استخدام التحليل العاملي للتكهن بالسلاسل الزمنية مع تطبيق على سلسلتي معدلات الأمطار والرطوبة النسبية في مدينة الموصل

م. ذنون يونس ذنون الشكرجي

الخلاصة

استخدم التحليل العاملي للتكهن بالسلاسل الزمنية من خلال تحويل السلاسل الزمنية إلى قيم التحليل العاملي وذلك بالاستفادة من أسلوب بوكس – جنكنز لتحليل السلاسل الزمنية بالاعتماد على مصفوفة التباين والتباين المشترك وبالتطبيق على متغيرين (سلسلتين) : (Y_t) تمثل سلسلة معدلات الأمطار الشهرية لمحطة الموصل و (X_t) التي تمثل سلسلة معدلات الرطوبة النسبية الشهرية المقابلة لها وكانت البيانات للفترة من سنة (1990) ولغاية سنة (2000) .

تم رسم بيانات السلسلة الزمنية مع الزمن لسلسلتي (الأمطار والرطوبة النسبية) لوحظ بأنها غير مستقرة بالوسط ولكن هناك تأثيرات موسمية مقدارها (٨) للسلسلتين وبملاحظة شكل دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للسلسلتين نلاحظ أنها معنوية لأكثر من قيمة واحدة للفترة الزمنية الثابتة (٨) ولذلك تم أخذ الفرق الموسمي الأول ، كما تم استبعاد آخر ثلاث مشاهدات من بيانات السلاسل الزمنية المحولة باستخدام قيم التحليل العاملي للتكهن بها ومقارنتها مع القيم الأصلية كما تم التكهن بمشاهدات العام ٢٠٠١.

Using Factor Analysis to Forecasting of Time Series with Application on Two Series Rain Rates and Relative Humidity in Mosul City

Summary

Use factor analysis to forecasting the time-series by converting the time series into factor analysis scores by utilizing the method of Box - Jenkins for time series analysis based on a of variance - covariance matrix and application on two variables (two series) : (Y_t) represents a series of monthly rains for Mosul station and (X_t), which represents a series of rates of relative humidity and the corresponding monthly data for the period of the year (1990) and up to the year (2000).

Was drawn time-series data with time for the two series (rains and relative humidity) was observed as non-stationary for mean , but there are seasonal effects of (8) for two series and observing the form of auto-correlation functions and partial auto- correlation of the two strings note that they are significant for more than one value of the fixed time period

(8) therefore The difference was taken first season, were also ruled out the last three observations of converted time-series data using the factor analysis scores for forecasting and compare with the original values as forecasting my observations in 200١.

مقدمة :-

السلسلة الزمنية Time Series هي مجموعة من البيانات (المشاهدات) التي تأخذها ظاهرة معينة خلال فترة زمنية غالباً ما تكون متساوية ومتتالية. فإذا كانت قيم الظاهرة مقاسة بفترات زمنية متقطعة (Discrete) (يوم، شهر، سنة، . . .) تسمى عندئذٍ بالسلسلة الزمنية المتقطعة. وإذا كانت مقاسة بفترات زمنية مستمرة (Continuous) تسمى عندئذٍ بالسلسلة الزمنية المستمرة. وان أكثر السلاسل الزمنية لها صفة التصادفية (Stochastic) بمعنى أن القيم المستقبلية لها لا يمكن التكهن بها بشكل مؤكد حيث تأخذ توزيعاً احتمالياً باستخدام نموذج عشوائي يحتوي على الخطأ العشوائي . وتتكون من متغيرين أحدهما توضيحي وهو متغير الزمن والآخر متغير الاستجابة وهو قيمة الظاهرة المدروسة ويمكن التعبير رياضياً عن هذه العلاقة بـ $Y = f(t)$. أما إذا كانت هناك عوامل ومتغيرات أخرى إلى جانب الزمن تؤثر على الظاهرة Y تستخدم العلاقة الرياضية الآتية $Y = f(t, x_1, x_2, \ldots x_n)$. (العماري ، ٢٠٠٤)

والهدف من التحليل الإحصائي لنموذج السلسلة الزمنية هو فهم خصائصها الأساسية (تغيراتها ودوراتها وتذبذباتها غير المنتظمة) وكذلك يستفاد منها للتقدير ثم التنبؤ بسلوك السلسلة الزمنية في المستقبل .(عبد الأحد ، ٢٠٠٤)

إن السلسلة الزمنية المشاهدة $(x_1, x_2, \ldots, x_{n-1}, x_n)$ تكون مستقرة Stationary إذا حققت الشروط التالية :- (بري ، ٢٠٠٢)

$$1)\quad E(x_t) = \text{constant} = \mu, \ \forall t$$

$$2)\quad \operatorname{cov}(x_t, x_s) = \begin{cases} \text{constant} = \gamma_0, \forall t, \forall s, t = s \\ f(|s-t|, \forall t, \forall s, t \neq s \end{cases}$$

الارتباط في السلاسل الزمنية Correlation in the Time Series

غالباً ، نلجأ إلى تقدير الارتباط الذاتي **Autocorrelation** وتقدير الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation للسلاسل الزمنية ، وهذه الأدوات مهمة جداً في مرحلة التعرف على نموذج ARIMA الملائم للسلسلة وهي تقيس العلاقة الإحصائية بين مشاهدات السلسلة الزمنية الواحدة . إن مرحلة التعرف تتطلب قدراً كبيراً من الخبرة بسبب عدم وجود أسلوب مضبوط للتعرف على نموذج ARIMA لذا فان خبرة الباحث تستخدم بديلاً لأسلوب الضبط. ومن الوسائل المهمة أيضاً في تحليل السلاسل الزمنية ما يسمى بالارتباط المتقاطع Cross Correlation الذي يقيس العلاقة بين سلسلتين زمنيتين بحيث يمكننا قياس درجة التوافق بين المتغير المستقل عند فجوات زمنية مختلفة (فاندل , 1992) .

١ – تحليل الارتباط الذاتي Autocorrelation Analysis

تستخدم دوال الارتباط الذاتي كمقياس للعلاقات الخطية بين السلاسل الزمنية، كما تستخدم في دراسة العلاقة بين حاضر السلسلة وماضيها. وكما هو معروف فان دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation function تقيس درجة الارتباط بين المشاهدات المتسلسلة في السلسلة الزمنية، ولو كانت مشاهدات السلسلة الزمنية $\{x_t;\ t=1,2,\ldots,n\}$ فان مقدر دالة الارتباط الذاتي يمكن تقديره حسب المعادلة الآتية (بك ،٢٠٠٥):

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{n}(x_t-\bar{x})(x_{t-k}-\bar{x})}{\sum_{t=1}^{n}(x_t-\bar{x})^2} \quad \ldots(1\text{-}1) \qquad ; k=1,2,\ldots n-1$$

حيث أن r_k يمثل الارتباط الذاتي بين X_t و X_{t-k}. ومن المعروف انه في حالة السلاسل الزمنية غير المترابطة فان r_k يتوزع طبيعياً بمعدل صفر وتباين $\frac{1}{n}$. أي أن

$$E(r_k)=0$$

$$Var(r_k)=\frac{1}{n}$$

٢ – تحليل الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation Analysis

إن دالة الارتباط الذاتي الجزئي ϕ_{kk} لفترة k تقيس الارتباط بين X_t و X_{t-k} بثبوت قيمة (X_t) في بقية الفترات، وتعرف كما يأتي:

$$\boldsymbol{\phi_{kk} = Cov(X_t, X_{t+k} / X_{t-1},\ldots,X_{t+k-1})} \qquad \textbf{(2-1)}$$

التحليل العاملي

يهدف أسلوب التحليل العاملي إلى تلخيص المتغيرات في عدد اقل تسمى (عوامل) بحيث يكون لكل عامل من هذه العوامل دالة تربطه ببعض أو (كل) هذه المتغيرات ويمكن من خلال هذه الدالة إعطاء تفسير لهذا العامل بحسب المتغيرات التي ترتبط معه بشكل قوي ، وقد نشأ هذا الأسلوب أساساً من اجل تحليل التجارب والمقاييس النفسية بحيث يمكن إرجاع مجموعة معينة من الاختبارات إلى عامل الذكاء وأخرى إلى عامل الذاكرة وهكذا ، وان كان هذا لا يعني أن هذا الأسلوب لا يستخدم في مجالات أخرى .

ترتكز فكرة التحليل العاملي على استخلاص مجموعة من العوامل مرتبطة بالمتغيرات الأصلية بحيث تفسر هذه العوامل اكبر نسبة ممكنة من التباين في المتغيرات الأصلية ، ويمكن استخدام التحليل العاملي لتحويل مجموعة مرتبطة من المتغيرات إلى مجموعة أخرى مستقلة

تربطها بالمجموعة الأولى علاقات خطية ، وفي كل الأحوال تمثل العلاقة بين المتغيرات الأصلية والعوامل في شكل معادلات وكمايلي :- (كيورك،2002)

$$\left.\begin{array}{l} X_1 = a_{11}F_1 + a_{12}F_2 + \dots + a_{1p}F_p + U_1 \\ X_2 = a_{21}F_1 + a_{22}F_2 + \dots + a_{2p}F_p + U_2 \\ \vdots \\ X_m = a_{m1}F_1 + a_{m2}F_2 + \dots + a_{mp}F_p + U_m \end{array}\right\} \quad \dots(3-1)$$

حيث أن :-

$F_1, F_2, \dots, F_p$: العوامل العامة التي تم اختيارها من (m) من المتغيرات .

a_{ij} : معاملات العوامل العامة F_i في التركيب الخطي X_j، ويسمى بتحميل العامل i **للمتغير** x_j

$U_1, U_2, \dots, U_m$: العوامل الوحيدة .

كما يمكن تمثيله باستخدام المصفوفات :-

$$\underline{X}_{m\times 1} = \underline{A}_{m\times p}\underline{F}_{p\times 1} + \underline{U}_{m\times 1} \quad \dots(4-1)$$

أسلوب تحليل السلاسل الزمنية باستخدام التحليل العاملي

استخدم البرنامج الإحصائي Minitab V(13.20) لتحويل السلاسل الزمنية إلى قيم التحليل العاملي بالاعتماد على مصفوفة التباين المشترك لكون بيانات السلسلتين تمتلك نفس وحدات القياس لذلك نجد النتائج كما هي موضحة في الملحق جدول (١-5) .

نماذج السلاسل الزمنية الخطية Models of Linear Time Series

سوف نتطرق إلى بعض نماذج السلاسل الزمنية المستخدمة في البحث وكمايلي : (عبد الأحد ، ٢٠٠٤)

١- نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model

يقال أن بيانات سلسلة زمنية ما (مرحلية أو قد تحولها إلى مرحلية) تتولد بناءً على عملية انحدار ذاتي من الرتبة الأولى إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة (Z_t) كدالة خطية في المشاهدة السابقة لها، بالإضافة إلى تغير عشوائي يرمز له بالرمز (a_t) فإذا رمزنا للمشاهدة السابقة للسلسلة بالرمز (Z_{t-1}) فعندئذٍ يمكننا التعبير عن هذه العملية كما يأتي:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t \quad \dots(5\text{-}1)$$

حيث تمثل (ϕ_1) معلمة الانحدار الذاتي التي يجب تقديرها والتي تصف اثر تغير (Z_{t-1}) بوحدة واحدة على (Z_t)، وان (a_t) هي سلسلة المتغيرات العشوائية التي تكون مستقلة غير مرتبطة، ولها توزيع طبيعي بمتوسط صفر وتباين (σ_a^2) .

٢- نموذج المتوسطات المتحركة (Moving Average Model)

في هذا النموذج يتم التعبير عن المشاهدة الحالية (Z_t) كدالة خطية في التغير العشوائي الحالي (a_t) والتغير العشوائي السابق (a_{t-1}) ويمكن التعبير رياضياً عن نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى كما يأتي :

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \qquad \ldots(6\text{-}1)$$

حيث يرمز له اختصاراً بالرمز MA(1) وتمثل (θ_1) معلمة نموذج المتوسطات المتحركة وكما في عملية الانحدار الذاتي فإننا نفترض أن التغيرات العشوائية مستقلة عن بعضها البعض، وان لها توزيعاً طبيعياً متوسطه الصفر، وتباينه ثابت (σ_a^2) .

تشخيص نماذج لمشاهدات التحليل العاملي

استخدم أسلوب بوكس – جنكنز لتشخيص وتقدير نماذج التحليل العاملي الملائمة لكل عامل فقد تبين من النتائج ملائمة نموذج ARIMA(0,1,1) لقيم العامل الأول ونموذج ARIMA(1,0,0) لقيم العامل الثاني .

الجانب التطبيقي

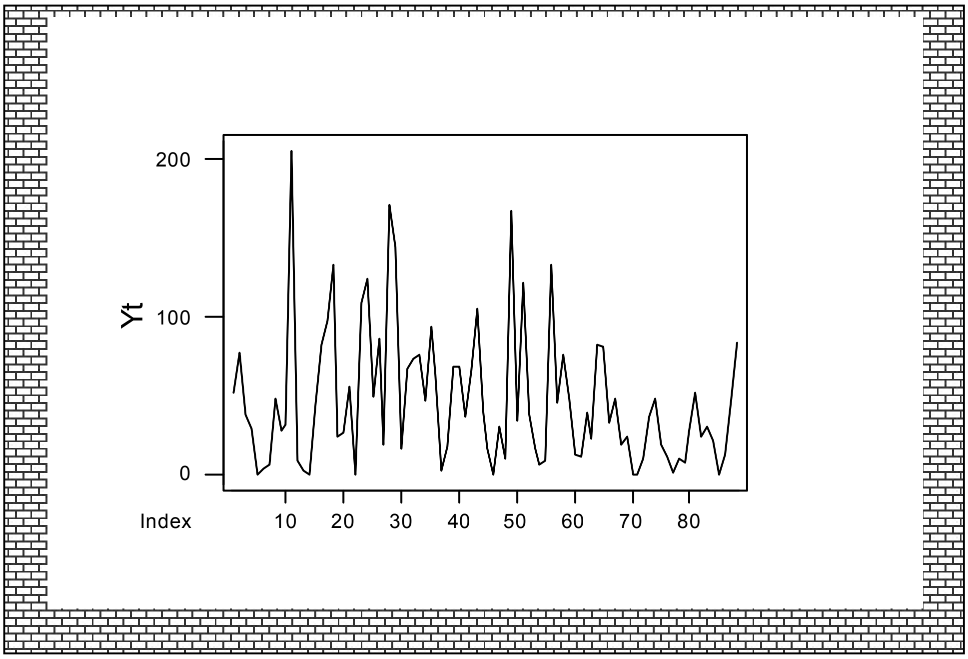
جمع البيانات

أخذت البيانات من الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي والتي تمثل سلسلة معدلات الأمطار الشهرية لمحطة الموصل مقاسة بالمليمتر والمتمثلة بالرمز (Y_t) وسلسلة معدلات الرطوبة النسبية الشهرية المقابلة لها والمتمثلة بالرمز (X_t) وذلك لأن كمية الأمطار تتأثر بعدة متغيرات ومنها الرطوبة النسبية، وكانت البيانات للفترة من سنة (1990) ولغاية سنة (2000) وبوصف أن السنة المطرية تمتد لمدة (8) أشهر فقد تم حذف الأشهر الأربعة التي لا يسقط فيها المطر أو يسقط بشكل نادر جداً من البيانات فتكون البيانات من الشهر الأول إلى الشهر الخامس ومن الشهر العاشر ولغاية الشهر الثاني عشر من سنة (1990) للسنة المطرية الأولى وهكذا وكما هو موضح في الجدول (٢=٥) الملحق .

لاختبار استقرارية السلستين تم رسمهما مع الزمن وكمايلي :-

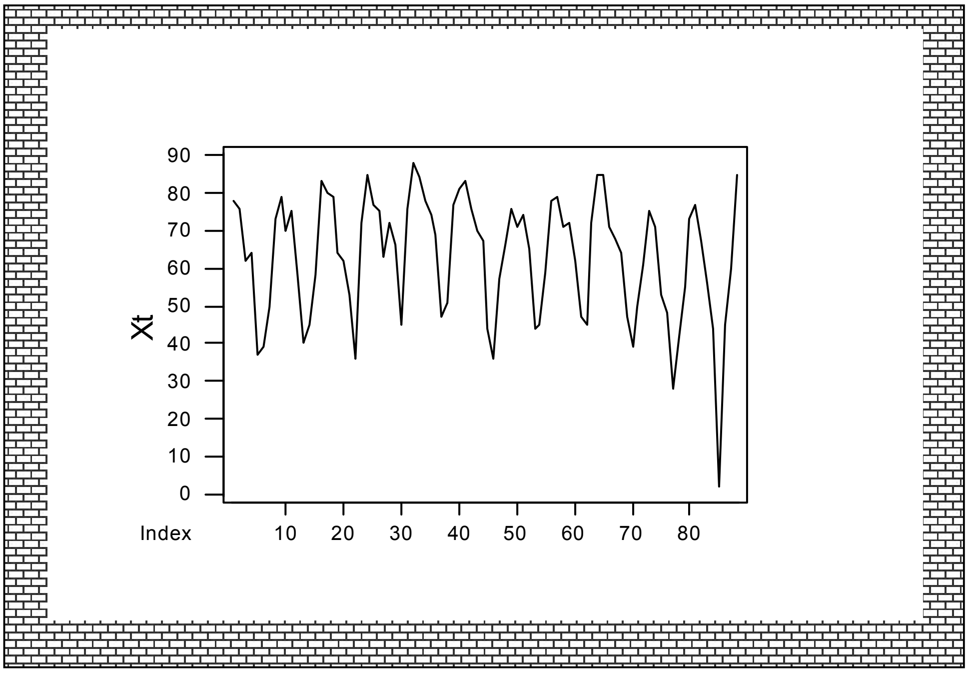
شكل (١-١)

رسم السلسلة الزمنية Y_t (الأمطار) مع الزمن



شكل (١-٢)

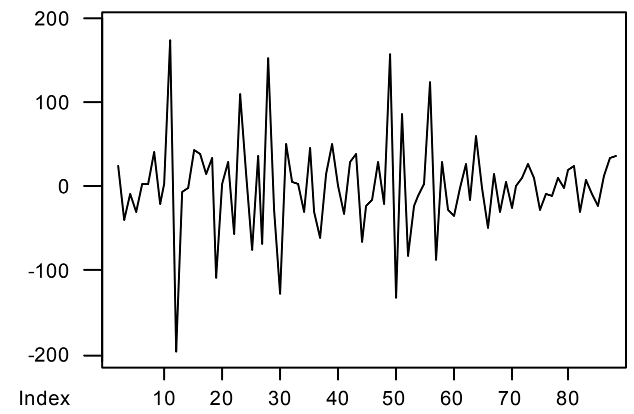
رسم السلسلة الزمنية X_t (الرطوبة النسبية) مع الزمن



وكما هو واضح في الأشكال (1-1) و(١-٢) نجد بان السلاسل الزمنية غير مستقرة في الوسط وللتأكد من استقرارية السلسلتين تم اخذ الفرق الأول للسلسلتين وكمايلي:-

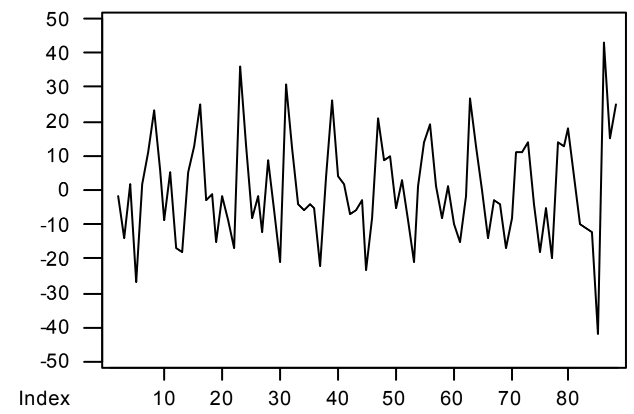
شكل (١-٣)

رسم السلسلة الزمنية (Y_t) ذات الفرق الأول مع الزمن



شكل (١-٤)

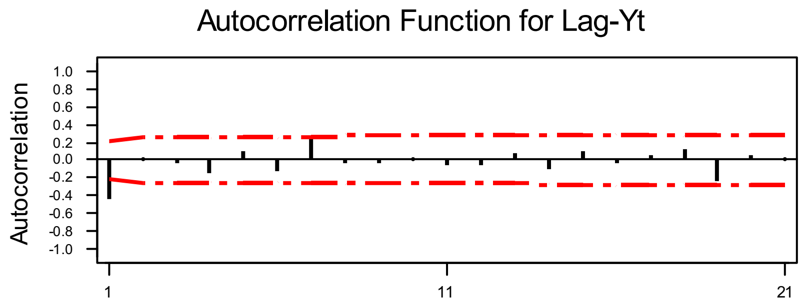
رسم السلسلة الزمنية (X_t) ذات الفرق الأول مع الزمن



كما تم رسم دوال الارتباط الذاتي للسلسلتين الزمنيتين وكمايلي:-

شكل (١-٥)

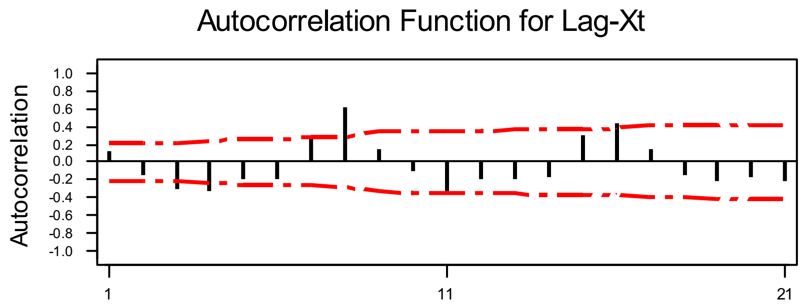
رسم دالة الارتباط الذاتي (ACF) للسلسلة الزمنية Y_t ذات الفرق الأول



Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	-0.43	-4.05	16.98	8	-0.04	-0.29	28.29	15	0.10	0.73	31.67
2	0.00	0.04	16.98	9	-0.03	-0.23	28.39	16	-0.04	-0.32	31.88
3	-0.03	-0.21	17.04	10	0.02	0.14	28.42	17	0.06	0.42	32.25
4	-0.15	-1.21	19.22	11	-0.06	-0.42	28.75	18	0.12	0.85	33.82
5	0.09	0.73	20.04	12	-0.05	-0.39	29.05	19	-0.24	-1.71	40.36
6	-0.13	-1.02	21.70	13	0.08	0.57	29.68	20	0.06	0.42	40.80
7	0.26	1.98	28.14	14	-0.09	-0.68	30.59	21	0.01	0.09	40.82

شكل (١-6)

رسم دالة الارتباط الذاتي (ACF) للسلسلة الزمنية X_t ذات الفرق الأول



Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	0.13	1.26	1.64	8	0.62	4.33	73.33	15	0.31	1.69	107.99
2	-0.14	-1.28	3.41	9	0.14	0.85	75.41	16	0.45	2.34	129.97
3	-0.30	-2.67	11.52	10	-0.10	-0.56	76.33	17	0.15	0.76	132.60
4	-0.33	-2.75	21.68	11	-0.32	-1.85	86.73	18	-0.15	-0.73	135.12
5	-0.20	-1.57	25.59	12	-0.20	-1.13	91.00	19	-0.22	-1.07	140.65
6	-0.18	-1.38	28.83	13	-0.19	-1.04	94.75	20	-0.17	-0.83	144.08
7	0.27	2.00	36.03	14	-0.16	-0.87	97.45	21	-0.21	-1.02	149.48

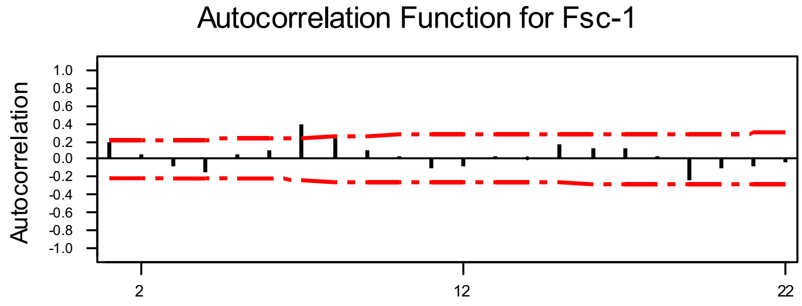
إيجاد نماذج للتحليل العاملي بالاعتماد على أسلوب بوكس– جنكنز

نبدأ بالتعرف على النموذج الملائم للسلسلة الزمنية وذلك من خلال دراسة معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئي ، برسم قيم هذه

المعاملات مع الزمن (سنستبعد المشاهدات الثلاثة الأخيرة لكل عامل لإيجاد تكهن لها) .إن دالة الارتباط الذاتي للعامل الأول تأخذ الشكل التالي :-

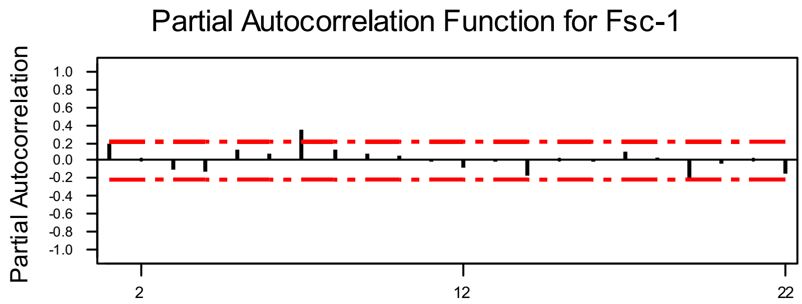
شكل (7-1)

رسم دالة الارتباط الذاتي (ACF) لقيم العامل الأول



Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	0.20	1.84	3.49	8	0.24	1.85	27.98	15	0.16	1.17	33.67	22	-0.04	-0.29	45.75
2	0.05	0.42	3.69	9	0.11	0.82	29.19	16	0.12	0.87	35.28				
3	-0.08	-0.72	4.28	10	0.02	0.18	29.26	17	0.13	0.92	37.10				
4	-0.14	-1.29	6.22	11	-0.09	-0.70	30.18	18	0.03	0.20	37.20				
5	0.05	0.46	6.48	12	-0.08	-0.57	30.79	19	-0.23	-1.66	43.52				
6	0.11	0.94	7.59	13	0.02	0.17	30.85	20	-0.11	-0.74	44.87				
7	0.39	3.38	22.35	14	0.02	0.16	30.90	21	-0.08	-0.51	45.54				

شكل (8-1)رسم دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لقيم العامل الأول

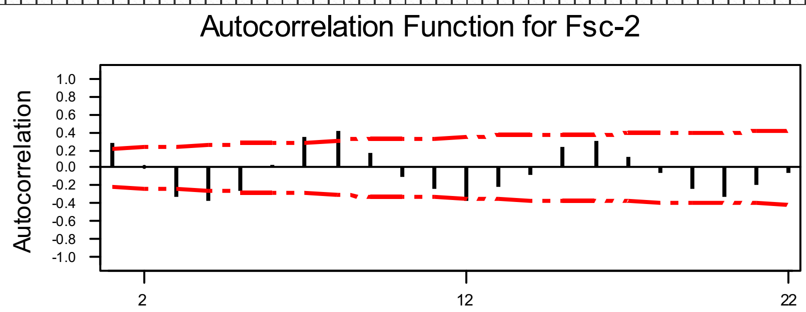


Lag	PAC	T	Lag	PAC	T	Lag	PAC	T	Lag	PAC	T
1	0.20	1.84	8	0.12	1.12	15	0.02	0.19	22	-0.14	-1.35
2	0.01	0.08	9	0.08	0.71	16	-0.00	-0.02			
3	-0.09	-0.88	10	0.06	0.52	17	0.10	0.92			
4	-0.12	-1.09	11	-0.01	-0.10	18	0.03	0.32			
5	0.11	1.07	12	-0.09	-0.82	19	-0.19	-1.74			
6	0.09	0.81	13	-0.01	-0.10	20	-0.04	-0.39			
7	0.35	3.30	14	-0.17	-1.64	21	0.00	0.02			

من ملاحظة الشكلين السابقين نلاحظ أن النموذج الملائم لقيم العامل الأول هو ARIMA(0,1,1) .

شكل (9-1)

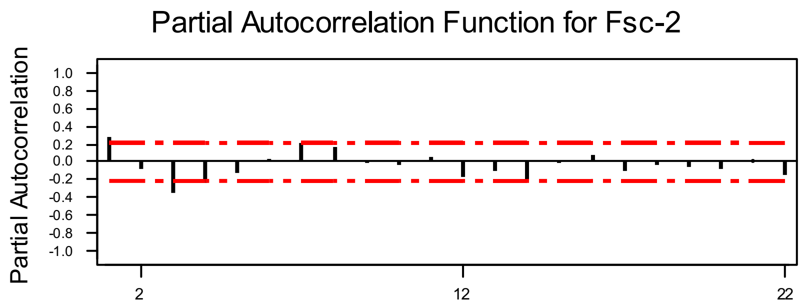
رسم دالة الارتباط الذاتي (ACF) لقيم العامل الثاني



Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	0.29	2.76	7.91	8	0.41	2.68	67.41	15	0.23	1.24	103.40	22	-0.05	-0.25	139.48
2	0.00	0.04	7.91	9	0.17	1.04	70.39	16	0.31	1.66	114.09				
3	-0.34	-2.93	18.56	10	-0.10	-0.59	71.38	17	0.13	0.67	115.97				
4	-0.38	-3.03	32.39	11	-0.24	-1.40	77.11	18	-0.05	-0.26	116.27				
5	-0.26	-1.85	38.67	12	-0.38	-2.20	92.03	19	-0.24	-1.25	123.06				
6	0.04	0.25	38.79	13	-0.21	-1.18	96.88	20	-0.32	-1.61	134.92				
7	0.35	2.42	50.72	14	-0.09	-0.47	97.69	21	-0.19	-0.93	139.15				

شكل (10-1)

رسم دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للعامل الثاني



Lag	PAC	T	Lag	PAC	T	Lag	PAC	T	Lag	PAC	T
1	0.29	2.76	8	0.18	1.67	15	-0.00	-0.05	22	-0.14	-1.32
2	-0.09	-0.85	9	-0.02	-0.15	16	0.07	0.68			
3	-0.35	-3.24	10	-0.04	-0.35	17	-0.09	-0.88			
4	-0.23	-2.15	11	0.05	0.44	18	-0.04	-0.40			
5	-0.13	-1.22	12	-0.17	-1.59	19	-0.05	-0.44			
6	0.03	0.31	13	-0.10	-0.89	20	-0.08	-0.71			
7	0.22	2.05	14	-0.21	-1.99	21	0.00	0.02			

من ملاحظة الشكلين السابقين نلاحظ أن النموذج الملائم لقيم العامل الثاني هو ARIMA(1,0,0).

تقدير معلمات نماذج قيم التحليل العاملي

استخدم البرنامج الإحصائي Minitab V(13.20) لإيجاد مقدرات معاملات الانحدار الذاتي لقيم التحليل العاملي وباستخدام طريقة المربعات الصغرى على مشاهدات كل عامل نحصل على المقدرات الآتية :

$$\hat{\theta}_{Fsc} = 0.9802$$

$$\hat{\phi}_{Fsc} = 0.3025$$

ونماذج الانحدار الذاتي لقيم التحليل العاملي هي :

$$F.S.C_t = 0.9802 \text{ F.S.C}_{\text{t-1}} + a_t \qquad \ldots(7\text{-}1)$$

$$F.S.C_t = 0.3025 \text{ F.S.C}_{\text{t-1}} + a_t \qquad \ldots(8\text{-}1)$$

نختبر الفرضية القائلة بأن معاملات النماذج المختارة ($\hat{\theta}_{FSC.1}$, $\hat{\phi}_{\text{FSC.2}}$) لا تختلف معنوياً عن الصفر حيث نستخدم اختبار(t) وكما يلي :

$$t = \frac{\hat{\theta}}{\sqrt{S^2_{\hat{\theta}}}} \text{ OR } \frac{\hat{\phi}}{\sqrt{S^2_{\hat{\phi}}}} \qquad \ldots(9\text{-}1)$$

حيث أن :

$\hat{\phi}$: القيمة المقدرة لمعلمة الانحدار الذاتي.

$\hat{\theta}$: القيمة المقدرة لمعلمة المتوسط المتحرك.

$S^2_{\hat{\phi}}$: تباين المعلمة $\hat{\phi}$.

$S^2_{\hat{\theta}}$: تباين المعلمة $\hat{\theta}$.

وبالتطبيق نحصل على النتائج الآتية :

القيمة المحتسبة لاختبار t لـ $\hat{\theta}_{FSC-1}$ $t = 29.09$

القيمة المحتسبة لاختبار t لـ $\hat{\phi}_{FSC-2}$ $t = 2.93$

وبمقارنة القيم المحتسبة مع القيم الجدولية لاختبار t عند مستوى معنوية ٩٥% ودرجة حرية (n-1) ترفض فرضيات العدم القائلة بأن معلمات النماذج المقترحة ($\hat{\theta}_{FSC.1}$, $\hat{\phi}_{\text{FSC.2}}$) لا تختلف معنوياً عن الصفر .

إيجاد تكهنات لقيم التحليل العاملي

بعد إيجاد النموذج الملائم لكل عامل وتم اختبار معنوية معلمات هذه النماذج قمنا بإيجاد تكهنات لقيم التحليل العاملي باستخدام هذه النماذج حيث سنتكهن للمشاهدات الثلاثة الأخيرة للعام ٢٠٠٠ ومقارنة التكهنات مع المشاهدات الأصلية فضلاً عن إيجاد تكهنات للعام ٢٠٠١ ، والجداول الآتية توضح تكهنات لقيم التحليل العاملي كل على حدة :-

جدول (١-١) يمثل تكهنات قيم العامل الأول للعام ٢٠٠٠

الأشهر	الحد الأعلى لفترة الثقة ٩٥%	الحد الأدنى لفترة الثقة ٩٥%	القيمة الفعلية	قيمة التكهن
October	١.٥٧٠٩٠	-2.32801	-0.84120	-0.37856
November	١.٥٦٣٠٦	-2.3366	-0.02006	-0.38677
December	١.٥٥٥٢٣	-2.3452	0.91420	-0.39499

جدول (١-٢) يمثل تكهنات قيم العامل الثاني للعام ٢٠٠٠

الأشهر	الحد الأعلى لفترة الثقة ٩٥%	الحد الأدنى لفترة الثقة ٩٥%	القيمة الفعلية	قيمة التكهن
October	0.68965	-3.07171	-0.74773	-1.19103
November	1.61168	-2.318	-0.24493	-0.35316
December	1.87266	-2.07206	1.00744	-0.0997

جدول (١-3) يمثل تكهنات قيم العامل الأول للعام ٢٠٠١

الأشهر	الحد الأعلى لفترة الثقة ٩٥%	الحد الأدنى لفترة الثقة ٩٥%	قيمة التكهن
Jan.	1.57046	-2.32845	-0.379
Feb.	1.56262	-2.33705	-0.38721
Mar.	1.55479	-2.34564	-0.39543
Apr.	1.54695	-2.35424	-0.40364
May.	1.53912	-2.36283	-0.41186
Oct.	1.53129	-2.37143	-0.42007
Nov.	1.52345	-2.38002	-0.42829
Des.	1.51562	-2.38862	-0.4365

جدول (١-4) يمثل تكهنات قيم العامل الثاني للعام 2001

الأشهر	الحد الأعلى لفترة الثقة ٩٥%	الحد الأدنى لفترة الثقة ٩٥%	قيمة التكهن
Jan.	2.19256	-1.56879	0.311882
Feb.	2.06631	-1.86337	0.101474
Mar.	2.01019	-1.93454	0.037825
Apr.	1.99162	-1.95448	0.018571
May.	1.98586	-1.96037	0.012747
Oct.	1.9841	-1.96213	0.010985
Nov.	1.98357	-1.96267	0.010452
Des.	1.98341	-1.96283	0.010291

الاستنتاجات:

١- عند رسم بيانات السلسلة الزمنية مع الزمن لسلسلتي الأمطار الرطوبة النسبية نلاحظ أنها سلاسل زمنية غير مستقرة بالوسط ولكن هناك تأثيرات موسمية مقدارها (٨) للسلسلتين وبملاحظة شكل دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للسلسلتين نلاحظ أنها تكون معنوية لأكثر من قيمة واحدة للفترة الزمنية الثابتة (٨) ولذلك تم أخذ الفرق الموسمي الأول .

٢- بعد دراسة دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة الأمطار وسلسلة الرطوبة النسبية تبين وجود صعوبة في تحديد نموذج ARIMA الملائم للبيانات ولذلك تم الاعتماد على توفيق عدد من النماذج وبعد اختبار النموذج وجد أن النموذج الملائم لقيم العامل الأول هو ARIMA(0,1,1) و النموذج الملائم لقيم العامل الثاني هو ARIMA(1,0,0) كما تبين معنوية معاملات النماذج المقترحة من خلال نتائج اختبار (t) .

٣- لوحظ من خلال نتائج التكهن بالمشاهدات الثلاث الأخيرة لقيم التحليل العاملي الأول والثاني أن النتائج مقاربة للقيم الأصلية وأنها واقعة ضمن فترة الثقة كذلك بالنسبة للتكهن بمشاهدات العام ٢٠٠١.

التوصيات:

نوصي باستخدام عدد اكبر من السلاسل الزمنية للاستفادة من خصائص التحليل العاملي في تقليص عدد المتغيرات في التحليل وإرجاعها إلى عدد اقل من العوامل وكذلك في معالجة مشكلة تعدد العلاقة الخطية التي قد تظهر بين المتغيرات المتعددة .

المصادر

أ- المصادر العربية

١- المعماري، نوال حمود، (٢٠٠٤): **" التكهن بوساطة نماذج الانحدار الحركي مع التطبيق "**، رسالة ماجستير ، كلية علوم الحاسبات والرياضيات، جامعة الموصل.

٢- بري ، عدنان ماجد عبد الرحمن (٢٠٠٢) **" طرق التنبؤ الإحصائي"** ، كلية العلوم ، قسم الإحصاء وبحوث العمليات ، جامعة الملك سعود .

٣- بك ، عزة حازم زكي (٢٠٠٥): **" استخدام الشبكات العصبية في التكهن للسلاسل الزمنية بالتطبيق على استهلاك الطاقة الكهربائية في محافظة نينوى "**، رسالة ماجستير غير منشورة ، كلية علوم الحاسبات والرياضيات، جامعة الموصل..

٤- عبد الأحد، مناهل دانيال، (٢٠٠٤): **" التقدير الحصين في نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى "**، رسالة ماجستير ، كلية علوم الحاسبات والرياضيات، جامعة الموصل

٥- فاندل ، والتر(1992) : **" السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس- جنكنز "** ، تعريب عبد المرضي حامد عزام ، دار المريخ للنشر ، الرياض ، المملكة العربية السعودية .

٦- كيورك ، لوسين عمانوئيل (2002) :**"استخدام التحليل المتعدد في دراسة أهم العوامل المؤثرة في أمراض المرارة"** .رسالة ماجستير مقدمة إلى قسم الإحصاء-كلية الإدارة والاقتصاد-جامعة صلاح الدين .

الملحق جدول (5-1)

قيم التحليل العاملي للسلسلتين الزمنيتين

Fsc-2	Fsc-1	Fsc-2	Fsc-1	Fsc-2	Fsc-1
-0.09247	-1.07861	0.13031	0.39553	1.08704	0.20164
0.59584	-0.8114	-0.39151	-1.0348	0.41029	0.7312
1.16607	-0.15082	-0.38387	-0.68331	0.08252	-0.18351
0.60981	0.07271	0.67367	0.54503	0.4264	-0.36419
-0.25574	-0.63786	0.99569	0.56701	-1.14314	-1.14576
-0.49183	-0.83979	1.80189	-0.09823	-1.05816	-1.05509
-1.88618	-1.17585	0.65275	0.47708	-0.21781	-0.94724
-0.9502	-0.89861	-0.63164	1.28401	0.77698	0.07724
0.14363	-0.87669	0.47682	-0.14741	1.65864	-0.30758
1.18588	-0.35133	-0.91248	-0.7584	0.86217	-0.28167
1.00243	0.20045	-1.23187	-1.14265	-2.30237	3.48449
0.7912	-0.47692	-0.14741	-0.3919	0.3687	-0.84297
-0.24641	-0.37801	0.99014	-0.7753	-0.93861	-1.09051
-1.03165	-0.63349	-1.42667	2.65654	-0.49705	-1.10394
-3.96083	-1.33815	0.88309	-0.21372	-0.36279	-0.07628
-0.74773	-0.8412	-0.65687	1.66996	0.86903	0.87951
-0.24493	-0.02006	0.32198	-0.16487	0.31519	1.19037
1.00744	0.9142	-0.91248	-0.7584	-0.48448	1.93864
		-0.61828	-0.97688	0.53119	-0.47402
		0.45537	-0.84393	0.31676	-0.42902
		-0.56704	1.9353	-0.98723	0.12883
		1.30727	0.06069	-1.21748	-1.15772
		0.04064	0.66926	-0.56309	1.39191
		0.68004	0.08897	0.18143	1.77995
		0.61059	-0.73699	1.05996	0.14015
		-0.56822	-0.84959	0.15718	0.90661
		-1.29224	-0.27049	0.56986	-0.60443
		1.20195	-0.45805	-1.84116	2.73146
		1.02182	0.89912	-1.76324	2.11055
		1.06086	0.8582	-0.8443	-0.73998
		0.93035	-0.26326	0.6322	0.49861
		0.36213	0.06268	1.46676	0.7024
		0.63599	-0.58386	1.07488	0.75364
		-0.84151	-0.56316	1.19184	0.0918
		-0.97802	-1.13908	-0.08565	1.07125

جدول (2-5) بيانات الدراسة

X_t	Y_t	X_t	Y_t	X_t	Y_t
٢٨	١.٢	٧٧	٦٨.٦	٧٨	٥٢.٤
٤٢	١٠.٥	٨١	٦٨.٦	٧٦	٧٧.٥
٥٥	٨.٢	٨٣	٣٧.٢	٦٢	٣٨.٦
٧٣	٢٨.٠	٧٦	٦٥.٧	٦٤	٢٩.٧
٧٧	٥٢.٦	٧٠	١٠٤.٧	٣٧	٠.٣
٦٧	٢٣.٧	٦٧	٣٩.٠	٣٩	٤.٠
٤٤	٢٢.٣	٤٤	١٦.٥	٥٠	٦.٢
٢	٠.٣	٣٦	٠.٧	٧٣	٤٧.٩
٤٥	١٢.٤	٥٧	٣٠.٢	٧٩	٢٨.٥
٦٠	٤٦.٧	٦٦	١٠.١	٧٠	٣٢.٠
٨٥	٨٣.٧	٧٦	١٦٦.٩	٧٥	٢٠٥.٦
٨١	٢٥.٩	٧١	٣٤.٩	٥٨	٩.٠
٧٢	٣٧.٩	٧٤	١٢١.٦	٤٠	٢.١
٧٢	٨٢.٥	٦٥	٣٨.٧	٤٥	٠.٢
٦٦	٣٦.٢	٤٤	١٦.٥	٥٨	٤٤.٦
٤٣	17.6	٤٥	٦.١	٨٣	٨٢.٦
		٥٩	٨.٧	٨٠	٩٧.٨
		٧٨	١٣٢.٩	٧٩	١٣٢.٨
		٧٩	٤٥.٦	٦٤	٢٤.٦
		٧١	٧٥.٩	٦٢	٢٧.٢
		٧٢	٤٨.٧	٥٣	٥٥.٤
		٦٢	١٢.٩	٣٦	٠.٠
		٤٧	١١.٥	٧٢	١٠٩.٢
		٤٥	٣٨.٩	٨٥	١٢٣.٩
		٧٢	٢٣.٣	٧٧	٤٩.٨
		٨٥	٨٣.٠	٧٥	٨٥.٩
		٨٥	٨١.١	٦٣	١٨.٨
		٧١	٣٢.٦	٧٢	١٧١.٤
		٦٨	٤٨.٥	٦٦	١٤٤.١
		٦٤	١٩.٥	٤٥	١٧.١
		٤٧	٢٤.٨	٧٦	٦٦.٧
		٣٩	٠.١	٨٨	٧٣.١
		٥٠	٠.١	٨٤	٧٦.٥
		٦١	٩.٧	٧٨	٤٧.٣
		٧٥	٣٦.٨	٧٤	٩٣.٨
		٧١	٤٨.٢	٦٩	٦٣.٧
		٥٣	١٩.٨	٤٧	٢.٩
		٤٨	١١.٧	٥١	١٨.٢