استخدام أساليب السلاسل الزمنية لمعالجة الاختلافات الموسمية في الرقم القياسي لسعر المستهلك

أ. م. د. عبد اللطيف حسن شومان   الباحث/ هيثم حسون ماجد

المستخلص

كما هو معروف أن الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) هو احد اهم الأرقام القياسية المستخدمة لما له من مساس مباشر برفاهية الفرد والمستوى ألمعاشي له ، ومن اجل الاهتمام بحساب هذا الرقم والتعرف على المشاكل التي تعترضه فقد تم التطرق الى مشكلة وجود السلع الموسمية التامة عند حساب هذا الرقم والتعرف على بعض الحلول الممكنة في التعامل مع هذه المشكلة، اذ استخدمت البيانات الحقيقية لمجموعة من السلع (المتضمنة سلع موسمية تامة) في حساب الرقم القياسي للسعر وباستخدام طريقة (السلة السنوية مع استخدام الاسعار السابقة في التعويض عن الاسعار المفقودة) وبالرغم من ان هذه الطريقة اعطت تعاملا ناجحاً مع مشكلة السلع الموسمية التامة الا ان اثر الموسمي يبقى مرافقاً لسلسلة الارقام القياسية الناتجة عنها.

ومن اجل ان يكون الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) ملائماً لقياس التضخم واجراء المقارنات الشهرية والربع سنوية فلابد من الاهتمام بسلسلة الارقام القياسية لسعر المستهلك والتأكد من خلوها من التأثيرات الموسمية وهذا يتطلب اعتماد الاساليب الاحصائية المتقدمة، ومن اهم هذه الاساليب هي طرائق تحليل السلاسل الزمنية والتي تأخذ بنظر الاعتبار دراسة التغيرات الموسمية وعليه تم استخدام طريقة Box-Jenkins في بناء الأنموذج الخاص بالسلسلة الزمنية للارقام القياسية وكذلك اختبار هذا الانموذج باستخدام اختبار Ljung &Box كما تم اعتماد اساليب السلاسل الزمنية في التوصل الى سلسلة زمنية معدلة موسميا وتم اعتماد النموذج arima(0,1,1)(0,1,1) لتمثيل السلسلة الزمنية .

مجلة العلوم
الاقتصادية والإدارية
المجلد ١٩
العدد 74
الصفحات ٣٦٠- ٣٨٠

البحث مستل من رسالة ماجستير

١-١- المقدمة

يعد الرقم القياسي لسعر المستهلك (*Consumer Price index*) من الأرقام القياسية المهمة لما له من مساس مباشر برفاهية الفرد ومستواه ألمعاشي ،وان هذا الرقم له أهمية كبيرة في قياس التضخم الحاصل في الاقتصاد الوطني ويمكن أن يستخدم أيضا كمخفض للوصول إلى الأسعار الثابتة لبعض المؤشرات الاقتصادية المهمة. ولأهمية هذا الرقم ينبغي التعرف على الطرق المثلى في حسابه وسبل التعامل مع المشاكل التي لها تأثير كبير في حسابه ، ولعل من ابرز المشاكل التي تعترض حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك (*CPI*)هي مشكلة وجود السلع الموسمية عند حساب الرقم وخاصة عندما يكون لهذه السلع وزناً معنويا في إنفاق الأسر، والسلع الموسمية نوعان :

١- سلع موسمية ضعيفة او غير تامة (*Weakly Seasonal Commodity*):
وهي السلع التي تكون موجودة في جميع أوقات السنة إلا أن أسعارها وكمياتها تخضع لتقلبات منتظمة مرافقة لمواسم السنة.

٢- سلع موسمية تامة (قوية) (*Strongly Seasonal Commodity*):
وهي السلع التي تكون موجودة في فترات معينة من السنة دون أخرى.

بصورة عامة يمكن إرجاع هذه الاختلافات الموسمية إلى التغيرات أو التقاليد والمناسبات الدينية والاجتماعية ، وان وجود هذه السلع يشكل مشكلة كبيرة في إحصاءات الأسعار بشكل عام وفي حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بشكل خاص فالأرقام القياسية المحسوبة بالطرق الاعتيادية إما أن تكون متأثرة موسميا(في حالة السلع الموسمية الضعيفة) أو أنها غير منطقية (بوجود السلع الموسمية التامة) .ربما يكون احد الحلول هو استبعاد السلع الموسمية عند حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك إلا ان هذه السلع غالبا ما يكون لها وزناً معنوياً في إنفاق الأسر لذا لابد من البحث عن طرق أخرى يمكن حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بها وبوجود هذه السلع الموسمية.

يمكن حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك(*CPI*) بالطرق الاعتيادية عند وجود السلع الموسمية الغير تامة (الضعيفة) (*Weakly seasonal commodity*) ومن ثم إجراء التعديل الموسمي اللازم للحصول على السلسلة الزمنية المعدلة موسميا المهمة في حساب التضخم أو المقارنات الشهرية أو الربع سنوية ولكن في حالة وجود السلع الموسمية التامة فان حساب الرقم القياسي بالطرق التقليدية يكون غير منطقي لذا لابد من اللجوء إلى طرق أخرى يمكن حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بها.

توجد هناك مجموعة من الطرق يمكن حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بها بوجود السلع الموسمية التامة إلا إن الأرقام القياسية الناتجة من هذه الطرق غالبا ما تكون متأثرة موسميا لذا لابد من التأكد من خلوها من الأثر الموسمي قبل استخدامها في قياس التضخم أو معرفة حركة الاسعار او في إجراء المقارنات اللازمة.

١- ٢- هدف البحث:

يهدف البحث لوضع بعض الحلول المناسبة لمشكلة وجود السلع الموسمية التامة عند حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك عن طريق حساب الرقم القياسي للسعر لمجموعة من السلع (ضمنها سلع موسمية تامة) وباستخدام طريقة (السلة السنوية مع استخدام الاسعار السابقة في التعويض عن الأسعار المفقودة) ومن ثم استخدام طريقة بوكس -جينكنز في تحليل سلسلة الأرقام القياسية الناتجة وإيجاد نموذج *ARIMA* الملائم لها ومن ثم إيجاد السلسلة المعدلة موسميا بعد مد السلسلة الزمنية الأصلية بالقيم المتكهن بها باستخدام نموذج*ARIMA* .

٢-١- الرقم القياسي لسعر المستهلك (*Consumer Price Index*)[٤،٥]

يعرف الرقم القياسي لسعر المستهلك(CPI) بأنه الرقم القياسي الذي يقيس معدل التغيرات الشهرية أو الربع سنوية أو السنوية في أسعار السلع والخدمات التي تستهلكها الأسر. ويعد الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) من المقاييس المهمة فهو يقيس التغيرات في أسعار السلع والخدمات التي تحتاجها الأسر لإشباع حاجاتها وكذلك يقيس معدل التضخم الحاصل أو التغيرات في مستويات تكاليف المعيشة وقياس التغيرات في العديد من الظواهر الاقتصادية والتجارية والصناعية للدولة. ويستخدم الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) كدليل يستند عليه في تعويض أصحاب المرتبات عن التضخم الحاصل في المستوى العام للأسعار بما يعرف بالتقييس (Indexation) وكذلك يستخدم في تقييس الرواتب التقاعدية والضمان الاجتماعي فضلا عن استعمالات أخرى متعددة.

٢-٢- حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك (*CPI*)[٤،٥] تستخدم العديد من الصيغ لحساب الارقام القياسية للاسعار ومنها الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) تعتمد على نوع الأوزان المستخدمة في الترجيح ومن هذه الصيغ : الرقم القياسي للسعر لوي (*Lowe price index*): يعتبر الرقم القياسي للسعر لوي (P_{LO}) من الارقام القياسية المهمة والشائعة الاستعمال في حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك لمرونتة في الحساب والصيغة العامة لهذا الرقم هي : $P_{LO} = \frac{\sum_i^n p_i^t q_i^b}{\sum_i^n p_i^{'} q_i^b}$ ......(٢.١) حيث ان :

$p_i^{'}$: سعر السلعة (i) في فترة الأساس. p_i^t : سعر السلعة (i) في فترة المقارنة. q_i^b : تمثل كميات ترجيحية، ولمرونة الرقم القياسي للسعر لوي فهي ممكن ان تمثل اما : فترة الأساس اي ان b=0 وهنا نحصل على الرقم لاسبير .

١- فترة المقارنة أي ان b=t وهنا نحصل على الرقم باش.
٢- المعدل الحسابي لكلا الفترتين نحصل على صيغة مارشال-ايدجورت.
٣- ويمكن ان تمثل q_i^b أيضا كميات فترة تسبق فترة الاساس للسعر $p_i^{'}$ ، فعلى سبيل المثال ممكن ان ناخذ أسعار السلع لشهر كانون الاول في سنة ١٩٧٠ كأسعار فترة أساس و الترجيح بكميات شهر كانون الثاني من نفس السنة.

يطلق على متجه الكميات بوزن فترة المصدر في حين يعرف متجه أسعار الأساس بسعر فترة المصدر.

وفي الواقع العملي فان متجه الكميات هذا يمثل كميات سنوية، فغالبا ما يفضل استخدام كميات سنوية في حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) خاصة عندما يكون هناك سلع او خدمات موسمية لان استخدام كميات شهر من أشهر السنة قد لا يمثل تمثيلا حقيقيا للمعاملات السنوية ، فضلا عن أن أوزان الإنفاق الشهري للأسر غالبا ما تجمع من عينات صغيرة نسبيا وبذلك فان هذه الأوزان سوف تتضمن مقدار كبير من خطا المعاينة.

٢-٣- الأرقام القياسية للسلة السنوية باستخدام الاسعار السابقة في التعويض عن الأسعار المفقودة(٥،٤)
Annual Basket With Carry Forward Prices

في عام ٢٠٠٣ قدم ايرون ديورت (Erwin Diewert) مجموعة من الطرق للتعامل مع مشكلة السلع الموسمية التامة في حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك وكان احد الطرق المفضلة في حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك هي طريقة ***Annual Basket With Carry Forward Prices*** حيث اوضح امكانية حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بوجود السلع الموسمية التامة وبالمقارنات الشهرية الاعتيادية عن طريق استخدام الأسعار السابقة في التعويض عن الأسعار المفقودة ومن ثم حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بالمقارنات الشهرية الاعتيادية الا ان الاثر الموسمي غالبا ما يبقى ملازما لسلسلة الارقام القياسية المحسوبة بهذه الطريقة لذا لابد من استخدام أساليب السلاسل الزمنية لفحص السلسلة الزمنية الناتجة للتأكد من خلوها من الأثر الموسمي وإجراء التعديل الموسمي اللازم ، كما ان هذه الطريقة تستخدم كميات سنوية في الترجيح بدلا من الاوزان لاسباب تم التطرق اليها في البند السابق.

٢-٤- النماذج العشوائية للسلاسل الزمنية الموسمية (٣،٧) *Stochastic Models for seasonal time series*

ان أكثر السلاسل الزمنية الاقتصادية تحتوي على مركبة الموسمية التي تظهر في السلسلة بشكل تغيرات منتظمة تعاد كل S من الفترات الزمنية ، حيث ان S هي عدد الفترات الزمنية التي يعاد بعدها هذا النوع من التغيرات ، ويطلق على هذه التغيرات بالتغيرات الموسمية (Seasonal Variations) . ويمكن التعرف على هذا النوع من السلاسل الزمنية عن طريق دالة الارتباط الذاتي فاذا كانت قيمها عند الازاحات الموسمية (Seasonal Lags) (الازاحة الثانية عشر في البيانات الشهرية والرابعة في البيانات الربع سنوية) تختلف معنويا عن الصفر، او عند رسم دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية نجد ان هناك قمة تظهر عند الازاحة الموسمية واحيانا في دالة الارتباط الذاتي الجزئي ايضا ٠ومثل هذه السلاسل لايمكن ان تمثل بنماذج ARIMA الاعتيادية لان الرتبة العالية (١٢ اواكثر) لأنموذج الانحدار الذاتي او/و أنموذج الاوساط المتحركة يجب ان تقدر من اجل ان تؤخذ الارتباطات الذاتية الخاصة بالموسمية في الحساب ، والحل كان بتعميم نماذج ARIMA لتصبح نماذج ARIMA الموسمية (SARIMA) وذلك بتضمين الفرق الموسمي المتمثل بعامل الفروق الخلفية الموسمي(Seasonal Backward difference operation) $(1-B^S)^D$ حيث ان:

$(1-B^s)=Y_t-Y_{t-12}$ ……(2.2) في البيانات الشهرية
$(1-B^s)=Y_t-Y_{t-4}$ ……..(2.3) في البيانات الربع سنوية

D: تمثل عدد الفروق الموسمية المطبقة لتحقيق الاستقرارية في الموسمية للسلسلة الزمنية.
ويرمز للنموذج (SARIMA) بالرمز:

$ARIMA(p, d, q)\ (P, D, Q)_S$

حيث ان :p هي رتبة انموذج الانحدار الذاتي غير الموسمي، وان d تمثل الفرق الغير موسمي، q هي رتبة انموذج المتوسطات المتحركة الغير موسمي .
وان P يمثل رتبة انموذج الانحدار الذاتي الموسمي ، Q يمثل رتبة انموذج المتوسطات المتحركة الموسمي وD تمثل الفرق الموسمي وS تمثل طول الموسم.
و الصيغة العامة لهذا الانموذج هي :

$$a_p(B)a_P(B^s)\nabla^d\nabla_S^D Y_t = C + b_q(B)b_Q(B^s)u_t \;....(٢.٤)$$

حيث ان :

$a_p(B)a_p(B^s) = (1 - a_1B - a_2B^2 - \cdots - a_pB^p)(1 - a_1B^S - a_2B^{2S} - \cdots a_pB^{PS}) \ldots .(2.5)$

$b_q(B)b_Q(B^s) = (1 + b_1B + b_2B^2 + \cdots + b_qB^q)(1 + b_1B^s + b_2B^{2s} + \cdots + b_QB^{QS}) \ldots (2.6)$

$\nabla^d\nabla_S^D = (1 - B)^d(1 - B^S)^D \ldots . (2.7)$

........(2.8)$\nabla_S = (1 - B^S)$

٢-٥- بعض الاختبارات المستخدمة في تحديد ملائمة الأنموذج لبيانات السلسلة الزمنية:

٢-٥-١-اختبار *(Box and Pierce)*[١]

في هذا الاختبار يتم اختبار مجموعة من الارتباطات الذاتية للاخطاء مرة واحدة وحسب الصيغة التالية :

$Q_{BP} = (n - d - SD)\sum_{i=1}^{k} r_i^2(u) \ldots (2.9)$

حيث ان :

n : يمثل عدد مشاهدات السلسلة الزمنية.

d : عدد الفروق غير الموسمية.

D : عدد الفروق الموسمية.

S: طول الموسم .

K: اكبر ازاحة.

$r_i(u)$: يمثل الارتباط الذاتي للاخطاء عند الازاحة (i)

الفرضية الموضوعة للاختبار هي :

$H_0: r_1(u) = r_1(u) = r_2(u) \ldots = r_K(u) = 0$

وحيث ان : Q_{BP} تتوزع بصورة تقريبية توزيعX^2 بدرجة حرية (K-p-q-P-Q) .

و بمقارنة Q_{BP} المحسوبة بـ X^2 الجدولية بدرجة حرية (K-p-q-P-Q) ومستوى ثقة معين فاذا كان Q_{BP} المحسوبة اصغر من الجدولية فالأنموذج ملائم وجيد أمّا اذا كان اكبر فالأنموذج غير ملائم وفي هذه الحالة لابدّ من إعادة المرحلة الاولى اي تشخيص انموذجاً اخراً لتمثيل السلسلة وتقدير معلماتها ثم يتمّ التحقق من صحتها.

٢-٥-٢- اختبار *Ljung-Box*[٦]

ان اختبار*Ljung-Box* هو اختبار إحصائي يستخدم لاختبار أي مجموعة من الارتباطات الذاتية في السلسلة الزمنية كونها تختلف معنويا عن الصفر ام لا. ويمكن استخدام هذا الاختبار ايضا للتحقق من عشوائية البيانات (إجمالاً) باستخدام مجموعة من الازاحات .

وفي الحقيقة ان صيغة اختبار*Ljung-Box* هي صيغة معدلة لصيغة Q_{BP} حيث قام كل من *(Ljung,G.M&Box,G.E.P)* بتعديل صيغة اختبار Q_{BP} الأصلية التي اقترحها كل من *(Box & Pierce)* بالشكل الآتي:

$Q = m(m + 2)\sum_{i=1}^{k} \frac{r_i^2(u^\wedge)}{(n^* - k)} \ldots \ldots (2.10)$

حيث ان :

m=$(n - d - SD)$

وقد اثبتت تجارب المحاكاة ان اختبار*Ljung-Box* هو الأفضل في العينات الصغيرة والكبيرة.

٢-٦- بعض المعايير المستخدمة في تشخيص الانموذج :

إن اختبارات استقلالية و عشوائية الأخطاء الناتجة من تطبيق الأنموذج التجريبي مهمة جدا في تحديد ملائمة الانموذج إلا أنها غير كافية حيث يجب الحصول على أنموذج أكثر تخصصاً، ويتوجب إعادة تشخيص الأنموذج ومحاولة الحصول على أنموذج أفضل. لذلك ظهرت الحاجة إلى استخدام معايير أخرى للتأكد من دقة الانموذج ومنها معيار اكايكي للمعلومات (*Akaike's* (*AIC* ومعيار بيز(*BIC*)٠

٢-٦-١- معيار اكايكي للمعلومات *Akaike's Information Criterion*[٧] ظهرت في بداية السبعينات بعض المعايير لتشخيص الانموذج المطلوب دون الاعتماد على دوال الارتباط، فقد اقترح العالم الياباني Akaike معيارا عاما في تطوير ونمذجة السلاسل الزمنية يدعى Akaike's Information Criterion (AIC) ، ويستخدم هذا المعيار في تشخيص رتب نماذج السلاسل الزمنية، كما يمكن استخدامه في مجالات احصائية أخرى. وتحسب قيمة AIC كما يأتي:

$$AIC(v)= 2 \ln(\sigma_u^2)+2v.......(2.11)$$

حيث أن:

σ_u^2 : تباين البواقي Residuals Variance.

v: عدد معلمات الانموذج المقدرة.

٢-٦-٢- معيار معلومات بيز *Bayesian information criterion* [٧]

ومن المعايير المهمة ايضا في تشخيص الانموذج المطلوب هو معيار بيز (BIC) حيث قام العالم بيز بتطوير المعيار السابق(AIC) ليصبح بالصورة الاتية:

$$BIC(v) = 2\,Ln\left(\sigma_u^2\right)+ v\,Ln\left(n\right) ....(2.12)$$

حيث ان n و v هي عدد مشاهدات السلسلة والعدد الكلي لمعلمات الانموذج على التوالي.

ووفق هذين المعيارين فإنّ الانموذج الافضل هو الانموذج الذي يعطي اقل قيمة من AIC(v) و BIC(v) وفق كلّ معيار.

٢-٧-السلسلة الزمنية المعدلة موسميا *Seasonally Adjusted Time Series* [٣،٨]

السلسلة المعدلة موسميا (SAS) هي السلسلة التي تم استبعاد الاثر الموسمي عن قيمها الاصلية وطرائق التعديل الموسمي كثيرة الا انها تعتمد بالدرجة الاساس على حساب مركبة الموسمية واستبعادها عن السلسلة الزمنية الأصلية .

وكما هو واضح ان عملية الحصول على السلسلة المعدلة موسميا تتطلب الرجوع الى الاسلوب الكلاسيكي في تحليل السلسلة الزمنية فعلى فرض ان الانموذج المستخدم في تحليل السلسلة الزمنية هو الانموذج الضربي $(Y = T \bullet C \bullet S \bullet I)$ فانه يمكن توضيح هذه العملية بالخطوات الآتية :

١- فصل مركبة الاتجاه- الدورية من السلسلة الزمنية وذلك بحساب الاوساط المتحركة (Moving Average) بطول S فترة زمنية (حيث ان S تمثل طول الموسم) للتخلص من التغيرات الموسمية والتغيرات العشوائية لذلك فان قيم الاوساط المتحركة (M_t) تتضمن بصورة تقريبية مركبة الاتجاه الدورية أي ان :

$$M_t = T_t * C_t \quad ....(2.13)$$

وعندما تكون (S) عددا زوجيا يتم حساب الاوساط المتحركة المركزية (Centered Moving Averages) .

٢- فصل مركبة الموسمية – العشوائية ويتم ذلك بقسمة السلسلة الزمنية (X_t) على قيم الاوساط المتحركة (M_t) وضرب الناتج في 100 للحصول على قيم بنسب مئوية أي ان :

$$\frac{X_t}{M_t} = \frac{S_t * T_t * C_t * I_t}{T_t * C_t} \ldots\ldots\ldots\ldots (٢.١٤)$$

حساب المؤشرات الموسمية (Seasonal Indices) والتي تعد مقياسا للتغيرات الموسمية الموجودة في السلسلة الزمنية ويتم ذلك بالتخلص من العشوائية في القيم المستخرجة من الخطوة الثانية (المعادلة 2.14) وذلك باستخدام المعدل الوسيط (Median Average Method) ٠وللحصول على المعدل الوسيط يتم ترتيب القيم المستخرجة من الخطوة الثانية وحسب طول الموسم فمثلا اذا كانت البيانات شهرية يتم ترتيبها حسب الاشهر ، ثم يستخرج المعدل الوسيط لكل شهر بحساب المتوسط لكل شهر ، وبعد ذلك يتم تعديل المعدلات الوسيطية ليكون معدلها يساوي 100% لغرض الحصول على المؤشرات الموسمية ، حيث ان نسبة التعديل يتم الحصول عليها كالاتي:

$$R = \frac{١٠٠ * S}{\text{Total of Median Averages}} \ldots\ldots (٢.١٥)$$

و ان: R هي نسبة التعديل.

وهذه النسبة المعدلة تضرب بعد ذلك بكل متوسطات النسب للحصول على المؤشر الموسمي لكل فترة زمنية، وتظهر الأهمية الكبيرة لهذه المؤشرات من خلال استخدامها لازالة الاثر الموسمي من البيانات في السلسلة الزمنية والحصول على السلسلة المعدلة موسميا وذلك عن طريق قسمة كل قيمة من قيم السلسلة الزمنية الأصل على المؤشر الموسمي المقابلة لها .(SAS=Y/S).

اما عند استخدام الأنموذج الجمعي ($Y = T + C + S + I$) في تحليل السلسلة الزمنية فان السلسلة المعدلة موسميا هي (SAS=Y-S) .

٣- الجانب التطبيقي

٣-١- المقدمة

من اجل وضع بعض الحلول لحساب الرقم القياسي لسعر المستهلك (CPI) بوجود السلع الموسمية التامة فقد تم حساب الرقم القياسي للاسعار لمجموعة من الفواكه والخضر المحلية (39 سلعة ضمنها سلع موسمية تامة) وباستخدام طريقة *Annual Basket With Carry Forward Prices* ومن ثم تم تحليل السلسلة الزمنية الناتجة وايجاد الانموذج الملائم لها كما تم ايجاد السلسلة المعدلة موسميا بعد اضافة القيم المتكهن بها للفترة *(May2012 – Jan2012)* الى السلسلة الزمنية الاصل وباستخدام البرنامج الإحصائي الجاهز (SPSS-19) بعد اجراء التعديلات اللازمة من حيث شكل الدالة المطبقة لحساب الارقام القياسية.

٣-٢: جمع البيانات

تم اعتماد سجلات وزارة التخطيط الجهاز المركزي للإحصاء في الحصول على البيانات المستخدمة في البحث للفترة من (2011 - 2007) وباستخدام متوسط تسعة محافظات (الموصل ، كركوك، بغداد، بابل، كربلاء، قادسية، مثنى، ميسان، البصرة) لتمثيل بيانات العراق والنتائج موضحة في الجداول (1,2,3,4,5,6) في الملحق.

٣-٣- حساب الارقام القياسية للاسعار بطريقة السلة السنوية للكميات مع استخدام الاسعار السابقة في تعويض الاسعار المفقودة في هذه الطريقة تم استخدام الاسعار السابقة في التعويض عن الاسعار المفقودة (كما في الجداول 7,8,9,10) ومن ثم تم حساب الرقم القياسي للسعر باستخدام صيغة لوي (Lowe price index) المعرفة بالصيغة (2.1) وباعتماد معدل اسعار سنة 2007 كأسعار فترة أساس والترجيح بالكميات السنوية لسنة 2007 والجدول رقم (٣-١) يبين الأرقام القياسية للسعر المحسوبة بهذه الطريقة .

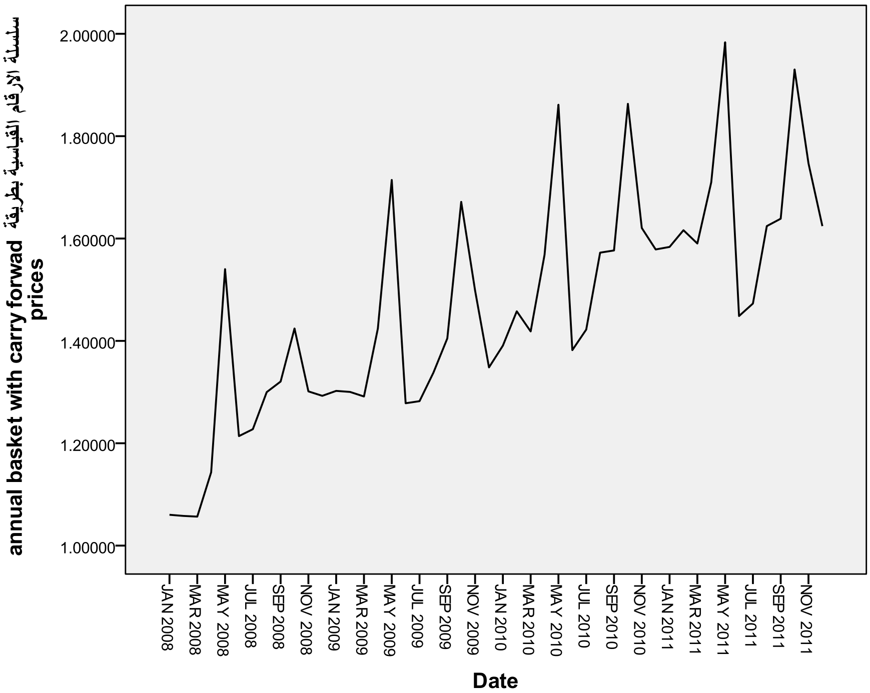
جدول رقم (٣-١) الارقام القياسية المحسوبة بطريقة(A.B.W.C.F.P)

DATE	2008	2009	2010	2011
JAN	1.06023	1.3023	1.3907	1.5836
FEB	1.05798	1.30025	1.45783	1.61622
MAR	1.05662	1.29133	1.41849	1.59025
APR	1.14324	1.42416	1.56828	1.70993
MAY	1.54023	1.71452	1.86141	1.98348
JUN	1.21397	1.27813	1.38193	1.44851
JUL	1.2274	1.28223	1.4221	1.47293
AUG	1.29994	1.33796	1.5724	1.6243
SEP	1.32054	1.40489	1.57668	1.63871
OCT	1.42419	1.67167	1.86318	1.93027
NOV	1.30135	1.49829	1.62056	1.74688
DEC	1.29264	1.34819	1.57864	1.62426

٣-٤- تحليل السلسلة الزمنية للأرقام القياسية المحسوبة بطريقة
Annual Basket With Carry Forward Prices

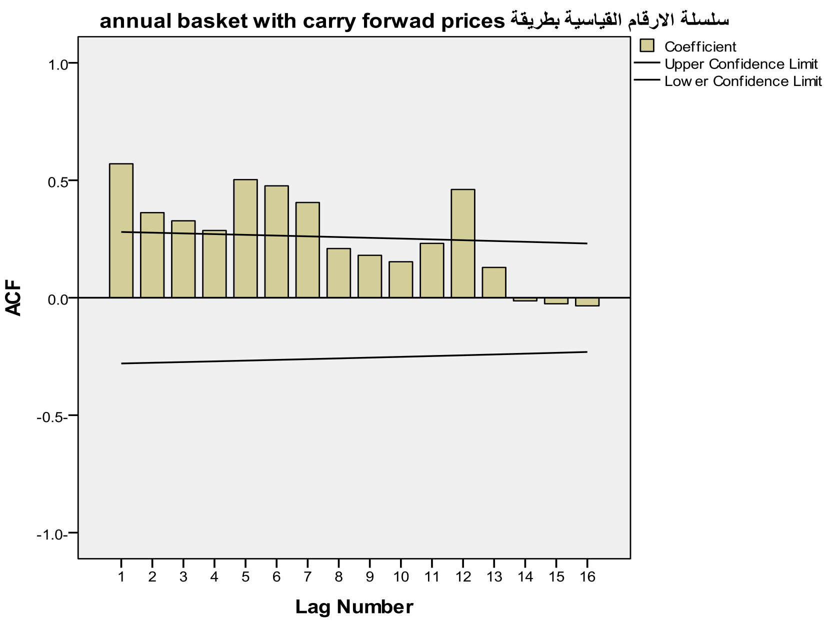
ومن اجل تحليل السلسلة الزمنية للأرقام القياسية المحسوبة بهذه الطريقة فقد تم اولا رسم السلسلة الزمنية للارقام القياسية كما يظهر في الشكل (٣-١).

شكل (٣-١) يبين رسم السلسلة الزمنية للارقام القياسية للسعر المحسوبة بطريقة (A.B.W.C.F.P)

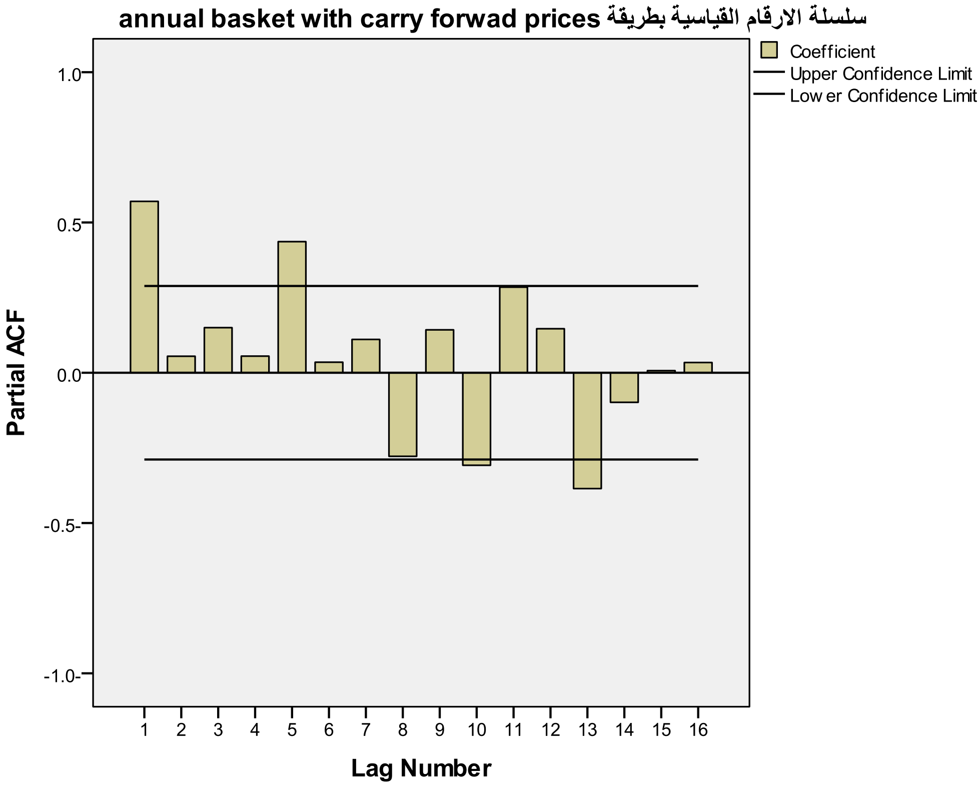


من الشكل يمكن ملاحظة أن هناك اتجاهاً تصاعدياً للسلسلة الزمنية والذي يبين ان السلسلة الزمنية غير مستقرة في المتوسط كما ان هناك ارتفاعات واضحة تظهر بفترات معينة وفي كل سنة مما يفترض وجود الأثر الموسمي في السلسلة الزمنية ،ولمزيد من الدقة فقد تم حساب دالة الارتباط الذاتي(Autocorrelation function) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي(Partial Autocorrelation function) للسلسلة الزمنية والنتائج موضحة في الاشكال(٣-٢)،(٣-٣) (والجداول ١١،١٢ في الملحق).

شكل رقم(٣-٢) دالة الارتباط الذاتي

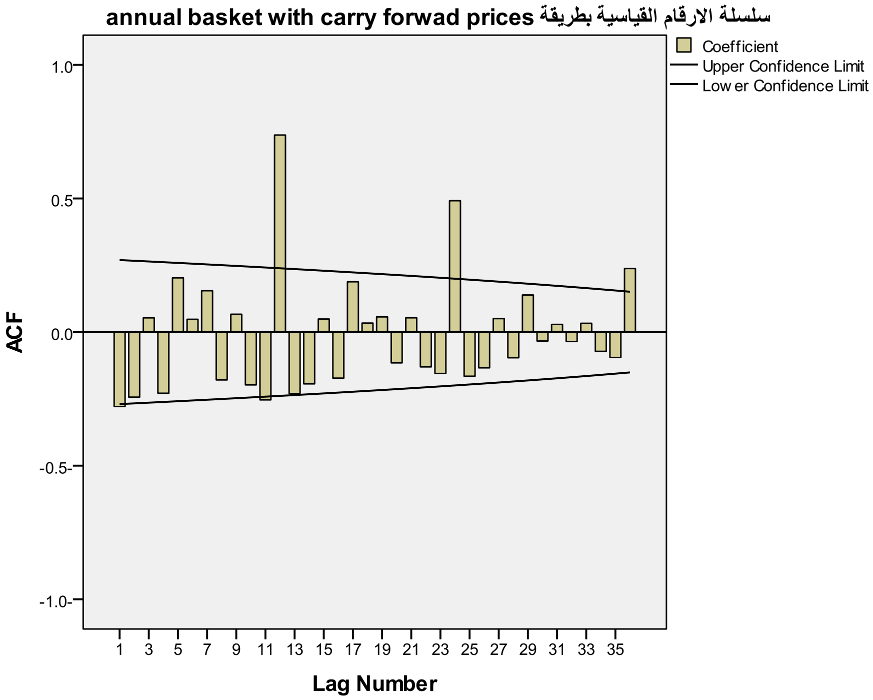


شكل رقم(٣-٣) دالة الارتباط الذاتي الجزئي

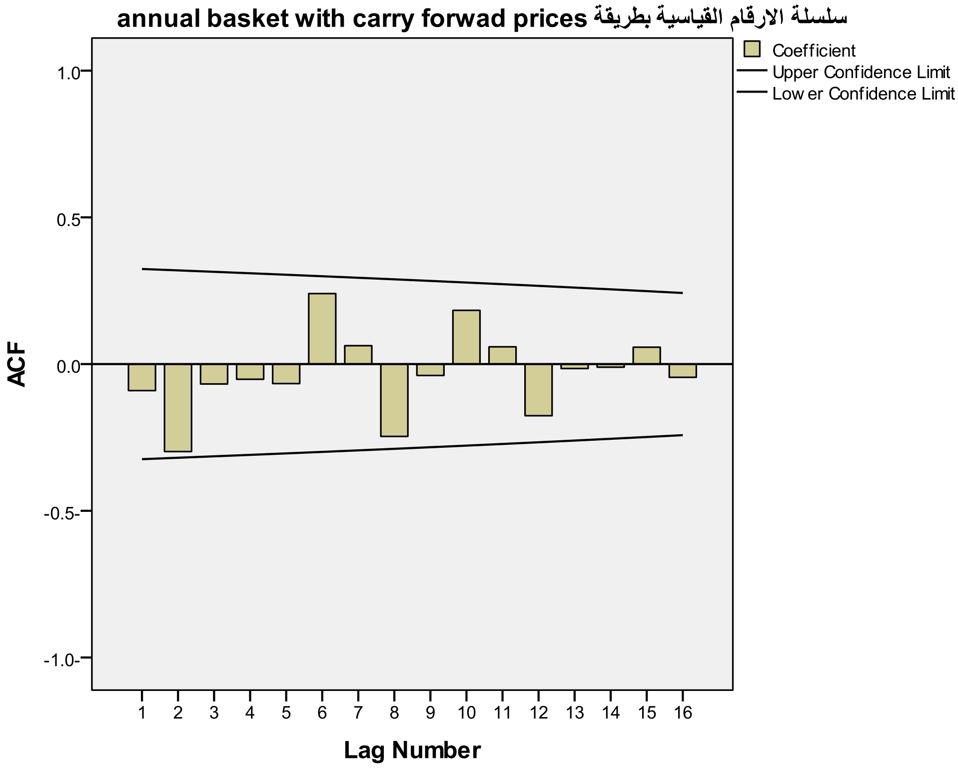


من ملاحظة الشكل (٣-٢) للسلسلة الأصلية يتبين ان هنالك عدم استقرارية لبيانات السلسلة الزمنية إذ هناك الكثير من القيم هي خارج حدود المدى المطلوب(كما في الازاحات٥،٦،٧) كذلك يمكن ملاحظة ان هناك قمة تظهر عند الإزاحة الثانية عشر (الازاحة الخاصة بالموسمية) من دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الامر الذي يفترض وجود الاثر الموسمي في السلسلة الزمنية وان قيم دالة الارتباط الذاتي (ACF) عند الازاحة من مضاعفات الطول الموسمي (S=12,24,36) تبقى كبيرة بعد اخذ الفرق الاول الغير موسمي للسلسلة الزمنية وكما يظهر في الشكل (٣-٤) الامر الذي يؤكد وجود الأثر الموسمي في السلسلة الزمنية ومن اجل تحقيق الاستقرارية في السلسلة الزمنية والتخلص من الاثر الموسمي فقد تم اخذ الفرق الاول الموسمي بعد اخذ الفرق الاول الغير موسمي ومن ثم تم رسم دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية وكما هو موضح في الاشكال (٣-٥)، (٣-٦) (والجداول ١٣،١٤ في الملحق).

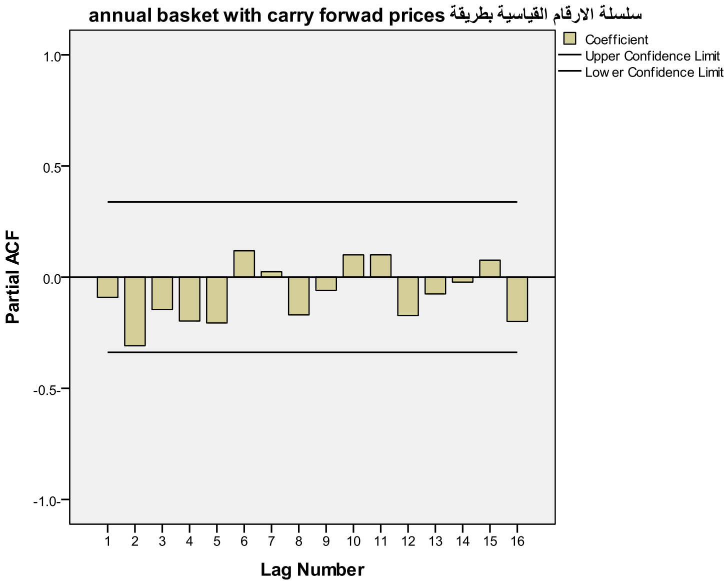
شكل (٣-٤) يبين دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الغير موسمي الاول



شكل رقم(٣-٥) يوضح دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الارقام القياسية بعد اخذ الفرق الاول الغير موسمي والفرق الاول الموسمي



شكل رقم (٣-٦)
يوضح دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة الارقام القياسية بعد اخذ الفرق الاول الغير موسمي والفرق الاول الموسمي



عن طريق الشكل (٣-٥) يتبين أنّ جميع قيم دالة الارتباط الذاتي ACF هي في حدود المدى المطلوب وبذلك تمّ تحقيق الاستقرارية للسلسلة.
ومن اجل ايجاد الانموذج SARIMA الملائم للسلسلة الزمنية فقد تم اعتماد معيار اكايكي (AIC) ومعيار بيز(BIC) اضافة الى متوسط مربعات الخطأ (MSE) في المفاضلة بين 29 نموذجا من النماذج الموسمية المضاعفة $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_S$ وقد تم اختيار الانموذج ARIMA(0,1,1) (0,1,1)12 حيث اظهر هذا الانموذج اقل قيمة في المعايير الثلاثة والجدول رقم (2) يوضح ذلك حيث ان d=1 تمثل الفرق الغير موسمي الاول وD=1 تمثل الفرق الموسمي الاول وان q=1 تمثل درجة نموذج الاوساط المتحركة و Q=1 تمثل درجة نموذج الاوساط المتحركة الموسمي وs=12 تمثل الطول الموسمي.

جدول رقم (٣-٢) يبين مقارنة قيم MSE,AIC,BIC لمجموعة من النماذج

التسلسل	Model	MSE	AIC	BIC
1	ARIMA(0,1,1)(0,1,1)	0.0039808	-7.0525439	-3.3101419
2	ARIMA(1,1,0)(1,1,0)	0.0040233	-7.0313095	-3.2889075
3	ARIMA(0,1,2)(0,1,1)	0.0034354	-5.3472235	0.2663795
4	ARIMA(1,1,1)(1,1,0)	0.0034858	-5.3181238	0.2954792
5	ARIMA(2,1,0)(1,1,0)	0.0037709	-5.1608975	0.4527055
6	ARIMA(0,1,1)(0,1,2)	0.0040106	-5.0376396	0.5759634
7	ARIMA(1,1,0)(1,1,1)	0.0041009	-4.9931141	0.6204889
8	ARIMA(1,1,0)(2,1,0)	0.0041043	-4.9914221	0.622181
9	ARIMA(0,1,2)(0,1,2)	0.003426	-3.3527464	4.1320576
10	ARIMA(2,1,1)(1,1,0)	0.0034582	-3.3339891	4.150815
11	ARIMA(0,1,3)(0,1,1)	0.0034735	-3.3252054	4.1595986

التسلسل	Model	MSE	AIC	BIC
12	ARIMA(1,1,1)(1,1,1)	0.0035365	-3.2892413	4.1955628
13	ARIMA(1,1,1)(2,1,0)	0.0035398	-3.2873488	4.1974552
14	ARIMA(3,1,0)(1,1,0)	0.0038221	-3.1339014	4.3509026
15	ARIMA(2,1,0)(1,1,1)	0.0038451	-3.1219208	4.3628833
16	ARIMA(2,1,0)(2,1,0)	0.0038454	-3.1217541	4.36305
17	ARIMA(0,1,3)(0,1,2)	0.00351	-1.304281	8.051724
18	ARIMA(2,1,1)(1,1,1)	0.0035215	-1.2977578	8.0582473
19	ARIMA(2,1,1)(2,1,0)	0.0035398	-1.287379	8.068626
20	ARIMA(2,1,2)(1,1,0)	0.0035582	-1.2770177	8.0789873
21	ARIMA(3,1,0)(2,1,0)	0.003892	-1.0976434	8.2583616
22	ARIMA(3,1,0)(1,1,1)	0.003896	-1.0955945	8.2604106
23	ARIMA(3,1,1)(1,1,0)	0.003566	0.7273918	11.954598
24	ARIMA(2,1,2)(1,1,1)	0.0036352	0.7657934	11.993
25	ARIMA(3,1,1)(1,1,1)	0.0036471	0.772332	11.999538
26	ARIMA(3,1,2)(1,1,0)	0.0036894	0.7954126	12.022619
27	ARIMA(3,1,2)(1,1,1)	0.0037757	2.8416599	15.940067
28	ARIMA(3,1,3)(1,1,0)	0.0038003	2.8546662	15.953073
29	ARIMA(3,1,3)(1,1,1)	0.0038816	4.8970007	19.866609

وبعد اختيار الانموذج التجريبي $ARIMA(0,1,1)\ (0,1,1)_{12}$ تم تقدير معلمات الانموذج واختبار معنوية المعلمات والنتائج المتحصلة من التحليل في جدول (3) حيث ان ($\hat{b_1} = ٠.٢٥٠٣٥٣$) تمثل المعلمة المقدرة لانموذج الاوساط المتحركة وان ($\hat{b_{1,s}} = ٠.٢٠١٩٠٧٧$) تمثل المعلمة المقدرة لانموذج الاوساط المتحركة الموسمي وان ($C = -0.0045312$) تمثل ثابت الانموذج ،علما ان قيمة معامل التحديد للانموذج ($R^٢$) كان 0.892 ،والنموذج يكون بالشكل التالي:

$$(1-B)(1-B^{12})Y_t=(1+(0.2503)B)(1+(0.2019)B^{12})u_t+(-0.00453)$$

جدول رقم (٣-٣)

	Estimate	SE	t	Sig.
Constant	-0.0045312	0.0070044	-0.6469037	0.5223079
Difference	1			
MA	0.250353	0.1725471	1.4509254	0.1565337
Seasonal Difference	1			
MA, Seasonal	0.2019077	0.1943601	1.038833	0.3066685

ومن اجل التحقق من ملائمة الانموذج تم اختبار مجموعة من الارتباطات الذاتية للاخطاء مرة واحدة وذلك باستخدام أختبار (Ljuug & Box) المعرفة بالصيغه (2.10) .
وبمقارنة قيمة (Q=16.58) المحسوبة مع قيمة($x^{٢}$ = ٢٦.٣) الجدولية بدرجة حرية (k-p-q-P-Q=18-0-1-0-1=16) ومستوى معنوية = 0.05 تم اختبار الفرضية وتم قبول الفرضية أي ان الاخطاء عشوائية والانموذج ملائم لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية وكما في الجدول(٣-٤).

جدول رقم(٣-٤) يبين اختبار (Ljuug & Box) للانموذج $ARIMA(0,1,1)\ (0,1,1)_{12}$

Residual ACF	Ljung-Box Q(18)	
	Statistics	DF
0.080136216	16.58003436	16
-0.292698896		
-0.170102582		
-0.159792166		
-0.028048247		
0.301471894		
0.04101412		
-0.275605178		
-0.09042609		
0.118722934		
0.068348541		
0.030307759		
-0.005715156		
-0.088582788		
-0.001326951		
-0.072532127		
-0.022077398		
0.088870663		

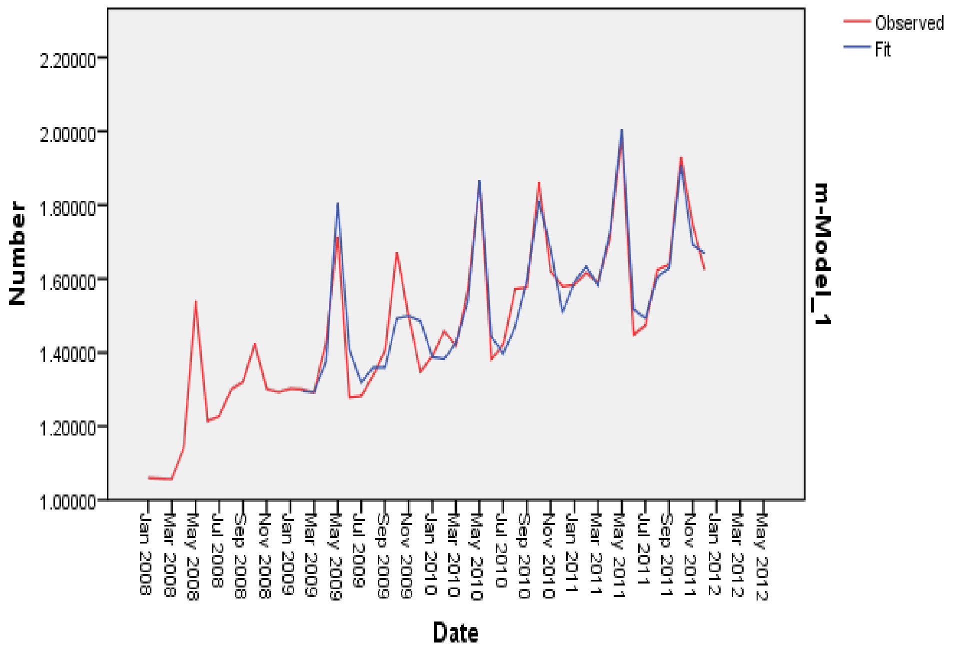
بعد التاكد من ملائمة الانموذج للبيانات ولغرض المقارنة وضعت النتائج للقيم التقديرية مع الحقيقية والأخطاء ثم بعد ذلك أخذت قيم التكهن للفترة من (Jan-2012) ولغاية (May-2012) وكما مبين في الجدولين (٣-٥) ،(٣-٦).

جدول (٣-٥) يبين قيم السلسلة الاصل مع القيم المتنبأ بها والاخطاء

Date	Origin Data	Predicted Data	Residual
Jan-08	1.06023		
Feb-08	1.05798		
Mar-08	1.05662		
Apr-08	1.14324		
May-08	1.54023		
Jun-08	1.21397		
Jul-08	1.2274		
Aug-08	1.29994		
Sep-08	1.32054		
Oct-08	1.42419		
Nov-08	1.30135		
Dec-08	1.29264		
Jan-09	1.3023		
Feb-09	1.30025	1.29552	0.00473
Mar-09	1.29133	1.29324	-.00191-
Apr-09	1.42416	1.3739	0.05025
May-09	1.71452	1.80404	-.08952-
Jun-09	1.27813	1.40613	-.12800-
Jul-09	1.28223	1.31908	-.03685-
Aug-09	1.33796	1.35946	-.02150-
Sep-09	1.40489	1.35941	0.04548
Oct-09	1.67167	1.49262	0.17905
Nov-09	1.49829	1.49947	-.00118-
Dec-09	1.34819	1.48534	-.13715-
Jan-10	1.3907	1.38791	0.00279
Feb-10	1.45783	1.38253	0.07531
Mar-10	1.41849	1.42616	-.00767-
Apr-10	1.56828	1.53886	0.02942
May-10	1.86141	1.86655	-.00515-
Jun-10	1.38193	1.44226	-.06032-
Jul-10	1.4221	1.39754	0.02457
Aug-10	1.5724	1.46953	0.10287
Sep-10	1.57668	1.59918	-.02250-
Oct-10	1.86318	1.81204	0.05115
Nov-10	1.62056	1.68139	-.06083-
Dec-10	1.57864	1.50771	0.07092
Jan-11	1.5836	1.59179	-.00819-
Feb-11	1.61622	1.6332	-.01699-
Mar-11	1.59025	1.58193	0.00832
Apr-11	1.70993	1.72711	-.01718-
May-11	1.98348	2.00535	-.02187-
Jun-11	1.44851	1.51685	-.06834-
Jul-11	1.47293	1.49326	-.02033-
Aug-11	1.6243	1.60429	0.02001
Sep-11	1.63871	1.62875	0.00996
Oct-11	1.93027	1.90675	0.02352
Nov-11	1.74688	1.69208	0.0548
Dec-11	1.62426	1.66933	-.04508-

جدول رقم (٣-٦) يبين القيم المقدرة باستخدام الانموذج المقدر للاشهر الخمسة الاولى من سنة 2012

Model ARIMA(0,1,1)(0,1,1)		Jan-12	Feb-12	Mar-12	Apr-12	May-12
سلسلة الأرقام القياسية بطريقة annual basket with carry forward prices	Forecast	1.6412043	1.6723085	1.6392721	1.7583097	2.0308711
	UCL	1.7680658	1.8308568	1.8241539	1.9662159	2.2594947
	LCL	1.5143429	1.5137602	1.4543903	1.5504034	1.8022476



شكل

(٣-٧) يمثل السلسلة الزمنية الاصلية مع القيم المتنبأ بها

٣-٥- ايجاد السلسلة المعدلة موسميا (*SAS*) لسلسلة الارقام القياسية المحسوبة بطريقة Annual Basket With Carry Forward Prices

في الفقرة السابقة تم اجراء تحليل السلسلة الزمنية وايجاد الانموذج الملائم واستخدامه في التنبؤ والتكهن وذلك باعتماد طريقة بوكس – جينكنز ومن اجل التوصل الى سلسلة زمنية خالية من الاثر الموسمي فقد تم اعتماد الاسلوب الكلاسيكي في تحليل السلسلة الزمنية ولكون هذه الاسلوب من التحليل لايعتمد على اسس رياضية واحصائية رصينة كما في طريقة بوكس- جينكنز فقد تم استخدامه لايجاد السلسلة المعدلة موسميا فقط. تم اعتماد الانموذج الضربي ($Y=T * S * C * I$) في حساب مركبة الموسمية واستبعادها عن قيم السلسلة الزمنية الأصل حيث يظهر من الشكل (٣-١) ان الارتفاعات في السلسلة الزمنية تكون متزايدة بالاتجاه التصاعدي للسلسلة الزمنية والذي يعكس اعتماد مركبات السلسلة على بعضها البعض الأمر الذي يفرض الانموذج الضربي في تحليل السلسلة الزمنية (كما في أكثر السلاسل الزمنية الاقتصادية) .

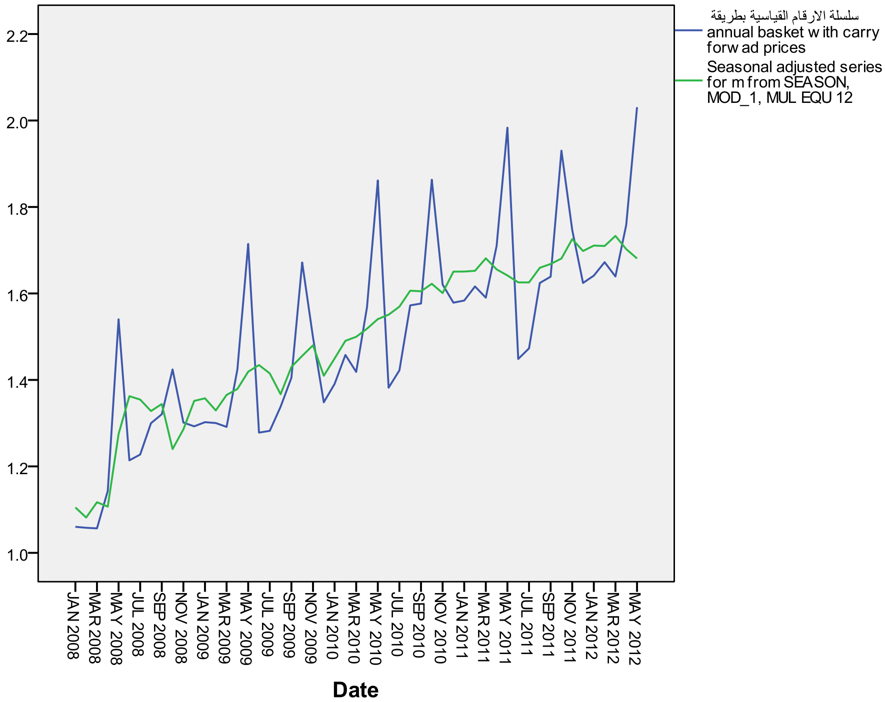
والجدول رقم (٣-٧) يبين ذلك ،حيث ان العمود الثاني يبين قيم السلسلة الزمنية الأصل (بعد مدها بالقيم المتكهن بها) والعمود الثالث يمثل الأوساط المتحركة المحسوبة لفترة (12 شهرا،S=12) اما العمود الرابع فيمثل نسبة قيم السلسلة الزمنية الأصلية إلى الأوساط المتحركة والعمود الخامس يمثل متجه عوامل التعديل الموسمي (SAF) والذي يمثل متجه المؤشر الموسمي او الدليل الموسمي حيث تم حسابه عن طريق ترتيب قيم العمود الرابع حسب الاشهر ثم يتم حساب المتوسط لكل شهر وكما مر في الفقرة(٢-٧) ، اما العمود السادس فانه يمثل السلسلة المعدلة موسميا للرقم القياسي للسعر والذي تم حسابه عن طريق قسمة قيم السلسلة الزمنية الأصل على متجه التعديل الموسمي (SAF).

جدول (٣-٧) يبين قيم السلسلة الزمنية الاصل مع السلسلة المعدلة موسميا

DATE_	Original Series	Moving Average Series	Ratio of Original Series to Moving Average Series (%)	Seasonal Factor (%)	Seasonally Adjusted Series
Jan-08	1.0602318	.	.	95.937285	1.1051301
Feb-08	1.0579844	.	.	97.811488	1.0816566
Mar-08	1.0566184	.	.	94.586553	1.1170916
Apr-08	1.1432436	.	.	103.27896	1.1069473
May-08	1.5402321	.	.	120.82248	1.2747893
Jun-08	1.2139665	.	.	89.106807	1.3623723
Jul-08	1.227404	1.2448612	98.597664	90.615593	1.3545175
Aug-08	1.2999397	1.2650336	102.7593	97.885729	1.3280176
Sep-08	1.3205365	1.2852224	102.74771	98.234356	1.3442716
Oct-08	1.4241909	1.3047821	109.15163	114.84643	1.2400829
Nov-08	1.3013491	1.3281916	97.979017	101.22626	1.2855844
Dec-08	1.2926368	1.3427154	96.270346	95.648059	1.3514511
Jan-09	1.3023007	1.3480622	96.605388	95.937285	1.35745
Feb-09	1.3002505	1.3526309	96.127512	97.811488	1.3293433
Mar-09	1.2913343	1.3557992	95.245249	94.586553	1.3652409
Apr-09	1.4241582	1.3628282	104.5002	103.27896	1.3789433
May-09	1.7145179	1.3834514	123.93048	120.82248	1.4190388
Jun-09	1.2781277	1.3998631	91.303765	89.106807	1.4343772
Jul-09	1.2822289	1.4044927	91.294803	90.615593	1.4150201
Aug-09	1.3379585	1.4118593	94.765705	97.885729	1.3668575
Sep-09	1.4048854	1.4249913	98.589051	98.234356	1.4301365
Oct-09	1.6716689	1.4355872	116.44495	114.84643	1.4555689
Nov-09	1.4982897	1.4475976	103.50181	101.22626	1.4801393
Dec-09	1.3481919	1.4598383	92.352144	95.648059	1.409534
Jan-10	1.3907001	1.4684887	94.702814	95.937285	1.4495929
Feb-10	1.4578339	1.480145	98.492643	97.811488	1.4904526
Mar-10	1.4184858	1.499682	94.585774	94.586553	1.4996697

Apr-10	1.5682825	1.5139979	103.58552	103.27896	1.5184919
May-10	1.8614057	1.5299575	121.66389	120.82248	1.5406121
Jun-10	1.381933	1.5401471	89.727343	89.106807	1.5508726
Jul-10	1.422104	1.5593507	91.19847	90.615593	1.5693811
Aug-10	1.5724032	1.5754255	99.808158	97.885729	1.6063662
Sep-10	1.5766755	1.5886242	99.247861	98.234356	1.6050144
DATE_	Original Series	Moving Average Series	Ratio of Original Series to Moving Average Series (%)	Seasonal Factor (%)	Seasonally Adjusted Series
Oct-10	1.8631845	1.6029379	116.2356	114.84643	1.6223269
Nov-10	1.6205645	1.6147418	100.36059	101.22626	1.6009328
Dec-10	1.5786357	1.6249143	97.151939	95.648059	1.6504629
Jan-11	1.5835981	1.6304622	97.125718	95.937285	1.6506597
Feb-11	1.6162175	1.6346973	98.869526	97.811488	1.65238
Mar-11	1.5902507	1.6390216	97.02439	94.586553	1.6812652
Apr-11	1.7099294	1.6441916	103.99819	103.27896	1.6556416
May-11	1.983475	1.6497824	120.22646	120.82248	1.641644
Jun-11	1.4485083	1.6603088	87.243304	89.106807	1.6255866
Jul-11	1.4729255	1.6641108	88.511263	90.615593	1.6254658
Aug-11	1.624295	1.668911	97.326644	97.885729	1.6593788
Sep-11	1.6387146	1.6735853	97.916407	98.234356	1.6681685
Oct-11	1.9302742	1.6776703	115.05683	114.84643	1.6807438
Nov-11	1.7468819	1.681702	103.87583	101.22626	1.72572
Dec-11	1.6242593	1.6856516	96.35795	95.648059	1.6981623
Jan-12	1.6412	.	.	95.937285	1.7107009
Feb-12	1.67231	.	.	97.811488	1.7097276
Mar-12	1.63927	.	.	94.586553	1.7330899
Apr-12	1.75831	.	.	103.27896	1.7024862
May-12	2.03087	.	.	120.82248	1.6808709

شكل (٣-٨) يمثل السلسلة الزمنية الاصل مع السلسلة المعدلة موسميا



الاستنتاجات:

لقد توصل الباحث الى مجموعة من النتائج عن طريق هذه الدراسة النظرية والتطبيقية واهمها هي:

١- استنتج الباحث عن طريق هذه الدراسة بأنّ حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بوجود السلع الموسمية التامة ينبغي ان لا يتم بالطرق التقليدية كونها تعطي ارقاما غير صحيحة في هذه الحالة وإنما يتم باحد الطرق الملائمة مثل طريقة *Annual Basket With Carry Forward Prices*.

٢- استنتج الباحث بأنّ السلسلة الزمنية للارقام القياسية للسعر المحسوبة بطريقة *(Annual Basket With Carry Forward Prices)* هي غير مستقرة ومتاثرة موسمياً وبعد اخذ الفرق الاول الغير موسمي والفرق الاول الموسمي تم التخلص من الاثر الموسمي و صارت مستقرة .

٣- استنتج الباحث بأنّ السلسلة الزمنية للارقام القياسية لها أنموذج من نوع SARIMA(0,1,1)(0,1,1)12 وهو افضل أنموذجاً تم أختياره على ضوء البيانات الحقيقية او المولدة وكان توفيق هذا الأنموذج توفيقاً جيداً بعد تطبيق أختبار (Ljung and Box).

التوصيات:

١- الاهتمام بجمع البيانات الخاصة بأسعار وكميات السلع الداخلة في حساب الرقم القياسي لسعر المستهلك.

٢- عند وجود سلع موسمية تامة ينبغي استخدام احد الطرق الملائمة (مثل طريقة *Annual Basket With Carry Forward Prices*) لحساب الرقم القياسي لسعر المستهلك بدلا من استخدام الطرق الاعتيادية المستخدمة في حساب الرقم .

٣- تحليل السلسلة الزمنية للرقم القياسي لسعر المستهلك والتأكد من خلوها من الاثر الموسمي قبل استخدامها في قياس التضخم او اجراء المقارنات اللازمة.

المصادر :

1- Box G, E.P & Jenkins, G. M., 1976, "Time series analysis forcasting and control sanfrancisco Helden-day".

2- Box, G. E. and Tiaa, 1979, "Distribution of Residual Autocorrelation in Multiple Autoregressive", JASA, Vol. (74), pp. (928-934).

3- Hungarian Central Statistical Office ,July 2007, "Seasonal Adjustment Methods &Practices".

4- International Lab our Organization/International Monetary Fund/Organization for Economic Cooperation and Development/Statistical Office of the European Communities/United Nations/Reconstruction and Development/The World Bank ,2004," Consumer Price Index Manual".

5- International Lab our Organization/International Monetary Fund/Organization for Economic Cooperation and Development/Statistical Office of the European Communities/United Nations/Reconstruction and Development/The World Bank, 2004 ," Produce Price Index Manual".

6- Peter Brockwel ;Richard Davis(2002)."Introduction To Time Series & Forecasting(2nd.ed)Spring er.p.36.1sBnNo-387-94719

7- Wei,W.S.(1990),"Time series Analysis",Addison-Wesly publishing company INC,USA

8- William R.Bell and Steven C. Hillmer,(1984) (Seasonal Adjustment of Economic Time Series) Statistical Research Series

Using Time Series Methods To Modify The Seasonal Variations in the Consumer Price Index

Abstract

As is known that the consumer price index (CPI) is one of the most important price indices because of its direct effect on the welfare of the individual and his living.

We have been address the problem of Strongly seasonal commodities in calculating (CPI) and identifying some of the solution.

We have used an actual data for a set of commodities (including strongly seasonal commodities) to calculate the index price by using **(Annual Basket With Carry Forward Prices** method) . Although this method can be successfully used in the context of seasonal commodities the index does not get rid of the tremendous season fluctuations .

In order to use (CPI) in measuring the general inflation and monthly or quarterly comparison ,we must first decompose the seasonal component and eliminate its effect on the (CPI) series to get a seasonal adjusted series of (CPI) .

Many statistical methods are used to analysis (CPI) series, and one of these methods is the method of time series that takes into account the seasonal variations in the study of phenomena.

test to Ljung-Box We have used Box-Jenkens method in models building and then test the modesl ,also we have found the seasonal adjusted series by using time series method