المجلة الإحصائية المصرية
معهد الدراسات والبحوث الإحصائية ـ جامعة القاهرة
العدد الثانى (ديسمبر ٢٠٠١) ص ٢٥٤ ـ ٢٧٦

بناء نماذج MARIMA للتنبؤ بالكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل

د. مرفت طلعت المحلاوى[١] مصطفى يوسف عبدالله[٢]

ملخص البحث: تم بناء نموذج MARIMA للتنبؤ بالكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل بجمهورية مصر العربية، باستخدام بيانات سلسلة زمنية من شهر يوليو ١٩٩١ إلى شهر ديسمبر ١٩٩٩ بعد تحديد أهم المتغيرات التفسيرية المؤثرة فى الكمية المستهلكة من الكهرباء.

أوضحت النتائج الإحصائية أن أهم المتغيرات التفسيرية المؤثرة فى الكمية المستهلكة من الكهرباء هى عدد المشتركين الشهرى z_t ومتوسط سعر الكيلو وات/ ساعة فى الشهر x_t، وكان النموذج الملائم للبيانات هو:

$$(1-0.33\beta^{12})(1-\beta)y_t = 0.000229(1-\beta)z_{t-1} - 13.46(1-\beta)x_t + (1-0.97\beta)e_t$$

مقدمة:

أدى التطور الحضارى والتكنولوجي للمجتمع إلى زيادة الاعتماد على الطاقة الكهربائية لتغذية أحمال الإنارة والتدفئة والقوى المحركة المختلفة المستخدمة بكثرة فى الأغراض الصناعية والتجارية والزراعية والمرافق العامة.

ولأهمية الطاقة الكهربائية وتأثيرها على الإنتاج فإن الدولة تعنى فى المقام الأول بتوفير الطاقة الكهربائية اللازمة لمختلف عناصر الإنتاج والخدمات ومن هذا المنطلق تعمل وزارة الكهرباء والطاقة جاهدة على توفير الطاقة الكهربائية لكل طالبيها ولمختلف الأغراض، ولقد أثمرت هذه الجهود فى الارتفاع بنصيب الفرد من الكهرباء فى مصر من ٤٣,٢ كيلووات /ساعة عام ١٩٥٢/١٩٥٣ إلى ١٣٠٠ كيلووات /ساعة عام ١٩٩٦/ ١٩٩٧[٣] حيث حدثت طفرة فى إنتاج الطاقة الكهربائية المولدة سنويا.

ومع زيادة استهلاك الكهرباء وارتفاع الأسعار العالمية اصبح التخطيط لتوزيع القوى الكهربائية ـ والذى أهمل فى الماضى ـ ذو أهمية قصوى ويهدف التخطيط فى المقام الأول إلى تقليل التكاليف وتحقيق متطلبات الطاقة بمواصفات فنية مناسبة، وللوصول إلى تخطيط جيد

---

[١] أستاذ الإحصاء المساعد كلية التجارة ـ جامعة المنصورة.

[٢] معيد الإحصاء بالمعهد العالى للحاسب الآلى وإدارة الأعمال ـ الزرقاء ـ دمياط.

[٣] ـ التقرير الإحصائي السنوى لعامى ٩٠/٩١، ٩٦/٩٧ وزارة الكهرباء والطاقة.

يجب الحصول على نموذج إحصائي يفيد فى التنبؤ بالكمية المطلوبة من الكهرباء فى المستقبل مما يساعد فى وضع الخطط لمقابلة الزيادة المستمرة فى الطلب على الكهرباء.

ويهتم الباحث فى هذا البحث بالتطبيق على البيانات الخاصة باستهلاك قطاع المنازل حيث أن هذا القطاع يستهلك حوالى٤٥% من إجمالى الاستهلاك الشهرى من الطاقة الكهربائية المباعة على الجهدين المنخفض والمتوسط.

مشكلة البحث:

تتمثل مشكلة البحث فى بناء نموذج إحصائي للتنبؤ بالكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل، وذلك بعد تحديد أهم المتغيرات التفسيرية والتى يمكن أن تشرح وتفسر التغيرات فى الكمية المستهلكة من الكهرباء حيث أن أخذ كل المتغيرات فى الاعتبار يفقد النموذج أهميته ويزيد من صعوبة العمليات الحسابية الخاصة بتقدير المعالم وتحليل وتفسير النتائج لذلك فإن الباحث يلجأ إلى الاكتفاء بعدد محدد من هذه المتغيرات ذات الصلة الوثيقة بالمتغير التابع وهو الكمية المستهلكة التى يكون تأثيرها عليه بدرجة كبيرة.

هدف البحث:

يهدف البحث إلى تحديد أهم المتغيرات المؤثرة فى الطلب على الكهرباء فى قطاع المنازل وذلك باستخدام أسلوب السلاسل الزمنية فى ظل وجود متغيرات مستقلة والذى يمكن الباحث من بناء نموذج إحصائي للتنبؤ بالطلب على الكهرباء فى قطاع المنازل بجمهورية مصر العربية.

أهمية البحث:

تتمثل الأهمية العلمية لهذا البحث فى عرض أسلوب السلاسل الزمنية فى ظل وجود متغيرات تفسيرية فى التنبؤ، وكذلك تحديد افضل نموذج احصائى للتنبؤ بالكمية المستهلكة من الكهرباء.

كما ترجع أهمية البحث العملية فى إيجاد تنبؤ دقيق للكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل ،مما يفيد فى التخطيط والتنمية الاقتصادية حيث أن الكهرباء تمثل الدعامة الرئيسية التى تقوم عليها مشروعات التنمية الصناعية والزراعية و المشروعات التى فى مجال الإسكان والخدمات وغيرها.

البحث.

يمكن إيجاز خطة البحث فى ثلاث مراحل كما يلى:

حلة الأولى: تحديد أهم المتغيرات المؤثرة فى الكمية المستهلكة من الكهرباء.

الثانية: تطبيق أسلوب السلاسل الزمنية فى ظل وجود متغيرات تفسيرية MARIMA.

حلة الثالثة : عرض لأهم النتائج والتوصيات.

حلة الأولى: تحديد أهم المتغيرات المؤثرة فى الكمية المستهلكة من الكهرباء.

لتحديد أهم المتغيرات التفسيرية المؤثرة فى الكمية المستهلكة من الكهرباء التى يمكن طريقها تفسير اكبر قدر من التغيرات التى تحدث فى الكمية المستهلكة من الكهرباء، تم ام أسلوب الانحدار التدريجى Stepwise Regression. (عبد القادر محمد (١٩٩٠)) و (Robert & Daniel (1991) و (محمد عبد السميع(١٩٩٣))، حيث أن المتغير التابع هو سط الكمية المستهلكة من الكهرباء شهريا فى قطاع المنازل Y_t والمتغيرات التفسيرية هى:

متوسط الكمية المستهلكة من الكهرباء فى شهر سابق Y_{t-1}، متوسط السعر الشهرى X_t، المشتركين الشهرى Z_t ، متوسط درجة الحرارة T_t ومتوسط الرطوبة النسبية V_t.

ووجد أن أهم المتغيرات التفسيرية التى تؤثر على الكمية المستهلكة من الكهرباء هى عدد المشتركين الشهرى Z_t ، ومتوسط السعر الشهرى X_t.

والجدول (١) يعرض نتائج تقدير معالم النموذج باستخدام أسلوب الانحدار التدريجي التى يتضح منها معنوية معاملات الانحدار ماعدا الحد الثابت، وتم إعادة التقدير مرة أخرى بدون الثابت.

جدول (١)

تقدير معلمات نموذج الانحدار التدريجى

Variable	β	Std. Error (β)	t	Sig.
(Constant)	-85.211	185.050	-.460	.646
Consumers (z_t)	0.00023	.000	29.795	.000
Price (x_t)	-17.208	2.942	-5.849	.000

ويعرض الجدول (٢) نتائج التقدير لمعلمات النموذج باستخدام طريقة الانحدار المتدرج بدون الحد الثابت، ويتضح من الجدول معنوية معاملات الانحدار، وكانت قيمة معامل التحديد (0.997) والتى تعنى أن عدد المشتركين ومتوسط السعر الشهرى يفسرا حوالى ٩٩,٧% من التغير فى الكمية المستهلكة من الكهرباء . أما قيمة الإحصائى دربن واتسون (2.112) والتى تعنى عدم وجود ارتباط ذاتى بين حدود الخطأ فى النموذج، وكانت قيمة F = 19312.0 و Sig =.000 مما يؤكد معنوية النموذج المقدر، وكذلك توافق النتائج مع النظرية الاقتصادية حيث أن إشارة المتغير X_t (السعر) سالبة مما يتوافق مع العلاقة العكسية بين السعر والكمية المستهلكة، وإشارة عدد المشتركين Z_t موجبة، مما يتوافق مع العلاقة الطردية بين عدد المشتركين والكمية المستهلكة من الكهرباء.

جدول (٢)

تقدير معلمات نموذج الانحدار المتدرج بدون الثابت

Variable	β	Std. Error (β)	t	Sig.
Consumers (z_t)	0.00023	.000	31.630	.000
Price (x_t)	-18.459	1.121	-16.463	.000

وبذلك يكون النموذج المقدر:

$$\hat{y}_t = 0.00023\ Z_t - 18.459\ X_t \qquad (1)$$

المرحلة الثانية: تطبيق أسلوب السلاسل الزمنية فى ظل وجود متغيرات تفسيرية MARIMA

فى حالة وجود اكثر من متغير مستقل $(x_i , i = 1,2,\ldots,m)$ يمكن كتابة نموذج دالة التحويل على الصورة:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m} \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)}\ x_{i,\,t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)}\ a_t \qquad (2)$$

$$\omega(\beta) = \omega_0 - \omega_1\beta - \omega_2\beta^2 - \ldots - \omega_s\beta^s$$
$$\delta(\beta) = 1 - \delta_1\beta - \delta_2\beta^2 - \ldots - \delta_r\beta^r$$
$$\phi(\beta) = 1 - \phi_1\beta - \phi_2\beta^2 - \ldots - \phi_p\beta^p$$
$$\theta(\beta) = 1 - \theta_1\beta - \theta_2\beta^2 - \ldots - \theta_q\beta^q$$

حيث: تشير m لعدد المتغيرات المستقلة فى النموذج، و b قيمة معـــامل الإبطـــاء وهـــى تساوى قيمة الفجوة الزمنية المناظرة لأول معامل معنوى من معاملات الارتباط المســـتعرض، r درجة كثيرة حدود المقام $(\beta)\ \delta$، بفحص معاملات الارتباط المستعرض وبحث اى نمط موجـــود فيها ، إذا وجد نمط فإن هذا النمط يناظر دالة الارتباط الذاتي لنموذج AR(r)، وان لم يوجـد اى نمط من أنماط نماذج الانحدار الذاتى فان $r = 0$، فيمكن بالتالي التعرف على r من خلال التشابه بين معاملات الارتباط المستعرض وبين نمط دالة الارتباط الذاتي لعملية من عمليات الانحـــدار الذاتي، أما S درجة كثيرة حدود البسط $(\beta)\ \omega$، وهى عدد الفترات التى يتأخر فيها ظهور نمـــط AR (l). وإذا لم يوجد نمط لعملية AR دالة الارتباط الذاتى المستعرض، فإننا نستنتج وجـــود معالم البسط فقط وعددها r كما نستنتج أن S تساوى عدد معاملات الارتباط المستعرض غـــير الصفرية ناقصا واحدا.

إن الخطوة الأولى فى بناء نموذج دالة التحويل هى بناء نموذج ARIMA ذو المتغـــير الواحد الملائم لبيانات الكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل y_t ، وكذلك الحصول علـى نموذج ARIMA الملائم لبيانات المتغير المستقل عـــدد المشـــتركين Z_t، وبنفـــس الخطـــوات الأربعة المعروفة لبناء نماذج ARIMA لبوكس ــ جنكنـــيز (التعـــرف Identification ــ التقدير Estimation ــ فحص مدي ملائمة النمـــوذج Diagnostic checking ــ والتنبـــؤ Forecasting) ((Marc & Jose (1995)) قد تم الحصول على نموذجARIMA ذو المتغير الواحد للكمية المستهلكة من الكهرباء وكـــان النمـــوذج الملائـــم هـــــو ARIMA(0,1,1) $(2,3,0)_{12}$ ((Mervat & Mostafa (1999)) والذى تم تقدير معالمه على النحو التالى:

$$(1 + .95\ \beta^{12} + .63\ \beta^{24})\ (1-\beta)\ (1-\beta^{12})^3\ y_t = (1 - 0.97\ \beta)\ a_t \qquad (3)$$

وبنفس الخطوات يمكن الحصول على النموذج الملائم لعدد المشـــتركين Z_t، وكـــانت النماذج المقترحة من خلال دراسة الشكل البيانى لدالتى الارتباط الذاتى والارتباط الذاتى الجزئـــى بعد أخذ الفروق الأولى الموسمية وغير الموسمية اللازمة لسكون السلسلة هى:

1 - ARIMA $(0,1,1)\ (0,1,1)_{12}$
2- ARIMA $(1,1,1)\ (0,1,1)_{12}$
3- ARIMA $(1,1,0)\ (0,1,1)_{12}$
4- ARIMA $(0,1,2)\ (0,1,1)_{12}$
5- ARIMA $(0,1,2)\ (0,1,2)_{12}$

جدول (٣) تقدير معلمات النماذج المقترحة

Models		ϕ_1	θ_1	θ_2	Θ_{12}	Θ_{24}	δ	AIC/SBC
(1)	B		-.13		.41		7096.57	(2099.2)(2106.6)
	T-Ratio		-1.28		3.15*		2.93*	
(2)	B	.58	.38		.38		6910.73	(2098.8)(2108.8)
	T-Ratio	1.26	.95		2.87*		2.13*	
(3)	B	.19			.40		7051.07	(2098.2)(2105.6)
	T-Ratio	1.84			3.04*		2.64*	
(4)	B		-.22	-.28	.39		6933.58	(2095.3)(2105.2)
	T-Ratio		-2.14*	-2.75*	2.87*		2.15*	
(5)	B		-.22	-.29	.39	.10	6763.47	(2096.7)(2109.2)
	T-Ratio		-2.20*	-2.79*	2.74*	.39	2.31*	

*** Significant statistic at level 5%**

وجدول (٣) يوضح تقدير معلمات النماذج المقترحة وقيم معيار المعلومات لأكايكى (AIC) ومعيار بيز لشوارتز (SBC)[١]! نلاحظ من خلال قيم T-Ratio أن كل معلمات النموذج (4) معنوية وتحقق شروط السكون، وطبقا لمعيارى AIC, SBC يفضل النموذج (4) لان له اقل قيمة لكل من المعياريين((Enders (1996) و(Mills (1992). ومن ثم يمكن كتابة النموذج على الصورة التالية:

$$(1-\beta)(1-\beta^{12})\, z_t = (1 + 0.22\beta + 0.28\beta^2)\,(1 - 0.39\beta^{12})\;\alpha_{1t} \qquad (4)$$

ثانى خطوة التعرف على نموذج MARIMA ((Stephen (1998)) هى تنقية البيانات[٢] (Prewhitening the data) لسلسلة المتغير التابع y_t باستخدام نموذج ARIMA الخاص بعملية المتغير المستقل x_t وتقدير الخطأ η_{1t}

$$(1-\beta)(1-\beta^{12})\, y_t = (1 - 0.22\beta - 0.28\beta 2)\,(1 - 0.39\beta^{12})\;\eta_{1t} \qquad (5)$$

ويعرض شكل (١) دالة الارتباط المستعرض بين α_t بواقى نموذج ARIMA لعدد المشتركين (z_t) وبين η_{1t} بواقى نموذج ARIMA للكمية المستهلكة من الكهرباء (y_t) فى المعادلة (5)، من خلال الشكل نجد أن أول معامل ارتباط معنوي عند (k=1) ولا يوجد أى نمط

---

[١] ملحق رقم (١)

[٢] ملحق رقم (٢)

من أنماط الانحدار الذاتى(AR(p، مما نستنتج أن(b = 1، r =0، s=0)، ومن ثم يمكن تقديـر نموذج MARIMA(0, 0, 1)، الذى يمكن كتابته على الصورة:

$$Y_t = \omega_0 Z_{t-1} + \frac{e_t}{1-\beta}$$

$$(1-\beta)Y_t = 0.000207(1-\beta)Z_{t-1} + e_t \qquad (6)$$
$$(t = 29.149)$$

وكانت قيمة $\overline{R}^2$ = .895 و D.W= 0.17 ونلاحظ ارتفاع قيمة معامل التحديد المعـدل ووقوع قيمة D.W فى منطقة لا قرار بالنسبة لوجود ارتباط ذاتى.

وبدراسة الشكل(٢) حيث يعرض دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج نجد إنها لا تمثـل تغيرات عشوائية بحتة، (أى يجب تعديل النموذج) وبإجراء التعديل المستمر للنموذج من خـلال دراسة دالتى الارتبـاط الذاتـى والارتبـاط الذاتـى الجزئـى للأخطـاء وجـد أن النمـوذج MARIMA(0, 0, 1) فى ظل نموذج ARIMA(0, 1, 1) (1, 0, 0) يكون ملائـم للبيانـات ويكتب النموذج على الصورة MARIMA(0, 0, 1) ARIMA(0, 1, 1) (1, 0, 0) وكانت تقديرات معلمات النموذج كما يلى:

جدول (٤)

تقدير معلمات النموذج MARIMA(0, 0, 1) ARIMA(0, 1, 1) (1, 0, 0)

		θ_1	Φ_{12}	z_{t-1}	AIC/SBC	$\overline{R}^2$
	β	0.97	0.44	0.00020	(1154.67)(1162.48)	0.911
	T-Ratio	18.03	4.28	15.93		

وكانت قيمة D.W= 1.82 مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتى بيـن الأخطـاء فـى النموذج. وبدراسة الشكل (٣) حيث يعرض دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج نجد إنها تمثـل تغيرات عشوائية بحتة، حيث لا يوجد إلا معامل واحد فقط عند (k =10) يقع خارج فترة الثقـة، وهذا ما يؤكد ملائمة النموذج للبيانات.

وبهذا يكون النموذج المقدر:

$$(1-0.44\beta^{12})(1-\beta)Y_t = 0.000207(1-\beta)Z_{t-1} + (1-0.97)e_t \qquad (7)$$

Cross Correlations: ERR_3 Error for Yt from ARIMA, MOD_4 CON
ERR_4 Error for Et from ARIMA, MOD_4 CON

Lag	Cross Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
-24	-.143	.124	. ***I .
-23	.201	.123	. I**** .
-22	-.028	.122	. *I .
-21	.048	.121	. I* .
-20	-.151	.120	. ***I .
-19	.009	.120	. * .
-18	.100	.119	. I** .
-17	-.024	.118	. * .
-16	.162	.117	. I*** .
-15	-.066	.116	. *I .
-14	.121	.115	. I** .
-13	-.017	.115	. * .
-12	.113	.114	. I** .
-11	-.051	.113	. *I .
-10	-.034	.113	. *I .
-9	-.029	.112	. *I .
-8	-.008	.111	. * .
-7	.216	.110	. I****
-6	-.214	.110	****I .
-5	.134	.109	. I***.
-4	.055	.108	. I* .
-3	.172	.108	. I***.
-2	-.046	.107	. *I .
-1	-.124	.107	. **I .
0	.030	.106	. I* .
1	-.235	.107	*.***I .
2	.085	.107	. I** .
3	-.082	.108	. **I .
4	.209	.108	. I****
5	.183	.109	. I****
6	.067	.110	. I* .
7	.184	.110	. I****
8	-.175	.111	.***I .
9	.034	.112	. I* .
10	-.184	.113	.****I .
11	-.073	.113	. *I .
12	.054	.114	. I* .
13	-.081	.115	. **I .
14	.112	.115	. I** .
15	.009	.116	. * .
16	.030	.117	. I* .
17	-.003	.118	. * .
18	.019	.119	. * .
19	-.027	.120	. *I .
20	.104	.120	. I** .
21	-.077	.121	. **I .
22	.082	.122	. I** .
23	.081	.123	. I** .
24	-.081	.124	. **I .

شكل (١) دالة الارتباط الذاتي المستعرض بين بواقي النموذج المقدر (η_{1t})
وبواقي نموذج السلاسل الزمنية ذو المتغير الواحد للمتغير z_t (α_{1t})

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	.131	.099	. I***.	1.759	.185
2	.059	.098	. I* .	2.127	.345
3	-.142	.098	.***I .	4.245	.236
4	-.202	.097	****I .	8.568	.073
5	-.189	.097	****I .	12.413	.030
6	-.074	.096	. *I .	13.006	.043
7	-.033	.095	. *I .	13.126	.069
8	-.018	.095	. * .	13.160	.106
9	-.008	.094	. * .	13.168	.155
10	.169	.094	. I***.	16.399	.089
11	.110	.093	. I** .	17.781	.087
12	.357	.093	. I***.***	32.526	.001
13	.084	.092	. I** .	33.348	.002
14	-.077	.092	. **I .	34.060	.002
15	-.229	.091	*.***I .	40.348	.000
16	-.079	.091	. **I .	41.108	.001
17	-.127	.090	.***I .	43.105	.000
18	.150	.090	. I***.	45.907	.000
19	-.054	.089	. *I .	46.280	.000
20	-.020	.089	. * .	46.330	.001
21	-.049	.088	. *I .	46.634	.001
22	-.003	.087	. * .	46.635	.002
23	.132	.087	. I***	48.938	.001
24	.168	.086	. I***	52.714	.001

شكل (٢) دالة الارتباط الذاتي لبواقى النموذج

Autocorrelations: ERR_11 Error for Y2 from ARIMA, MOD_16 NOCON

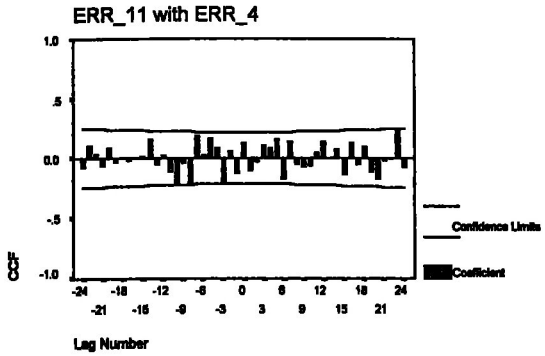
Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	.073	.099	. I* .	.556	.456
2	.025	.098	. * .	.621	.733
3	-.063	.098	. *I .	1.032	.793
4	-.219	.097	****I .	6.106	.191
5	-.182	.097	****I .	9.654	.086
6	-.156	.096	.***I .	12.298	.056
7	.056	.095	. I* .	12.642	.081
8	.044	.095	. I* .	12.861	.117
9	.071	.094	. I* .	13.419	.145
10	.230	.094	. I***.*	19.431	.035
11	.055	.093	. I* .	19.774	.049
12	.017	.093	. * .	19.807	.071
13	.013	.092	. * .	19.828	.100
14	-.034	.092	. *I .	19.966	.131
15	-.177	.091	****I .	23.713	.070
16	-.004	.091	. * .	23.715	.096
17	-.026	.090	. *I .	23.801	.125
18	.154	.090	. I***.	26.759	.084
19	-.017	.089	. * .	26.796	.109
20	.043	.089	. I* .	27.028	.134
21	-.020	.088	. * .	27.080	.168
22	-.046	.087	. *I .	27.360	.198
23	.081	.087	. I**.	28.239	.207
24	-.044	.086	. *I .	28.503	.239

شكل (٣)

دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج

MARIMA (0, 0, 1) ARIMA (0, 1, 1) (1, 0, 0)

يعرض الشكل (٤) دالة الارتباط الذاتي المستعرض بين بواقي النموذج المقدر وبواقي نموذج السلاسل الزمنية ذو المتغير الواحد z_t (α_{1t})، ويتضح من الشكل عدم معنوية معاملات الارتباط المستعرض، مما يؤكد ملائمة النموذج المقدر للبيانات.



شكل (٤) دالة الارتباط الذاتي المستعرض بين بواقي النموذج المقدر
وبواقي نموذج السلاسل الزمنية ذو المتغير الواحد للمتغير z_t

بناء النموذج فى ظل وجود المتغير X_t (متوسط سعر الكيلو وات/ ساعة فى الشهر) فى النموذج، يلزم ذلك أولا بناء نموذج ARIMA للمتغير X_t.

وبنفس خطوات بناء نموذج ARIMA للكمية المستهلكة من الكهرباء، يمكن بناء النموذج الخاص بمتوسط السعر، ولكن نكتفى هنا بعرض النتائج الخاصة ببناء نموذج ARIMA الخاص بمتوسط السعر الشهرى للكيلو وات من الكهرباء X_t .

وكانت النماذج المقترحة وتقديراتها كما يلى:

1 - ARIMA $(0,1,0)\ (0,1,1)_{12}$
2- ARIMA $(1,1,0)\ (0,1,1)_{12}$
3- ARIMA $(1,1,1)\ (0,1,1)_{12}$
4- ARIMA $(2,1,1)\ (0,1,1)_{12}$

جدول (٥)

تقدير معلمات النماذج المقترحة

Models		ϕ_1	ϕ_2	θ_1	Θ_{12}	δ	AIC/SBC
(1)	β				.84		(390.16)(392.64)
	T-Ratio				3.83*		
(2)	β	.08			.84	.02	(393.06)(400.53)
	T-Ratio	.085			3.79*	.29	
(3)	β	-.73		-.91	.86		(388.60)(396.07)
	T-Ratio	-5.52*		-9.69*	3.42*		
(4)	β	.85	-.28	.90	.81		(380.60)(390.56)
	T-Ratio	7.56*	-2.73	11.12*	4.08*		

* Significant statistic at level 5%

نلاحظ ان كل معلمات النموذجين(3) و(4) معنوية وتحقق شروط السكون والانعكاس، وطبقا لمعيارى AIC, SBC يفضل النموذج (4) لان له اقل قيمة لكلا المعياريين. ويعرض شكل (٥) دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج (4) ونجد أن البواقى تقع داخل فترة الثقة أى إنها تغيرات عشوائية بحتة، مما يدل على ملائمة النموذج للبيانات.

يمكن كتابة النموذج على الصورة:

$$(1- 0.85\beta + 0.28\beta^2)(1-\beta)(1-\beta^{12})\, x_t = (1 - 0.90\beta)(1- 0.81\beta^{12})\, \alpha_{2t} \qquad (8)$$

ثم يتم إحلال y_t بدلاً من x_t فى النموذج (5) وتقدير الخطأ η_{2t}

$$(1- 0.85\beta + 0.28\beta^2)(1-\beta)(1-\beta^{12})\, y_t = (1 - 0.90\beta)(1- 0.81\beta^{12})\, \eta_{2t}$$

Autocorrelations: ERR_18 Error for X2 from ARIMA, MOD_26 NOCON

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.003	.104	. * .	.001	.973
2	-.117	.104	. **I .	1.278	.528
3	.066	.103	. I* .	1.691	.639
4	.034	.102	. I* .	1.801	.772
5	-.019	.102	. * .	1.837	.871
6	-.199	.101	****I .	5.688	.459
7	-.108	.101	. **I .	6.850	.445
8	.002	.100	. * .	6.851	.553
9	.166	.099	. I***.	9.624	.382
10	.074	.099	. I* .	10.188	.424
11	.039	.098	. I* .	10.349	.499
12	-.045	.098	. *I .	10.563	.567
13	.066	.097	. I* .	11.030	.608
14	-.039	.096	. *I .	11.194	.671
15	-.027	.096	. *I .	11.271	.733
16	-.126	.095	.***I .	13.039	.670
17	-.058	.094	. *I .	13.416	.708
18	.096	.094	. I** .	14.462	.699
19	-.098	.093	. **I .	15.562	.686
20	.049	.092	. I* .	15.845	.726
21	.106	.092	. I** .	17.181	.700
22	.043	.091	. I* .	17.404	.741
23	-.037	.090	. *I .	17.573	.780
24	-.167	.090	.***I .	21.032	.637

شكل (٥)

دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج ARIMA $(2,1,1)\ (0,1,1)_{12}$

ويعرض شكل(٦) دالة الارتباط المستعرض بين α_{2t} بواقى نموذج ARIMA لمتوسط السعر الشهرى للكيلو وات /ساعة (x_t) وبين η_{2t} بواقى نموذج ARIMA للكمية المستهلكة من الكهرباء (y_t)، ومن خلال الشكل نجد أن أول معامل ارتباط معنوي يكون عند (k=0) ولا يوجد أى نمط من أنماط الانحدار الذاتى(AR(p)، مما نستنتج أن(b=0،r=0،s=0)، ومن ثم يمكن تقدير النموذج MARIMA(0, 0, 0)

الذى يمكن كتابته على الصورة:

$$Y_t = \omega_0 X_t + \frac{e_t}{1-\beta}$$

$$(1-\beta)Y_t = -14.47(1-\beta)X_t + e_t \qquad (9)$$

$$(t=-2.72)$$

وكانت قيمة $\overline{R}^2 = .83$ و D.W= 2.97 ونلاحظ ارتفاع قيمة معامل التحديد المعدل ووقوع قيمة D.W فى منطقة لا قرار بالنسبة لوجود ارتباط ذاتى بين بواقى النموذج.

وبدراسة الشكل(٦) حيث يعرض دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج نجد إنها لا تمثل تغيرات عشوائية بحتة، (أى يجب تعديل النموذج) وبإجراء التعديل المستمر للنموذج وجد أن النموذج(0, 0, 0)MARIMA فى ظل نموذج (0, 0, 1) (0, 1, 1)ARIMA ملائم للبيانات، ويكتب على الصورة (0, 0, 1) (0, 1, 1)ARIMA (0, 0, 0)MARIMA وكانت تقديراته كما يلى:

جدول(٥)

تقدير معلمات النموذج (0, 0, 1) (0, 1, 1)ARIMA (0, 0, 0)MARIMA

		θ_1	Θ_{12}	x_t	AIC/SBC	$\overline{R}^2$
	B	.69	-.40	-13.13	(1173.71)(1181.58)	0.90
	T-Ratio	9.7*	-3.7*	-3.58*		

وكانت قيمة D.W= 2.09 مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتى بين بواقى النموذج.

ويكون النموذج المقدر:

$$(1-\beta)Y_t = -13.13\,(1-\beta)X_t + (1-0.69\beta)(1+0.40\beta^{12})e_t \qquad (10)$$

وبدراسة الشكل(٧) حيث يعرض دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج نجد إنها تمثل تغيرات عشوائية بحتة، وهذا ما يؤكده الإحصائي Q حيث أن Q(12)= 12.83 و Sig = .382 وكذلك Q(12)= 25.852 و Sig = .361، مما يدل على ملائمة النموذج المقدر للبيانات محل الدراسة.

Cross Correlations: ERR_12 Error for Y2 from ARIMA, MOD_28 NOCON
ERR_18 Error for X2 from ARIMA, MOD_26 NOCON

Lag	Cross Cotr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
-24	.239	.124	. I***** . . . . .
-23	-.101	.123	. **I . . . . .
-22	-.003	.122	. * . . . . .
-21	.010	.121	. * . . . . .
-20	-.069	.120	. *I . . . . .
-19	-.030	.120	. *I . . . . .
-18	-.088	.119	. **I . . . . .
-17	.062	.118	. I* . . . . .
-16	.055	.117	. I* . . . . .
-15	-.060	.116	. *I . . . . .
-14	.321	.115	. I****.* . . . .
-13	-.026	.115	. *I . . . . .
-12	-.198	.114	.****I . . . . .
-11	.207	.113	. I****. . . . .
-10	-.233	.113	*****I . . . . .
-9	-.248	.112	*.***I . . . . .
-8	-.043	.111	. *I . . . . .
-7	.057	.110	. I* . . . . .
-6	.063	.110	. I* . . . . .
-5	.110	.109	. I** . . . . .
-4	.376	.108	. I***.**** . . . .
-3	.172	.108	. I***. . . . .
-2	.001	.107	. * . . . . .
-1	-.123	.107	. **I . . . . .
0	-.237	.106	*.***I . . . . .
1	-.148	.107	.***I . . . . .
2	-.160	.107	.***I . . . . .
3	-.076	.108	. **I . . . . .
4	-.026	.108	. *I . . . . .
5	.105	.109	. I** . . . . .
6	.189	.110	. I**** . . . . .
7	.168	.110	. I***. . . . .
8	.004	.111	. * . . . . .
9	-.145	.112	.***I . . . . .
10	-.035	.113	. *I . . . . .
11	-.033	.113	. *I . . . . .
12	.038	.114	. I* . . . . .
13	-.148	.115	. ***I . . . . .
14	-.005	.115	. * . . . . .
15	.013	.116	. * . . . . .
16	.247	.117	. I***** . . . .
17	-.026	.118	. *I . . . . .
18	-.122	.119	. **I . . . . .
19	.134	.120	. I*** . . . . .
20	-.019	.120	. * . . . . .
21	-.117	.121	. **I . . . . .
22	-.069	.122	. *I . . . . .
23	.029	.123	. I* . . . . .
24	.020	.124	. * . . . . .

شكل(٦) دالة الارتباط الذاتي المستعرض بين بواقي النموذج المقدر (η_{2t})

وبواقي نموذج السلاسل الزمنية ذو المتغير الواحد للمتغير x_t (α_{2t})

Autocorrelations: ERR_16 Error for Y2 from ARIMA, MOD_37 NOCON

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.120	.098	. **I .	1.497	.221
2	-.070	.098	. *I .	2.008	.366
3	.056	.097	. I* .	2.342	.505
4	-.109	.097	. **I .	3.623	.459
5	-.140	.096	.***I .	5.744	.332
6	-.022	.096	. * .	5.795	.447
7	.124	.095	. I** .	7.501	.379
8	.022	.095	. * .	7.555	.478
9	-.078	.094	. **I .	8.234	.511
10	.199	.094	. I****	12.782	.236
11	.016	.093	. * .	12.814	.306
12	-.012	.092	. * .	12.830	.382
13	.064	.092	. I* .	13.314	.424
14	.023	.091	. * .	13.375	.497
15	-.190	.091	****I .	17.728	.277
16	.102	.090	. I** .	18.995	.269
17	.035	.090	. I* .	19.149	.320
18	.115	.089	. I** .	20.806	.289
19	-.067	.089	. *I .	21.375	.316
20	.022	.088	. * .	21.437	.372
21	-.061	.088	. *I .	21.925	.404
22	-.130	.087	***I .	24.152	.339
23	.073	.087	. I* .	24.854	.358
24	.086	.086	. I**.	25.852	.361

شكل (٧)

دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج ARIMA(0, 1, 1) (0, 0, 1) MARIMA(0, 0, 0)

بناء النموذج النهائى:

تم تقدير معلمات النموذج الذى يحتوى على المتغيرين X_t , Z_t على أساس المعلومات السابق معرفتها من النموذجين السابقين (نموذج z_{t-1} ونموذج x_t كلا على حده) وكانت نتائج التقدير كمايلى:

$$(1-\beta)Y_t = 0.00023(1-\beta)Z_{t-1} - 16.78(1-\beta)X_t + e_t \qquad (11)$$
$$(t=29.06) \qquad (t=-5.59)$$

وكانت قيمة $\bar{R}^2 = .92$ و نلاحظ ارتفاع قيمة معامل التحديد المعدل، وبدراسة الشكل (٨) حيث يعرض دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج نجد إنها لا تمثل تغيرات عشوائية بحتة، (أى يجب تعديل النموذج) وبإجراء التعديل المستمر للنموذج وجد أن النموذج الملائم هو نموذج MARIMA فى ظل نموذج ARIMA(0, 1, 1) (1, 0, 0) حيث يعرض شكل (٩) دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج نجد إنها لا تمثل تغيرات عشوائية بحتة، وكانت تقديراته موضحة فى جدول (٦).

Autocorrelations: ERR_18 Error for Y2 from ARIMA, MOD_2 NOCON

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.060	.099	. *I .	.367	.544
2	-.008	.098	. * .	.374	.829
3	-.059	.098	. *I .	.735	.865
4	-.049	.097	. *I .	.989	.912
5	-.085	.097	. **I .	1.769	.880
6	-.018	.096	. * .	1.807	.937
7	.039	.095	. I* .	1.970	.961
8	-.036	.095	. *I .	2.105	.978
9	-.129	.094	.***I .	3.959	.914
10	.059	.094	. I* .	4.360	.930
11	-.025	.093	. * .	4.429	.956
12	.238	.093	. I***.*	10.967	.532
13	.014	.092	. * .	10.991	.612
14	-.062	.092	. *I .	11.446	.651
15	-.234	.091	*.***I .	18.009	.262
16	.060	.091	. I* .	18.449	.298
17	-.080	.090	. **I .	19.227	.316
18	.122	.090	. I** .	21.079	.275
19	-.109	.089	. **I .	22.565	.257
20	-.021	.089	. * .	22.621	.308
21	-.049	.088	. *I .	22.936	.347
22	-.100	.087	.**I .	24.231	.335
23	.064	.087	. I* .	24.774	.362
24	.142	.086	. I***	27.465	.283

شكل (٨)

دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج

جدول (٦)

تقدير معلمات النموذج MARIMA

		θ_1	Φ_{12}	Z_{t-1}	X_t	AIC/SBC
	B	.97	.33	.000229	-13.46	(1138.34)(1148.7)
	T-Ratio	13.54*	3.18*	19.2*	-4.54*	

وكانت قيمة $\overline{R}^2 = 0.924$ و D.W= 2.1 مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتى.

ويمكن كتابة النموذج المقدر على الصورة:

$$(1-0.33\beta^{12})(1-\beta)Y_t = 0.000229(1-\beta)Z_{t-1} - 13.46(1-\beta)X_t + (1-0.97\beta)e_t \quad (12)$$

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.067	.099	. *I .	.467	.494
2	-.016	.098	. * .	.494	.781
3	.034	.098	. I* .	.612	.894
4	-.099	.097	. **I .	1.653	.799
5	-.105	.097	. **I .	2.832	.726
6	-.079	.096	. **I .	3.504	.743
7	.097	.095	. I** .	4.536	.716
8	-.025	.095	. * .	4.603	.799
9	-.092	.094	. **I .	5.561	.783
10	.150	.094	. I***.	8.116	.617
11	-.007	.093	. * .	8.123	.702
12	-.010	.093	. * .	8.134	.775
13	.008	.092	. * .	8.142	.834
14	-.009	.092	. * .	8.151	.881
15	-.224	.091	****I .	14.186	.511
16	.056	.091	. I* .	14.561	.557
17	-.045	.090	. *I .	14.815	.609
18	.096	.090	. I** .	15.951	.596
19	-.100	.089	. **I .	17.200	.576
20	.003	.089	. * .	17.201	.640
21	-.035	.088	. *I .	17.358	.689
22	-.102	.087	.**I .	18.725	.662
23	.085	.087	. I**.	19.672	.662
24	.041	.086	. I* .	19.899	.702

شكل (٩)

دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج النهائى

التنبؤ Forecasting

بعد تقدير معالم نموذج MARIMA والتأكد من ملائمته للبيانات يتم استخدام النمـــوذج في التنبؤ بالكمية المستهلكة من الكهرباء، حيث يمكن عرض نموذج دالة التحويل على الصورة:

$$(1-0.33\beta^{12})(1-\beta)y_t = 0.000229(1-\beta)z_{t-1} - 13.46(1-\beta)x_t + (1-0.97\beta)e_t$$

$$y_t - y_{t-1} - 0.33(y_{t-12} - y_{t-13}) = .000229(z_{t-1} - z_{t-2}) - 13.46(x_t - x_{t-1}) + e_t - 0.97e_{t-1}$$

$$y_t = y_{t-1} + 0.33(y_{t-12} - y_{t-13}) + .000229(z_{t-1} - z_{t-2}) - 13.46(x_t - x_{t-1}) + e_t - 0.97e_{t-1}$$

وباستخدام البيانات المتاحة فى الفترة الزمنية n يمكننا حساب متوسط التنبؤ $E(y_{n+h})$ ، حيث تشير n إلى الفترة الزمنية الحالية التى يتم حساب التنبؤ عندها، أما h فتشير إلـــى أفـــق التنبؤ.

$$y_{t+1} = y_t + 0.33(y_{t-11} - y_{t-12}) + .000229(z_t - z_{t-1}) - 13.46(x_{t+1} - x_t) + e_{t+1} - 0.97e_t$$

وباستبدال الأخطاء اللاحقة e_{n+j} , $j \le h$ بقيمتها المتوقعة وحيـــث أنـــها تغـــيرات عشوائية بحتة فإن توقعها = الصفر، وبإستمرار التعويض عن القيم المشـــاهدة والمتوقعـــة فـــى العلاقة (8) يمكن حساب متوسط التنبؤ $E(y_{n+h})$.

$$y_{103} = y_{102} + 0.33(y_{91} - y_{90}) + .000229(z_{102} - z_{101}) - 13.46(x_{103} - x_{102}) - 0.97e_{102}$$

وبذلك يمكن استمرار التعويض فى النموذج السابق للحصول على القيم المستقبلية للكمية المستهلكة من الكهرباء، نلاحظ من الجدول (٧) الذى يعرض القيم الفعلية و القيم المقدرة باستخدام نموذج MARIMA قرب القيم المقدرة من القيم الفعلية وهذا ما يؤكده الشكل (١٠) حيث يعرض القيم الفعلية و القيم المقدرة فى فترة التقدير وفترة التنبؤ، وهذا بالتبعية يؤكد ملائمة النموذج للبيانات.

وبإجراء اختبار χ^2 لاختبار عدم وجود فرق معنوى بين القيم المقدرة والفعلية، وجد أن قيمة χ^2 المحسوبة تساوى (5.08) وعند درجات حرية 5 ومستوى معنوية 5% وجد أن القيمة الجدولية تساوى (11.07)، وبذلك تكون القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية مما يؤيد عدم وجود فرق معنوى بين القيم المقدرة والفعلية، مما يؤكد ملائمة النموذج للتنبؤ بالكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل.

جدول (٧)

القيم التنبؤية والقيم الفعلية للكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل

		Forecast values	Future observed values
2000	JAN	2119.65	2150.21
	FEB	2172.89	2128.54
	MAR	1555.25	1623.76
	APR	1839.30	1860.12
	MAY	1544.71	1527.55
	JUN	1527.99	1553.16

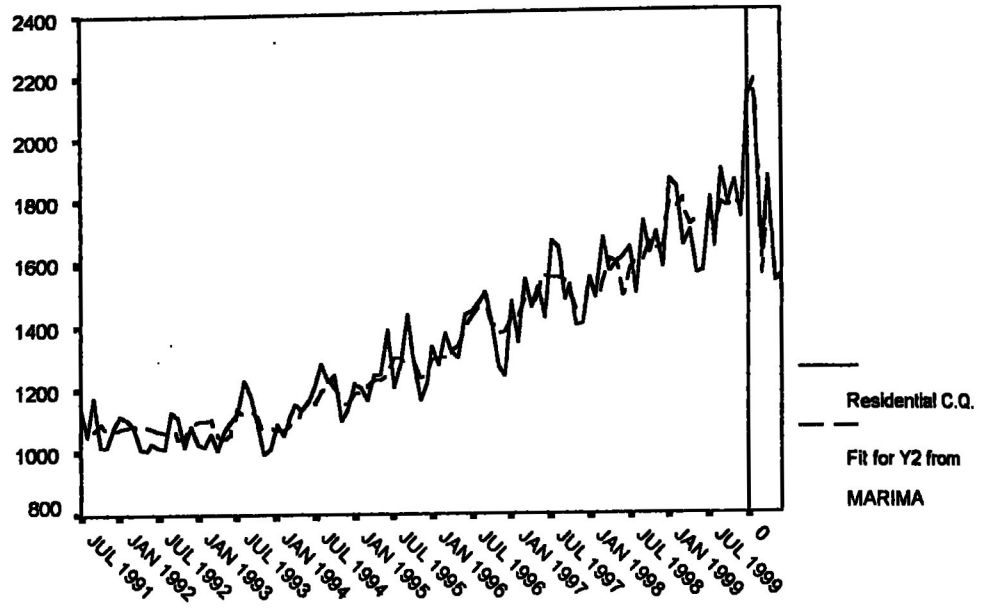
الميزة الإضافية لنموذج MARIMA

لتحديد الميزة الإضافية لنموذج MARIMA عن نموذج ARIMA فى تفسير المتغيرات التفسيرية للتغيرات التى تحدث فى المتغير التابع، تم استخدام معيار $\overline{R}^2$

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{RSE^2(MARIMA)}{RSE^2(ARIMA)}$$

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{(69.019)^2}{(129.722)^2} = 0.716$$

أى أن نموذج MARIMA فسر 71.9% من التغيرات غير المفسرة زيادة عن نموذج ARIMA



شكل (١٠)

القيم التنبؤية والقيم الفعلية للكمية المستهلكة من الكهرباء فى قطاع المنازل

النتائج والتوصيات:

أوضحت النتائج الإحصائية أن أهم المتغيرات التفسيرية المؤثرة فى الكمية المستهلكة من الكهرباء هما عدد المشتركين الشهرى z_t ومتوسط سعر الكيلو وات/ ساعة فى الشهر x_t، وكان نموذج MARIMA الملائم للبيانات ــ باستخدام بيانات سلسلة زمنية من شهر يوليو ١٩٩١ إلى شهر ديسمبر ١٩٩٩ للكمية المستهلكة من الكهرباء ــ هو:

$$(1-0.33\beta^{12})(1-\beta)y_t = 0.000229(1-\beta)z_{t-1} - 13.46(1-\beta)x_t + (1-0.97\beta)e_t$$

وقيمة $\overline{R}^2 = 0.924$

اعتمد البحث على بيانات سلسلة زمنية ولكن مما لاشك فيه إجراء دراسات أخرى بأخذ عينة من الأسر يمكن أن يفيد فى إضافة بعض المتغيرات الأخرى التى تؤثر فى الكمية المستهلكة من الكهرباء مثل درجة تعلم رب الأسرة، عمر رب الأسرة، الدخل الشهرى لرب الأسرة ، عدد الغرف فى المنزل، ... وغير ذلك من المتغيرات، مما يفيد فى عملية وضع

القرارات المستقبلية التى من شأنها ترشيد استهلاك الكهرباء.كذلك الاهتمام بسعر الكيلووات /ساعة عند وضع الخطط المستقبلية حيث توجد علاقة عكسية بين السعر والكمية المستهلكة.

كما نوصى بنشر الوعى الاستهلاكى عن طريق توعية المواطنين بأهمية الكهرباء كدعامة للتنمية الاقتصادية والاجتماعية عن طريق مساهمة أجهزة الإعلام فى شرح أبعاد هذه المشكلة والنتائج المترتبة على قصور مصادر الطاقة فى تلبية الاحتياجات المستقبلية.

ملحق رقم (١)

معيار المعلومات الأكايكى ومعيار بيز لشوارتز

معيار المعلومات الأكايكى **Akaike information Criterion (AIC)**

ومعيار بيز لشوارتز **Schwartz bayesian Criterion (SBC)**

والصيغة المستخدمة في حسابهما:

$$AIC = n\ LN\ (\text{Residual Sum of Squares}) + 2k$$

$$SBC = n\ LN\ (\text{Residual Sum of Squares}) + k\ LN\ (n)$$

حيث: k : عدد المعلمات المقدرة فى النموذج، n : عدد المشاهدات المتاحة

وللمقارنة بين نموذجين فإننا نفضل النموذج ذو القيم الأقل لكلا المعيارين، وعند استخدام هذان المعياران للمقارنة بن النماذج البديلة فيجب تقديرهما على نفس فترة العينة (أي يجب أن تكون n ثابتة)، وكما هو معروف فإن زيادة عدد حدود الانحدار يؤدي إلي زيادة قيمة (k) ولكن في نفس الوقت يؤدي إلي انخفاض قيمة SSR، وبالتالي فإذا كانت حدود الانحدار ليس لها قوة تفسيرية فإن إضافتها للنموذج تؤدي إلي زيادة (k) فقط وبالتالي زيادة قيمة كلا من المعيارين السابقين AIC ، SBC.

حيث أن Ln (n) تكون في الغالب أكبر من (2) فان معيار SBC دائما يختار نموذج أقل في عدد المعلمات More parsimonious من المعيار AIC.

ملحق رقم (٢)

تنقية البيانات Pewhitening the data

حتى نتمكن من الحصول على معلومات مفيدة فى التعرف على نموذج دالـــة التحويـل باستخدام معاملات الارتباط المستعرض، فإنه من المفضل تنقية البيانات قبل حســاب معــاملات الارتباط المستعرض. للتخلص من الارتباط داخل كل سلسلة، والحصول على درجات كثـــيرات الحدود بطريقة أكثر سهولة مما يحدث عند استخدام البيانات الأصليـــة. وتتمثـل عمليـــة تنقيـــة البيانات كما عرضها Stephen (1998), Mills(1990) فى الخطوات التالية:

١ـ الحصول على نموذج ARIMA الملائم لسلسلة المتغير المستقل x_t

$$\phi_x(\beta)\nabla^d X_t = \delta + \theta_x(\beta)\alpha_t$$

ومن ثم يمكن معرفة سلسلة البواقى α_t.

٢ـ الحصول على نموذج ARIMA الملائم لسلسلة المتغير التابع y_t باستخدام نفس المرشح

$$\phi_x(\beta)\nabla^d Y_t = \delta + \theta_x(\beta)\eta_t$$

ومن ثم يمكن معرفة سلسلة البواقى η_t .

٣ـ حساب دالة الارتباط المستعرض بين α_t , η_t، حيث تلعب دالة الارتباط المســـتعرض دور مهم فى التعرف على دالة التحويل بين x_t, y_t .

المراجع:

أولا: المراجع العربية:

١ـ د. عبد المرضى حامد عزام، تعريب لكتاب" السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس جنكنيز" دار المريخ ـ السعودية ـ١٩٩٢.

٢ـ د.عبد القادر محمد عبد القادر، "طرق قياس العلاقات الاقتصادية" دار الجامعات المصرية ـ الإسكندرية ـ ١٩٩٠.

٣ـ د. محمد عبد السميع عنانى، " مبادئ الاقتصاد القياسى النظرى والتطبيقى" الزقازيق ـ ١٩٩٣.

ثانيا: المراجع الأجنبية:

1-BOX,G.E.P.& JENKINS,G.M.(1976).Time Series Analysis, Forecasting and Control 2nd edition. San Francisco Holden -Day.

2-BRUBACHER,S.R. & WILSON,G.T. (1976). Interpolating Time Series With Application to The Estimation of Holiday Effects of Electricity Demand Appl. Statist.,25,2,107 –116.

3-ENANY, M.A.S.A. (1989). Forecasting Consumption Using Regression and Time Series Analysis: An Application with Extension.14th INT. Conf. for Stat., Comp. & Demo. Res., Cairo 25-30 March.

4-ENDERS, W. (1995). Applied Econometric Time Series New York John Wiley & Sons, Inc.

5-ENDERS,W. (1996). Rats Hand Book for Econometric Time Series New York John Wiley & Sons. Inc.

6-MARC,N. ,DAVID,M.& JOSE,L. (1995). Analysis of Economic Time Series Academic Press. Inc.

7-MERS,R.H. (1990). Classical and Modern Regression With Applications Paws -Kent Co.

8- MERVAT,M. & MOSTAFA, y. (1999). Forecasting Electricity Consumption in the Residential Sector in Egypt. Journal for Commercial Studies. Zagazig University, vol. 21.

9-MILLS,T.C. (1992). Time Series Techniques for Economists Cambridge University Press.

10-PANKRATZ,A. (1983) Forecasting With Univariate Box- Jenkins. Models John Wiley & Sons.

11-POLE, A. WEST .M.&JEFFHARRISON,J. (1994). Applied Bayesian Forecasting and Time Series Analysis Chapman & Hall.

12-ROBERT,S.P.& DANIEL,L.R. (1991). Econometric Models and Economic Forecasts. International Edition. McGraw- Hill, Inc.

13-STEPHEN.A.DELURGIO (1998). Forecasting Principles and Applications. First Edition. McGraw- Hill, Inc.