Y_{t-1}^2(j)\underline{X}_j\underline{X}'_j/\lambda_j} \quad \ldots\ldots\ldots (6)$$

حيث ان:- $\lambda_j = \sigma^2 + \tau^2\sum_{t=1}^{T} Y_{t-1}^2(j)$

e) بتعويض β_n محل β في المعادلة (٢) سنحصل على مقدر بيز التجريبي (الخبري) للمعلمة φ بالشكل:-

$$\delta_n = (\sigma^2/\lambda)\underline{X}'\,\underline{\hat{\beta}}_n + (1-\sigma^2/\lambda)\hat{\varphi} \qquad \text{..... (7)}$$

f) عندما تكون τ^2 و σ^2 غير معلومة، فانه يمكن تقديرهما باحدى طرائق التقدير وتعويض تقديراتهما اينما تردان.

اننا في الواقع غير مهتمين بهذا الجانب من الناحية النظرية لكون التوقع هو محور عملنا.

g) اذا افترضنا ان التغايرات المشتركة قريبة من بعضها البعض للسلاسل المختلفة، بمعنى ان $X_j=X$ لكل (j=1,2,…,n) فانه يمكن كتابة $X'\beta=\theta$ ليكون مقدر بيز التجريبي δ_n للمعلمة $\varphi=\varphi_{n+1}$ عبارة عن:

$$\delta_n = (\sigma^2/\lambda)\hat{\theta}_n + (1-\sigma^2/\lambda)\hat{\varphi} \qquad \text{..... (8)}$$

حيث ان:-

$$\hat{\theta}_n = \frac{\sum_{j=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} Y_t(j)Y_{t-1}(j)/\lambda_j}{\sum_{j=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} Y_{t-1}^2(j)/\lambda_j}$$

وان $\hat{\varphi}$ هي المعرفة في المعادلة (٥).

هذا ومن الجدير بالذكر بأنه:

١) من المعادلتين(٧)،(٨) يمكن ملاحظة بان مقدر بيز التجريبي δ_n يقترب من δ كلما اقترب θ_n من θ.

٢) ان من الخصائص المهمة التي تحسب لاسلوب بيز التجريبي كونه لا يشترط استقرارية السلسلة التي تخضع لنموذج ماركوف، بمعنى ان ليس هناك حدود على ما يمكن ان تكون عليه قيمة معلمة ماركوف.

II.2 متجه عملية ماركوف

يقال للصيغة:-

$$(I-\Phi_1 B)\underline{Z}_t = \underline{a}_t \qquad (٩) \text{.....}$$

بأنها أنموذج متجه انحدار ذاتي من الدرجة الاولى، اذ لو كان عدد المتغيرات هو ٢ فأن:-

$$\underline{Z}_t = \begin{pmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{pmatrix}$$

وان:-

$$\Phi_1 = \begin{pmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{pmatrix} \quad (١٠) \quad \text{.....}$$

وان:-

$$\underline{a}_t = \begin{pmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{pmatrix} \quad \text{..... (11)}$$

إذ يمكن التعبير عن المعادلة رقم (١) بشكل منظومة من معادلتين على النحو التالي:-

$$\begin{aligned} Z_{1t} &= \varphi_{11} Z_{1,t-1} + \varphi_{12} Z_{2,t-1} + a_{1t} \\ Z_{2t} &= \varphi_{21} Z_{1,t-1} + \varphi_{22} Z_{2,t-1} + a_{1t} \end{aligned} \quad \text{..... (12)}$$

إن عملية متجه انحدار ذاتي من الدرجة الاولى تكون قابلة للانعكاس على الدوام [4] في حين انها تكون مستقرة اذا كانت جذور المعادلة المميزة الناجمة عن المحدد $|I - \varphi B| = 0$ تقع داخل دائرة الوحدة [4].

إن جذور المعادلة المذكورة ترتبط ارتباط وثيقا بالجذور المميزة للمصفوفة φ_1 اذ تفعل فعلا معاكسا لها [4] من ناحية علاقتها بالاستقرارية، فتكون عملية متجة الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى مستقرة لو كانت الجذور المميزة للمصفوفة φ_1 تقع داخل دائرة الوحدة.

اما عن كيفية تقدير مصفوفة المعلمات φ_1 الواردة في المعادلة رقم (١٠) فان ذلك يمكن بعدة طرق من ابرزها:-

١. طريقة يل – ولكر.[Yule Walker]

إذ انه [3]:

$$\hat{\varphi}_1 = \hat{\Gamma}'(1)\hat{\Gamma}^{-1}(0)$$

حيـــــــــــــــث ان:- $\Gamma(\kappa) = E(Z_{t-\kappa} Z_t') - E(Z_{t-\kappa})E(Z_t')$

..... (13)

اما تقدير المصفوفة $\Gamma(\kappa)$ فهو عبارة عن المصفوفة التي تحتوي على تقديرات عناصر $\Gamma(\kappa)$ والتي هي من السهولة والبساطة للمعادلة بحيث لايستوجب ذكرها ها هنا.

٢. طريقة الامكان الاعظم المضبوطة [2].

إذ نحصل على التقديرات المثالية منها بعد افتراض ان متجه البواقي $\underline{a}_t$ يخضع للتوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات بمتجه متوسطات صفري $\underline{0}$ ومصفوفة تباين وتباين مشترك احادية I_2 فنحصل على المعادلة التالية:

$$Ln\,L = \frac{-n}{2} Ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum \underline{Z}'_t (I - \Phi_1 \beta)' (I - \Phi_1 \beta) \underline{Z}_t$$

التي بعد اشتقاقها بالنسبة للمصفوفة φ_1 ومساواة الناتج بالصفر، نستخدم طريقة نيوتن رافسون ذات المتغيرات المتعددة لنحصل على $\hat{\varphi}_1$.

III الجانب التطبيقي

سنتناول في هذه الفقرة البيانات الواردة في جدول رقم (١) ادناه والمتعلقة باعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا للفترة من ١٩٧٠ ولغاية سنة ٢٠٠٤ ، بشيء من التفصيل، تحليلا وتفسيرا ورؤية مستقبلية.

جدول رقم (١) : أعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا للفترة من ١٩٧٠ ولغاية سنة ٢٠٠٤ .

ان الفقرات التالية توضح تحليل البيانات في اعلاه.

السنة	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
عدد السياح Y_{t1}	2887492	2984136	3084015	3187237	3293913	3404161	3518098	3635849
عوائد السياح Y_{t2}	629.3	671.46	716.44	764.44	815.66	870.31	928.623	990.84
السنة	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
عدد السياح	3757541	3883306	4013280	4147601	4286325	4429891	4578180	4731391
عوائد السياح	1057.22	1128.1	1203.64	1284.3	1370.33	1462.14	1560.11	1664.6
السنة	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
عدد السياح Y_{t1}	4889751	5053411	5222548	5397347	5577996	5764692	5957636	6157038
عوائد السياح Y_{t2}	1776.2	1895.17	2022.15	2157.63	2302.2	2456.4	2621	2796.6
السنة	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
عدد السياح Y_{t1}	6363114	6429512	6500638	6670618	7726886	8614085	9689004	9752697
عوائد السياح Y_{t2}	2984	3361	3959	4321	4957	5650	7002	7177
السنة	2002	2003	2004					
عدد السياح Y_{t1}	7487385	9811219	9873272					
عوائد السياح Y_{t2}	5202	7636	7876					

١_ تم استخراج تقديرات دالة الارتباط الذاتي (ACF) (Autocorrelation Function) وتقديرات دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)(Partial Autocorrelation Function) للخمس ازاحات الاولى لكل من اعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا، من خلال البرنامج الجاهزspss فكانت كما في الجدول رقم (٢) التالي:-

جدول رقم (٢) : تقديرات معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي

	الإزاحة Lags	١	٢	٣	٤	٥
عدد السياح	ACF	٠.٥٦٠٣	٠.٢٦٨٦	٠.٢١١٥	-٠.٠٥١٦	-0.2
	PACF	٠.٥٦٠٣	-٠.٠٦٦	٠.١٢٩	-٠.٣١٧٨	-0.9
عوائد السياحة	ACF	٠.٥٨٤٧	٠.٢٩٤١	٠.٢٧٧٤	٠.٠٢٧٦	-0.21
	PACF	٠.٥٨٤٧	-٠.٠٧٢٦	٠.٢٠٦٨	-٠.٣٣٨٢	-0.16

إذ يتضح منها بأن تقديرات معاملات الارتباط الذاتي لكلا السلسلتين قيد التحليل تتناقص بشكل أسي بزيادة الازاحة بينما تصبح تقديرات معاملات الارتباط الذاتي الجزئي لكلا السلسلتين قريبة جداً من الصفر عند الازاحة الثانية مما يعني بأن أفضل نموذج يمكن أن يعبر عن السلسلتين هو نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى (١) AR.

٢_ تم تطبيق اسلوب بيز التجريبي (الخبري) لغرض تقدير الانموذج الذي تم التوصل الى مطابقة مواصفاته للبيانات في الفقرة (١) أعلاه وذلك بعد أن تم افتراض كل سلسلة بمثابة معلومات خبرية أولية لتقدير أنموذج السلسلة الأخرى، فكانت نتائج التقدير وما يتصل بها على النحو التالي:-

(a) تم تقدير الأنموذج الذي يعبر عن عدد السياح بالشكل التالي:-

$$Y_{1t} = 1.03347\ Y_{1t-1} \quad .....(14)$$

إن أدنى مجموع مربعات خطأ توقفت عنده طريقة ماركواردت التكرارية ليعطي أفضل تقدير هو 53,4 ، بينما بلغ تباين الأخطاء العشوائية ٥.٣٤، أما قيمة احصاءة مربع كاي بخمس ارتبطات ذاتية للبواقي فتبلغ ٠.٣٣٢ وبإحتمال فاصل بين الرفض والقبول يبلغ ٠.٩٨٧ ، وبما أن كافة مستويات المعنوية الشائعة ٠.١٠ و ٠.٠٥ و ٠.٠١ هي أقل من ٠.٩٨٧، إن هذا يعني قوة تعبير النموذج عن السلسلة قيد النمذجة.

(b) تم تقدير الأنموذج الذي يعبر عن عوائد السياحة فكان بالشكل التالي:-

$$Y_{2t} = 1.067\ Y_{2t-1} \quad .....(15)$$

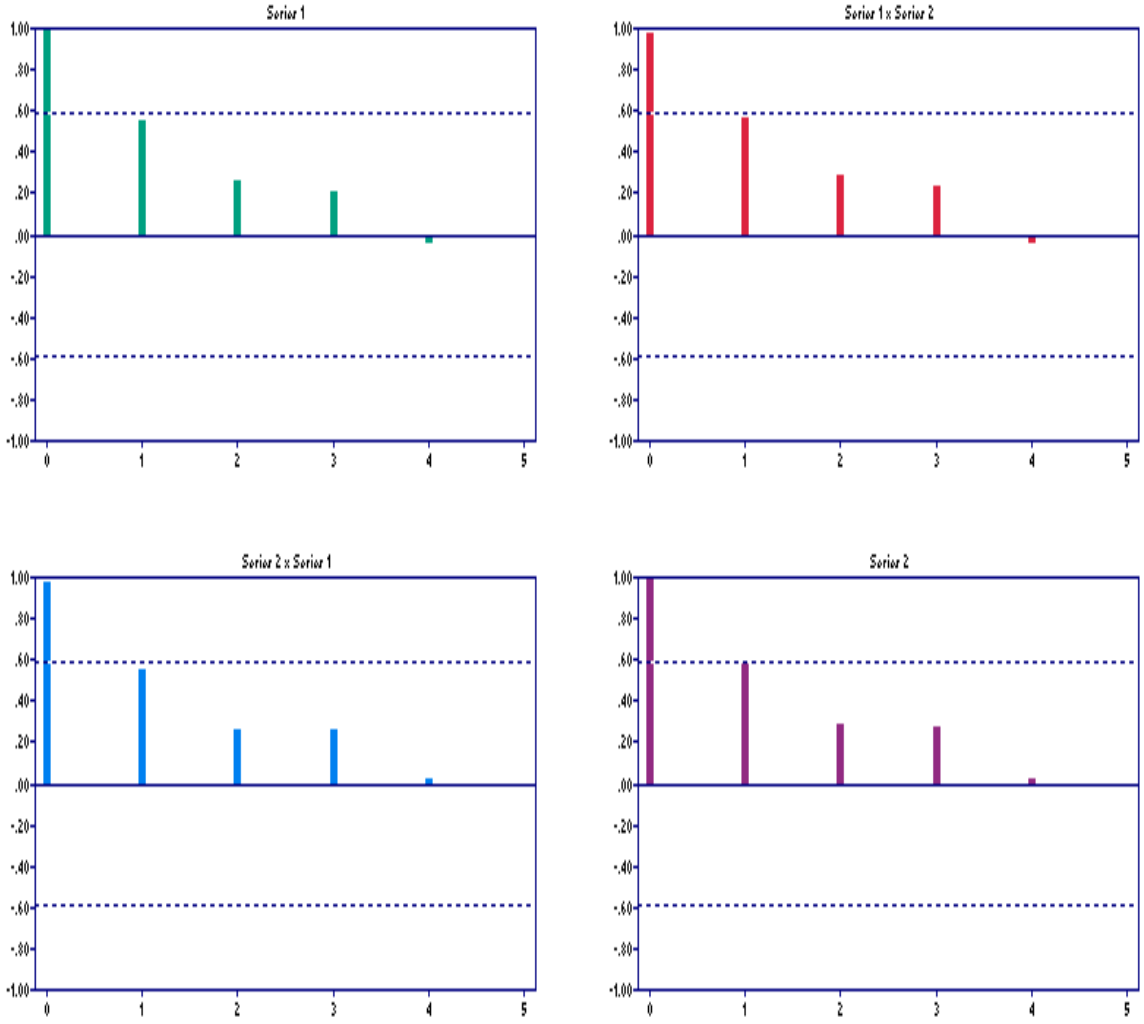
إن أدنى مجموع مربعات خطأ توقفت عنده طريقة ماركواردت التكرارية ليعطي أفضل تقدير هو ٠.٨٣١٨ ، بينما بلغ تباين الأخطاء العشوائية ٠.٠٨٣٢ ، أما قيمة احصاءة مربع كاي بخمس ارتبطات ذاتية للبواقي فتبلغ ٠.٧٨١ ، وبإحتمال فاصل بين الرفض والقبول يبلغ ٠.٩٤١ ، وبما أن كافة مستويات المعنوية الشائعة هي أقل من ٠.٩٤١ فإن هذا يعني أن الأنموذج أعلاه يصلح وبشكل كبير للتعبير عن السلسلة قيد النمذجة.

٣_ تم استخدام النموذجين المقدرة في الفقرة (٢) أعلاه لغرض التنبؤ بأعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا للسنوات من ٢٠٠٩ ولغاية ٢٠١٥ وكما في الجدول رقم (٣) أدناه.

جدول رقم (٣) : اعداد السياح وعوائد السياحة المتنبأ بها في تركيا للاعوام ٢٠٠٩-٢٠١٥

السنة	200٩	20١٠	20١١	20١٢
عدد السياح المتنبأ به	11262771.66	11٤1732.28	120٣١٨21.99	124٤2٠9.8 3
عائد السياحة المتنبأ به	10238.63	10932.51	11662.26	12٤٣0.36
السنة	2013	20١٤	201٥	
عدد السياح المتنبأ به	128٤8853.69	13279٠84.56	13725808.66	
عائد السياحة المتنبأ به	13261.٤٤	14138.32	15154.033	

٤_ تم رسم تقديرات دالتي الارتباط الذاتية لتقاطع السلسلتين ، فكانت كما في ادناه:-



٥ـ تم استخراج مصفوفة التباين والتباين المشترك للبواقي ، مرة باستخدام طريقة يل ولكر فكانت:-

$$\begin{pmatrix} 0.204666E+13 & 0.232508E+10 \\ 0.232508E+10 & 0.275817E+07 \end{pmatrix}$$

حيث أن:- ٠.204666E+13 هو عبارة عن تباين بواقي السلسلة الاولى وان .275817E+07 0عبارة عن تباين بواقي السلسلة الثانية ، وان ٠.232508E+10 عبارة عن التباين المشترك مابين بواقي السلسلتين الاولى والثانية ، ومرة" اخرى باستخدام طريقة الامكان الاعظم المضبوطة فكانت:-

$$\begin{pmatrix} 0.107459E+13 & 0.110516E+10 \\ 0.110516E+10 & 0.120930E+07 \end{pmatrix}$$

حيث ان 0.107459E+13 هو عبارة عن تباين بواقي السلسلة الاولى وان 0.12093E+07 عبارة عن تباين بواقي السلسلة الثانية ، وان ٠.110516E+10 عبارة عن التباين المشترك مابين بواقي السلسلتين الاولى والثانية.

٦_ بلغت قيمة معيار اكياكي (Akaiki InformationCriterion)AICC = .504804E+03 عند التقدير على وفق طريقة يل ولكر ، فيما بلغت قيمة المعيار AICC = .504053E+03 عند التقدير على وفق طريقة الامكان الاعظم المضبوطة.

٧_ يتضح مما ورد في الفقرتين (٥) و (٦) أعلاه بان التقدير على وفق طريقة الامكان الاعظم المضبوطة افضل من التقدير على وفق طريقة يل ولكر ، لان قيم معيار اكياكي وقيم مصفوفة التباين والتباين المشترك لطريقة الامكان الاعظم المضبوطة اقل من نظيراتها لطريقة يل ولكر.

٨_ إن النموذج التقديري لسلسلتي اعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا على وفق طريقة الامكان الاعظم المضبوطة هو عبارة عن:-

$$\left.\begin{aligned} y_{1t} &= -0.45156 + 96.8893\ y_{1t-1} \\ y_{2t} &= -0.001017 + 1.584696\ y_{2t-1} \end{aligned}\right\} ----(16)$$

٩_ باستخدام الأنموذج في (١٦) اعلاه ، تم التنبؤ باعداد السياح وعوائد السياحة في تركيا للاعوام ٢٠٠٩-٢٠١٥ ، باستخدام البرنامج الجاهز SPSS وكما في الجدول رقم (٤):-

جدول رقم (4) : اعداد السياح وعوائد السياحة المتنبأ بها في تركيا للاعوام ٢٠٠٩-٢٠١٥

السنة	2009	2010	2011	2012
عدد السياح المتنبأ به	11262961.48	1139932.8	12029521.35	1243149.43
عائد السياحة المتنبأ به	10208.3	10892.51	11622.30	12400.99
السنة	2013	2014	2015	
عدد السياح المتنبأ به	12848253.47	13278284.51	13722708.7	
عائد السياحة المتنبأ به	13231.87	14118.4	15064.033	

المصادر

١) المفرجي، رحاب كاظم (٢٠٠٠) " استخدام اسلوب بيز التجريبي لتقدير معلمة انموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى مع التطبيق" ، رسالة ماجستير في الاحصاء \ الجامعة المستنصرية .

2) Box , G. and Jenkinz , G. (1976) “Time series Analysis : forecasting and control” , Revised edition , USA .

3) Brockwell , R. and Davis , R. (2004) “ Time series analysis” , McGrow Hill Company , USA .

4) Wei , W. (1990) “Time series analysis : univariate and multivariate methods “ , Addison-Wesley publishing company .

This document was created with Win2PDF available at http://www.win2pdf.com.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.
This page will not be added after purchasing Win2PDF.