

البرنامج السداسي لمقياس تحليل السلاسل الزمنية.

الفصل الأول: عموميات في السلاسل الزمنية.

المبحث الأول: مدخل للسلاسل الزمنية.

- ماهية السلسلة الزمنية.

- أهداف تحليل السلاسل الزمنية.

المبحث الثاني: مركبات السلسلة الزمنية.

- مركبات السلسلة الزمنية وأشكالها (الاتجاه العام، الدورية، الموسمية والعشوائية).

- العلاقة بين مركبات السلسلة الزمنية.

المبحث الثالث: كيفية الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية- طرق الكشف-

- الكشف عن الاتجاه العام.

- الكشف عن الموسمية.

الفصل الثاني: التقنيات التقليدية للتنبؤ.

المبحث الأول: المتوسطات المتحركة.

- طريقة المتوسطات المتحركة البسيطة.

- طريقة المتوسطات المتحركة المرجحة (الموزونة).

المبحث الثاني: طريقة التمهيد الآسي.

- طريقة التمهيد الآسي المبسطة.

- طريقة التمهيد الآسي المزدوجة.

- تقدير معاملات التمهيد الآسي.

المبحث الثالث: نماذج التنبؤ بمركبة الاتجاه العام (الخطي، الآسي، القطع المكافئ).

- النموذج الخطي

-النموذج الآسي

-نموذج القطع المكافئ.

الفصل الثالث: نماذج السلاسل الزمنية العشوائية المستقرة وغير المستقرة.

المبحث الأول: خصائص السلسلة الزمنية.

-العشوائية.

-الاستقرارية (التامة، الضعيفة).

المبحث الثاني: نماذج السلاسل الزمنية العشوائية والمستقرة (نماذج ARMA).

-نموذج الانحدار الذاتي AR(P).

-نماذج المتوسطات المتحركة MA(q).

-النماذج المختلطة ARMA(p,q).

المبحث الثالث: نماذج السلاسل الزمنية العشوائية غير المستقرة.

-أنواع السلاسل الزمنية غير المستقرة (النموذج TS، السيرورة DS).

-اختبارات الكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية (DF، ADF، KPSS، PP،....).

-الامتداد إلى النماذج ARIMA و SARIMA.

الفصل الرابع: التنبؤ باستخدام منهجية Box-Jenkins.

المبحث الأول: استخراج خصائص السلسلة الزمنية.

المبحث الثاني: التعرف على النموذج.

المبحث الثالث: تقدير معالم النموذج AR(P)، السيرورة MA(q) والنموذج ARMA(p,q).

المبحث الرابع: اختيار جودة النموذج.

المبحث الخامس: القيام بعملية التنبؤ.

تمهيد:

لقد أصبح تحليل السلاسل الزمنية منذ النصف الثاني من القرن العشرين المرجعية الرئيسية لأغلب الباحثين، الخبراء والدارسين داخل وخارج أروقة الجامعات والمعاهد فضلا عن مراكز البحث التي تهتم بموضوع التنبؤ، ومؤكد أن تلك الأهمية تعزى إلى المنهجية التي قدمها العالمان بوكس وجينكنز في مطلع السبعينيات من نفس القرن، والتي أصبحت منذ ذلك الوقت الأداة الأكثر قبولا والوسيلة الأكثر شيوعا في الأوساط العلمية، حيث أثبتت هذه المنهجية كفاءة عالية في نمذجة البيانات الزمنية والتنبؤ بها.

المبحث الأول: مدخل للسلاسل الزمنية.

السلسلة الزمنية هي مجموعة من المشاهدات أو القياسات التي تأخذ على إحدى الظواهر (اقتصادية، اجتماعية، طبية، طبيعية،...)على فترات زمنية متباعدة عادة ما تكون متساوية الطول ومتتالية، أو هي مجموعة من المشاهدات المسجلة لمتغير ما، مرتبة وفق حدوثها في الزمن، والتي يكون في الغالب الهدف من دراستها تحديد كيفية تطور الظاهرة-العملية المولدة للسلسلة- عبر الزمن، والى تحديد دورات تلك المتغيرات ومعرفة أسبابها ونتائجها وكذا التخمين المستقبلي لتطورها، أو هي مجموعة من المشاهدات التي تتولد على التوالي خلال الزمن.

وتتميز بيانات السلسلة الزمنية عن بقية أنواع البيانات في التالي:

-تعتبر أن عامل الزمن هو المتغير الوحيد المؤثر على الظاهرة المدروسة.

-المشاهدات المتتالية عادة ما تكون غير مستقلة، أي تعتمد على بعضها البعض، الأمر الذي سيستغل فيما بعد للتوصل إلى تنبؤات موثوق بها، وهذا ما يجعل ترتيب قيم أو بيانات السلسلة الزمنية أمر ضروري(يستخدم دليل سفلي للإشارة إلى الترتيب).

-المشاهدات أو القراءات تأخذ عند فترات زمنية متساوية أو قريبة من التساوي.

ثانيا: أهداف تحليل السلاسل الزمنية: تحليل السلسلة الزمنية له عدة أهداف نذكر منها:

-الحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة للعملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية.

-إنشاء نموذج لتفسير وشرح سلوك السلسلة اعتماد على السلوك الماضي لها(استنادا لفكرة وجود قوة دافعة وكافية في النظام تؤكد أن سلوك الظاهرة في الماضي هو نفسه سلوكها في المستقبل).

-التحكم في العملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية بفحص ما يمكن حدوثه عند تغيير بعض معالم النموذج، أو بالتوصل إلى سياسات تستخدم فقط للتدخل عندما تتحرف عملية السلسلة عن الهدف المحدد بأكثر من مقدار معين.

ثانياً: مركبات السلسلة الزمنية.

وصف الظواهر موضع الدراسة والتعرف فضلاً عن رصد التغيرات المختلفة التي طرأت عليها خلال فترة الدراسة يعتبر احد أهداف دراسة السلاسل الزمنية، وفي واقع الأمر يمكن القول أن التغيرات التي تطرأ على الظاهرة من فترة زمنية لأخرى تحدث بسبب أربعة أنواع من العوامل (المؤثرات) المختلفة هي: الاتجاه العام، العوامل الموسمية، العوامل الدورية والعوامل العارضة، حيث يؤثر كل نوع من هذه العوامل على الظاهرة عند أي فترة زمنية بشكل معين وفي اتجاه معين وبدرجة معينة، وقد تتأثر السلسلة الزمنية بهذه العوامل أو المؤثرات مجتمعة أو ببعضها فقط، نشير هنا إلى أن العوامل الثلاثة الأولى (الاتجاه العام، الموسمية والدورية) تعرف بأنها العوامل الرئيسية أو المنتظمة في السلسلة، وهي التي يمكن دراستها واكتشاف أنماطها والتنبؤ بها في المستقبل، بينما تعرف العوامل العارضة بالعوامل غير الرئيسية أو غير المنتظمة في السلسلة، وهي التغيرات غير النمطية التي لا يمكن اكتشافها أو التنبؤ بها.

تأخذ التغيرات السابقة في أدبيات السلاسل الزمنية أسماء عديدة، فتارة تعرف بمؤثرات السلاسل الزمنية، وتارة أخرى تعرف بعناصر السلسلة الزمنية، وتارة ثالثة تعرف بمركبات السلسلة الزمنية، وهذا هو المصطلح الذي سنعتمده في هذا المقياس.

1-الاتجاه العام: يرمز له اختصاراً بالرمز **Trend**، وهو يشير إلى الحركة المنتظمة الصاعدة أو النازلة لقيم الظاهرة خلال فترة زمنية طويلة نسبياً، أو هو التغير المنتظم في مستوى السلسلة الزمنية، وعلى الرغم من أن طول فترة الاتجاه العام الفعلية غير محددة، إلا أنه يفضل أن تمتد في الحالات الاقتصادية والتجارية لتشمل دورتين اقتصاديتين على الأقل لنتمكن من تمييز الاتجاه العام في السلسلة الزمنية، لذلك يمكن تعريف الاتجاه العام في سلسلة زمنية بأنه التحركات الصاعدة أو الهابطة في مستوى السلسلة على المدى الطويل.

بالتالي نجد أن تغيرات الاتجاه العام تظهر في المدى الطويل نتيجة التغير التدريجي والطبيعي في حجم الظاهرة، وهو يقيس متوسط التغير لكل فترة زمنية، هذا الأخير يمكن تمثيله بخط مستقيم أو منحني بناءً على بيانات السلسلة، مع العلم يمكن رصد ثلاثة أنواع مختلفة للاتجاه

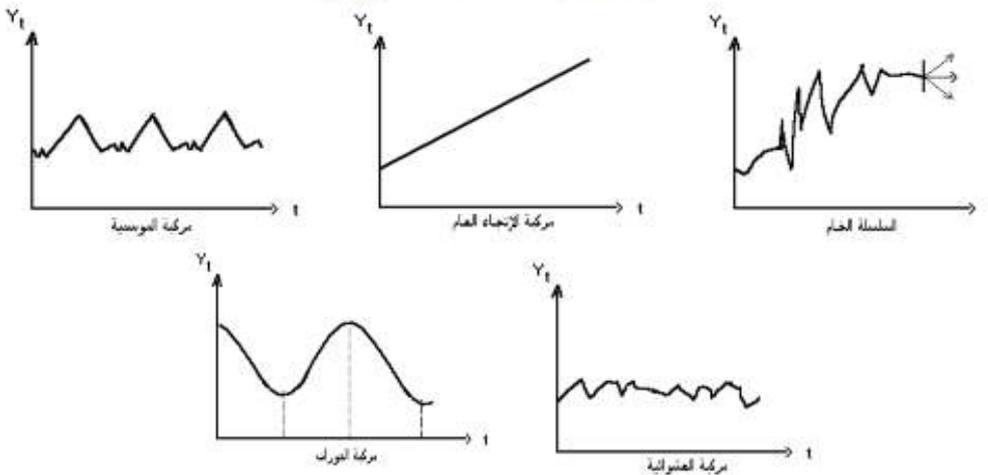
العام غير الخطي هي: المنحنى الأسّي، ومنحنى من الدرجة الثانية وكذلك منحنى النمو الذي يأخذ عادة شكل حرف S والذي يصف نمو مؤسسة أو صناعة في الأجل الطويل.

2- المركبة الموسمية Seasonal Component: يرمز لها اختصارا بالرمز S، وهي التغيرات التي تؤدي إلى حدوث نمط دوري كامل في السلسلة الزمنية يتكرر بانتظام بعد عدد معين من الفترات الزمنية، والتي عادة ما تظهر من خلال التذبذبات الصغيرة فوق وتحت خط أو منحنى الاتجاه العام، ومن أهم الأسباب التي تؤدي إلى حدوث التغيرات الموسمية نجد: تغيرات الطقس، العادات والتقاليد، الاحتفالات الدينية....، فحالة الطقس من أهم العوامل التي تؤدي إلى حدوث تغيرات موسمية في الإنتاج الزراعي وكذلك الاستهلاك، النشاط السياحي وكذلك البناء.

3- مركبة التغيرات الدورية Cyclical Component: يرمز لها اختصارا بالرمز C، وهي تشبه لحد كبير التغيرات الموسمية، والتي يميزها عنها الفترة الطويلة اللازمة لملاحظتها، فالمركبة الدورية تغطي فترة طويلة نسبيا وهي تتعلق بالدورات الاقتصادية (حالة الركود وحالة الرخاء الاقتصادي)، هاتان الحالتان تتعاقبان بشيء من الانتظام خلال فترات متباعدة نسبيا، لهذا وبسبب كون التنبؤ عموما يتم في المدى المتوسط والبعيد فان الدورات تهمل دراستها.

4- المركبة العشوائية Irregular Component: تنشأ هذه التغيرات التي يرمز لها اختصارا بالرمز I نتيجة العوامل التي لا يمكن التحكم بها لأنها لا تحدث طبقا لقاعدة أو نظام أو قانون معين، فهي تغيرات غير عادية تسبب اهتزازات فجائية في الظاهرة بالارتفاع والانخفاض، وتتصف هذه التغيرات بكونها لا تستمر طويلا لذلك فهي تسمى بالتغيرات قصيرة الأجل، من أسباب هذه التغيرات الحروب، الزلازل والبراكين، السيول والفيضانات والإضرابات العمالية.

شكل 1 مكونات السلسلة الزمنية



ثانياً: العلاقة بين مركبات السلسلة الزمنية: إن القيم المشاهدة Y_t في اللحظة الزمنية t هي بدلالة المكونات السابقة الذكر، لذلك نكتب: $Y_t = f(T.C.S.I)$ ولكن على اثر استبعاد اثر الدورات لأنه يحدث في السلاسل الزمنية الطويلة نسبياً يمكننا إعادة صياغة الدالة السابقة لتصبح: $Y_t = f(T.S.I)$ ، نشير هنا إلى وجود ثلاثة أنواع من العلاقات التي يمكن أن تربط بين مركبات السلسلة الزمنية هي:

1-النموذج التجميعي: Additive Model: يعتبر الأسهل من حيث إجراء العمليات الحسابية، وهو يفترض أن قيم السلسلة الزمنية (Y_t) هي حاصل جمع مركبات السلسلة الزمنية الأربعة، مع العلم أن هذا النموذج يستخدم لما يثبت أن المركبات الأربعة للسلسلة الزمنية مستقلة عن بعضها البعض، رياضياً يكتب بالطريقة التالية:

$$Y_t = T + C + S + I$$

2-النموذج الضربي Multiplicative Model: النموذج الضربي هو الأكثر شيوعاً بالنسبة للظواهر الاقتصادية والاجتماعية، ويفترض هذا النموذج أن قيم السلسلة الزمنية (Y_t) هي حاصل ضرب مركباتها، ويعتمد في حالة ثبوت كون المركبات الأربعة للسلسلة الزمنية غير مستقلة عن بعضها البعض، رياضياً يمكن التعبير عنه بالطريقة التالية:

$$Y_t = T * C * S * I$$

3-النموذج المختلط: هو الأنسب لأنه يجمع بين عناصر النموذجين السابقين بعدة طرق، فلو افترضنا أن المركبتين الموسمية والدورية تتأثران بالاتجاه العام ومستقلتان عن بعضهما البعض والعامل العشوائي هو الآخر مستقل، فإن النموذج يكتب على الشكل التالي:

$$Y_t = T * C + T * S + I \Rightarrow Y_t = T(C + S) + I$$

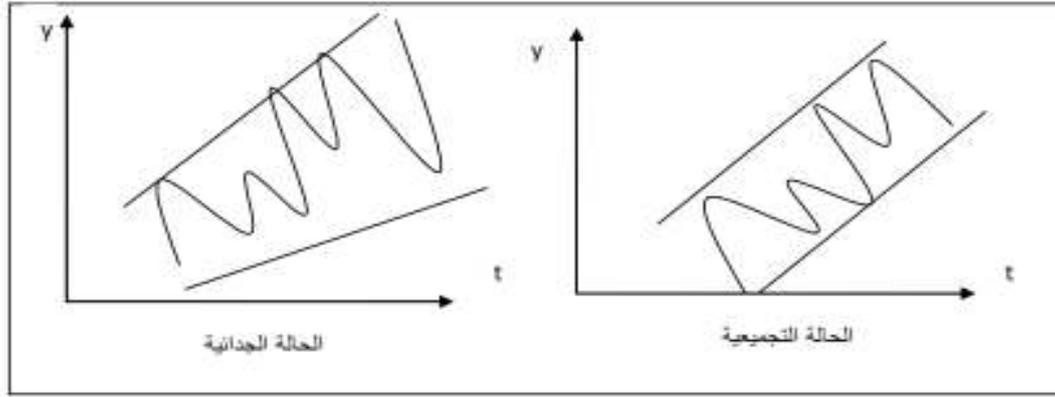
ملاحظة: عند إدخال اللوغاريتم على النموذج الجدائي أو المختلط فإننا نتحصل على النموذج التجميعي.

لمعرفة أي حالة تربط بين مركبات السلسلة الزمنية يتم اعتماد احد الأسلوبين:

أولاً: الأسلوب البياني: حسب هذا الأسلوب تكون السلسلة ذات:

-عناصر تجميعية: في حالة كون تذبذباتها تنحصر بين خطين متوازيين.

-عناصر جدائية: عندما تكون ذبذبات السلسلة غير ثابتة في الشدة (تباين متزايد)، بالتالي تقع بين خطين منفرجين.



المصدر: مولود حشمان، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ القصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010.

ثانيا: الأسلوب الانحداري: يتم عن طريق تقدير معلمة الانحدار في المعادلة التالية:

$$\sigma_i = a + b \bar{Y}_i$$

$$i = 1.2.3.....n$$

حيث أن: σ_i و \bar{Y}_i يحسبان استنادا للعبارات الرياضية التالية:

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{P} \sum_{j=1}^P (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}$$

$$\bar{Y}_i = \frac{\sum_{j=1}^P Y_{ij}}{P} \dots \dots \dots j = 1.2.3.....P$$

مع العلم أن: (i) السنوات، (j) الفصول، (\bar{Y}_i) يشير لمتوسط الفصول، المتوسط الحسابي

لكل سنة، بالنسبة لمعلمة الانحدار السابق (b) فتحسب استنادا للمعادلة التالية:

$$\hat{b} = \frac{n \sum_{i=1}^n Y_i \sigma_i - \sum_{i=1}^n \bar{Y}_i \sum_{i=1}^n \sigma_i}{n \sum_{i=1}^n (Y_i^2) - \left(\sum_{i=1}^n \bar{Y}_i \right)^2}$$

فإذا كان:

$\hat{b} < 0.05$: السلسلة تجميعية.

$0.05 \leq \hat{b} \leq 0.1$: السلسلة مختلطة.

$\hat{b} > 0.1$: السلسلة جدائية.

مثال: نتكن لدينا البيانات الموائية والمتعلقة بالاستهلاك الموسمي خلال الفترة 2017-2019.

2019				2018				2017				السنة
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
181	173	164	162	172	162	156	153	171	163	158	155	الاستهلاك

المطلوب: تحديد العلاقة بين مركبات السلسلة الزمنية.

الحل: تقدير معامل الانحدار من المعادلة الخطية البسيطة:

$$\sigma_i = a + b\bar{Y}_i$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, n$$

$\left(\bar{Y}_i^2\right)$	$\left(\bar{Y}_i * \sigma_i\right)$	σ_i	$\left(\bar{Y}_i\right)$	4	3	2	1	السنة
								الفصل
26163.06	979.72	6.06	161.75	171	163	158	155	2017
25840.56	1166.82	7.26	160.75	172	162	156	153	2018
28900	1289.09	7.58	170	181	173	164	162	2019
80903.62	3435.63	20.9	492.5	Σ				

$$\bar{Y}_1 = \frac{\sum_{j=1}^P Y_{1j}}{P} = \frac{155 + 158 + 163 + 171}{4} = 161.75$$

باقي القيم تحسب بنفس الطريقة

$$\sigma_1 = \sqrt{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \left(Y_{1j} - \bar{Y}_1 \right)^2} = \sqrt{\frac{(155 - 161.75)^2 + (158 - 161.75)^2 + (163 - 161.75)^2 + (171 - 161.75)^2}{4}} = 6.06$$

$$\hat{b} = \frac{n \sum_{i=1}^n Y_i \sigma_i - \sum_{i=1}^n \bar{Y}_i \sum_{i=1}^n \sigma_i}{n \sum_{i=1}^n \left(\bar{Y}_i^2 \right) - \left(\sum_{i=1}^n \bar{Y}_i \right)^2} = \frac{(3 * 3435.63) - (492.5 * 20.9)}{(3 * 80903.62) - (492.5)^2} = 0.093$$

$$0.05 \leq \hat{b} \leq 0.1 \Rightarrow$$

النموذج المختلط هو ما يوافق السلسلة المدروسة

المبحث الثاني: الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية.

قبل الشروع في عملية التنبؤ يجب أولاً الكشف عن وجود مركبات السلسلة الزمنية المشار إليها سابقاً من عدمه (مركبة الاتجاه العام، الموسمية وكذلك المركبة الدورية)، في هذا الإطار يمكن أن نشير أن عملية الكشف السابقة تتم: عن طريق اختبارات إحصائية وهي التي تعطي قرارات قاطعة، وكذلك عن طريق تحليل المعلومات بيانياً، من خلال تمثيل المعلومات أو البيانات الرقمية في شكل بياني وملاحظة تغيراتها، فنجد أن الاتجاه العام هو تلك المركبة التي تدفع بالمنحنى نحو الزيادة إذا كان ميلها موجب، أو إلى الأسفل إذا كان ميلها سالب، بينما تتعكس المركبة الدورية أو الموسمية في الشكل البياني على هيئة قمم أو انخفاضات (نتوءات) بشكل منتظم، في حين تظهر المركبة العشوائية مثل المركبة الموسمية لكن بشكل غير منتظم.

إلا أنه وللأسف ، وفي كثير من الحالات لا يكون الاختبار البياني لوحده كافياً، حيث لا يسمح بكشف مركبات السلسلة الزمنية بشكل دقيق مما يستلزم استعمال أدوات إحصائية لهذا الغرض نطلق عليها اسم الاختبارات الإحصائية Statistical Tests وهي موضوع دراستنا في التالي.

أولاً: اختبارات الكشف عن مركبة الاتجاه العام: في هذا الإطار نشير إلى أن اختبارات الكشف عن مركبة الاتجاه العام تنقسم إلى قسمين: اختبارات حرة Non Parametric Tests وهي التي لا تخضع لأي توزيع احتمالي، فهي إذا حرة التوزيع أي لا تتطلب أي فرضية حول التوزيع الاحتمالي للأخطاء ε_t ، واختبارات غير حرة Parametric Tests ، وهي التي تفرض معرفة التوزيع الاحتمالي للأخطاء، تتمثل اختبارات النوع الأول في:

1- اختبار التوالي (تعاقب الإشارات): Run Test.

يصلح هذا الاختبار لكشف مدى عشوائية السلسلة الزمنية، لهذا يسمى في الغالب باختبار العشوائية Test of Randomness، كذلك يستعمل في التحقق من وجود مركبة الاتجاه العام في السلسلة الزمنية، ويتم بناءه اعتماداً على الفرضيات التالية:

H_0 : السلسلة عشوائية.

H_1 : السلسلة ذات اتجاه عام.

يتم تكوين الاختبار بإتباع الخطوات التالية:

1-ترتيب المشاهدات من اصغر قيمة إلى اكبر قيمة (ترتيب تصاعدي)، وإرفاقها بالدليل السفلي.

2-تحديد الوسيط M_d وهي المشاهدة المقابلة للرتبة (الدليل السفلي) m ، حيث:

$$* n \text{ عدد المشاهدات فردي } m = \frac{n+1}{2} \Leftrightarrow M_d = Y_m$$

$$* n \text{ عدد المشاهدات زوجي } m = \frac{n}{2} \Leftrightarrow M_d = \frac{Y_m + Y_{m+1}}{2}$$

3-إعطاء إشارة سالبة للقيم التي هي اقل تماما من M_d وموجبة لمن هي اكبر.

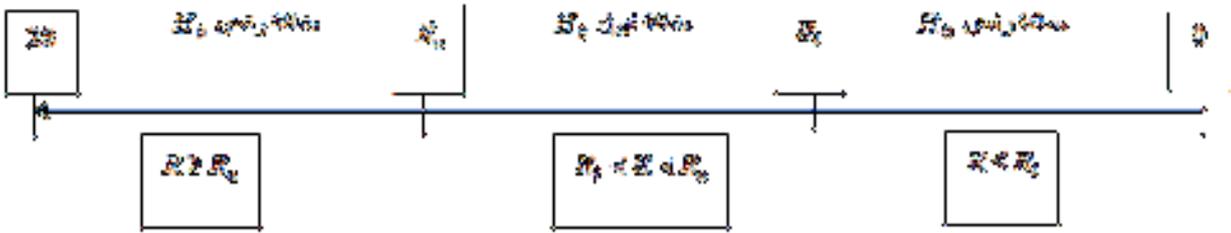
4-حساب R والذي يمثل عدد مرات توالي الإشارة من الموجب إلى السالب أو العكس.

5-اتخاذ القرار بقبول أو رفض فرضية العدم، فإذا كان:

* $m < 20$: يعني حالة العينة صغيرة، في هذه الحالة يتم اتخاذ القرار اعتمادا على مخطط

التوالي الذي يوضحه الشكل الموالي:

الشكل(01): مخطط التوالي.



$R_l; R_u$: تمثل القيم الحرجة المجدولة العليا والدنيا على الترتيب، وتستخرج من الجداول الإحصائية، ما تجدر الإشارة له هنا هو أننا نتوقع أن تكون R ضعيفة في حالة وجود مركبة الاتجاه العام، وتكون معتبرة في حالة عدم وجودها .

* $m > 20$: يعني حالة العينة كبيرة: في هذه الحالة يتم اتخاذ القرار اعتمادا على قانون التوزيع الطبيعي، حيث يتم رفض فرضية العدم (السلسلة تحتوي على مركبة الاتجاه العام) إذا كان:

$$|Z| > Z_{\frac{1-\alpha}{2}}$$

والعكس صحيح، حيث أن:

$$|Z| = \frac{R - u_R}{\sigma_R}$$

$$u_R = m + 1$$

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{m(m+1)}{2m-1}}$$

أما قيمة $Z_{\frac{1-\alpha}{2}}$ يتم الحصول عليها من جدول التوزيع الطبيعي، في الغالب القيم التي درج

المختصون على استخدامها والخاصة بمستوى المعنوية 1%، 5% و 10% تكون قيم $Z_{\frac{1-\alpha}{2}}$

الموافقة لها هي:

$$\alpha = 10\% \Rightarrow Z_{0.4495} = 1.64$$

$$\alpha = 5\% \Rightarrow Z_{0.4750} = 1.96$$

$$\alpha = 1\% \Rightarrow Z_{0.4949} = 2.57$$

مثال 02: لتكن لدينا معطيات الاستهلاك الفصلية التي يوضحها الجدول الموالي:

2021				2020				2019				السنة
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
181	173	164	162	172	162	156	153	171	163	158	155	الاستهلاك

-هل تحتوي السلسلة على مركبة الاتجاه العام؟

الحل: للكشف عن وجود مركبة الاتجاه العام في السلسلة الزمنية السابقة باستخدام اختبار التوالي

فإننا نتبع الخطوات التالية:

1- صياغة الفرضيات:

H_0 : السلسلة عشوائية.

H_1 : السلسلة ذات اتجاه عام.

2-ترتيب المعطيات ترتيب تصاعدي (من أصغر قيمة إلى أكبر قيمة)، وهذا ما يوضحه الجدول الموالي:

12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الدليل السفلي m
181	173	172	171	164	163	162	162	158	156	155	153	القيمة

3-تحديد قيمة الوسيط: لان عدد المشاهدات زوجي فإننا نستعمل العلاقة الموالية:

$$m = \frac{12}{2} = 6$$

$$\Rightarrow M_d = \frac{Y_6 + Y_7}{2} = \frac{162 + 163}{2} = 162.5$$

4-إعطاء قيم سالبة للقيم التي هي أقل تماما من الوسيط، وإشارة موجبة للقيم الأكبر من أو تساوي قيمة الوسيط، وهذا ما يوضحه الجدول الموالي:

2021				2020				2019				السنة
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
181	173	164	162	172	162	156	153	171	163	158	155	الاستهلاك
+	+	+	-	+	-	-	-	+	+	-	-	الإشارة

ومنه نستنتج أن عدد مرات تعاقب الإشارة هو $R = 6$.

5-اتخاذ القرار، لان $m = 6 \leq 20$ وعليه نستنتج أننا نتعامل مع عينة صغيرة، وعند الاطلاع على القيم الحرجة لمخطط التوالي نجد أن: $R_l = 3, R_u = 11$ ، وهذا ما يتركنا نستنتج أن $R = 6$ تقع بينهما، يعني $R_l = 3 < R = 6 < R_u = 11$ ، وهذا ما يتركنا نقبل فرضية العدم، ومنه السلسلة عشوائية وبالتالي لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام.

2-اختبار نقطة الانعطاف: Turning Point

الاختبار في تكوينه لا يهتم بنقاط الانعطاف بحد ذاتها التي تعكس اتجاه تغير السلسلة، وإنما تعتبر نقطة انعطاف تلك الفترة التي تكون فيها إشارة الفرق $Y_t - Y_{t-1}$ مختلفة عن إشارة الفترة السابقة، فإذا كانت السلسلة الزمنية بدون مركبة الاتجاه العام فان توزيع عدد مرات تغير الإشارة يتبع التوزيع الطبيعي حتى بالنسبة للعينات الصغيرة، مما يعني ضرورة الاعتماد على جدول التوزيع الطبيعي لاستخراج القيم الحرجة (الجدولية)، أما إجراءات الاختبار فتكون كما يلي:

$$1- \text{حساب الفرق من الدرجة الأولى للسلسلة الزمنية، أي: } \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} .$$

2- إعطاء إشارة موجبة للفرق الموجب وسالبة لنظيره الفرق السالب.

3- يرمز بالرمز u ، والذي يمثل عدد مرات تغير الإشارة في $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ، مع العلم أن الاختبار يستخدم لما يكون عدد المشاهدات n اكبر من 10، وتصاغ الفرضية العدمية فيه والبديلة كما يلي:

H_0 : السلسلة عشوائية.

H_1 : السلسلة ذات اتجاه عام.

ترفض في هذا الاختبار فرضية العدم H_0 إذا كان:

$$|Z| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

وتقبل في الحالة العكسية، حيث أن Z تحسب استنادا للعلاقة التالية:

$$Z = \frac{u - u_n}{\sigma_n}$$

$$u_n = \frac{2(n-2)}{3}$$

$$\sigma_n = \sqrt{\frac{16n-29}{90}}$$

مثال: خذ نفس معطيات المثال السابق وباستخدام اختبار نقطة الانعطاف قرر فيما إذا كانت السلسلة عشوائية أو تحتوي على مركبة الاتجاه العام.

الحل: في البداية نحتاج إلى حساب الفروق من الدرجة الأولى لمعرفة قيمة u ، وهي التي يظهرها الجدول الموالي:

2021				2020				2019				السنة
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
181	173	164	162	172	162	156	153	171	163	158	155	الاستهلاك
8	9	2	10-	10	6	3	18-	8	5	3	/	الفرق
+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	+	/	الإشارة

ومنه نستنتج أن قيمة $u = 5$ ، ولأن عدد المشاهدات $n = 12$ ، يعني يفوق 10 مشاهدات، وعليه يمكننا إجراء اختبار نقطة الانعطاف، ومنه:

$$u_n = \frac{2(12-2)}{3} = \frac{20}{3} = 6.66$$

$$\sigma_n = \sqrt{\frac{16(12) - 29}{90}} = 1.34$$

$$Z = \frac{5 - 6.66}{1.34} = -1.238$$

من جدول التوزيع الطبيعي نجد:

$$Z_{\frac{1-0.05}{2}} = 1.96$$

$$\Rightarrow |Z = -1.238| < Z_{\frac{1-0.05}{2}} = 1.96$$

ومنه القرار هو: قبول فرضية العدم، بمعنى أن السلسلة عشوائية، أي لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام.

3- اختبار الإشارة: يشار له اختصاراً باختبار (v) ، والذي يستخدم عندما يكون عدد الفروق غير الصفريّة من الدرجة الأولى $w \geq 20$ ، وهذا الاختبار يعتمد على إشارة الفرق $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ الذي قد يكون سالبا أو موجبا أو معدوم، تتلخص إجراءاته في:

*صيغة الفرض الصفري والبديل، والتي تكون مشابهة تماما للاختبارات السابقة، أي:

H_0 : السلسلة عشوائية.

H_1 : السلسلة ذات اتجاه عام.

*تحديد عدد الفروق الموجبة (v)، وعدد الفروق غير الصفيرية (w).

*اتخاذ القرار، حيث يتم رفض فرضية العدم (H_0) إذا تحقق التالي:

$$|Z| > Z_{\frac{1-\alpha}{2}}$$

حيث أن Z تحسب اعتمادا على العلاقة التالية:

$$Z = \frac{v - u_v}{\sigma_v}$$

أما قيمة u_v, σ_v فتحسب كالتالي:

$$u_v = \frac{w}{2} \dots \dots \dots \sigma_v = \sqrt{\frac{w}{4}}$$

مثال: البيانات الموضحة في الجدول الموالي تعكس مبيعات إحدى المؤسسات خلال ستة سنوات:

4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
36	60	18	7	29	68	12	12	32	64	19	10	y_t
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
30	54	20	9	20	69	19	11	50	64	11	6	y_t

-اعتمادا على اختبار الإشارة حدد في ما إذا كانت السلسلة تحتوي على مركبة الاتجاه العام؟

الحل: للكشف عن وجود مركبة الاتجاه العام في السلسلة بالاعتماد على اختبار الإشارة نتبع التالي:

*نحسب الفروق باعتماد العلاقة $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ وهي التي يوضحها الجدول الموالي:

4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
36	60	18	7	29	68	12	12	32	64	19	10	y_t
24	42	11	22-	39-	56	0	20-	32-	45	9	-	ΔY_t

4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
30	54	20	9	20	69	19	11	50	64	11	6	y_t
24-	34	11	11-	49-	50	8	39-	14-	53	5	30-	ΔY_t

ومنه نجد أن عدد الفروق الموجبة $v=11$ ، أما عدد الفروق غير الصفرية فهو $w=22$ ، وعليه فإن:

$$u_v = \frac{22}{2} = 11$$

$$\sigma_v = \sqrt{\frac{22}{4}} = 2.35$$

ومنه فإن:

$$z = \frac{11-11}{2.35} = 0$$

ومن جدول التوزيع الطبيعي يتضح أن $Z_{\frac{1-5\%}{2}} = 1.96$ ، وعليه:

ومنه فالقرار هو قبول فرضية العدم بمعنى أن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام:

$$|Z| = 0 < Z_{\frac{1-\alpha}{2}} = 1.96$$

4- اختبار دانيال: Daniel Test

يعتبر أقوى وأحسن اختبار، وهو يستعين بمعامل الارتباط الرتبي لسبيرمان، أي على قياس الارتباط الخطي بين ترتيبين (الترتيب التصاعدي R_t والزمن t)، إجراءاته تتمثل في:

* صياغة الفرضية العدمية H_0 والفرضية البديلة H_1 كالتالي:

H_0 : السلسلة عشوائية.

H_1 : السلسلة ذات اتجاه عام.

* حساب معامل الارتباط لسبيرمان باستعمال الصيغة الرياضية الموالية:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^n d_t^2}{n(n^2 - 1)}$$

d_t هو الفرق بين الترتيب التصاعدي والزمن، أي $d_t^2 = (R_t - t)^2$ ، أما n فيشير لعدد المشاهدات، ونتيجة لكون معامل ارتباط خطي فان قيمته تكون محصورة بين $-1 \leq r_s \leq 1$.

ملاحظة: في حالة الرتب مكررة المشاهدات فإننا نعوض الرتب المكررة بوسطها الحسابي.

*اتخاذ القرار يتوقف على حجم العينة كما يلي:

-حالة العينات الصغيرة: أي لما $n < 30$ ، في هذه الحالة نرفض الفرضية الصفرية لما:

$$|r_s| > r_{\frac{\alpha}{2}}$$

-حالة العينات الكبيرة: أي لما $n \geq 30$ ، في هذه الحالة نرفض الفرضية الصفرية لما:

$$|Z| > Z_{\frac{1-\alpha}{2}}$$

حيث أن:

$$\left. \begin{array}{l} Z = \frac{r_s - u_r}{\sigma_r} \\ u_r = 0 \\ \sigma_r = \frac{1}{\sqrt{n-1}} \end{array} \right\} \Rightarrow Z = r_s \sqrt{n-1}$$

مثال: لتكن لدينا معطيات الاستهلاك الفصلية التي يوضحها الجدول الموالي:

2021				2020				2019				السنة
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
181	173	164	162	172	162	156	153	171	163	158	155	الاستهلاك

-باستعمال اختبار دانيال، قرر في ما إذا كانت السلسلة السابقة تحتوي على مركبة الاتجاه العام

علما أن: $r_{\frac{\alpha}{2}} = 0.5804$

الحل:

- لحساب معامل الارتباط الرتي لسبيرمان نحتاج للترتيب التصاعدي R_t الذي يوضحه الجدول الموالي:

2021				2020				2019				السنة
4	3	2	1	4	3	2	1	4	3	2	1	الفصل
181	173	164	162	172	162	156	153	171	163	158	155	الاستهلاك
12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	t
12	11	8	5.5	10	5.5	3	1	9	7	4	2	R_t
0	0	4	12.25	4	2.25	9	16	25	16	4	1	d_t^2

ومنه نستنتج أن:

$$\sum_{t=1}^{12} d_t^2 = 93.5$$

$$\Rightarrow r_s = 1 - \frac{6 * 93.5}{12(12^2 - 1)} = 0.67$$

بما أن $|r| = 0.67 > r_{\frac{\alpha}{2}} = 0.5804$ ، فإن الفرضية الصفرية مرفوضة، وهذا ما يعني أن السلسلة

تحتوي على مركبة الاتجاه العام.

ثانياً: الكشف عن الموسمية: على العموم يمكن معرفة احتواء السلسلة على المركبة الموسمية بكل بساطة، وهذا إذا كنا نعرف موضوع السلسلة الزمنية، فيمكن على سبيل المثال توقع وجود المركبة الفصلية في معطيات فصلية خاصة بموضوع الطلب على غاز التدفئة، هذا الأخير سنجد مرتفع وقت معين على حساب فترات أخرى، كما يمكن كشف هذه المركبة بيانياً، حيث نسجل قمم وانخفاضات في فترات منتظمة، ورغم ذلك فإنه قد يتعذر كشفها في بعض السلاسل الشديدة التذبذب، وخاصة عند توفر كم هائل من المعطيات، وفي حالات مثل هذه نلجأ إلى استخدام بعض المقاييس الإحصائية لكشفها لعل أهمها:

1- اختبار Kruskal-Wallis: يرمز له اختصاراً بالرمز KW، وهذا الأخير يعتبر من أهم الاختبارات التي تستعمل في كشف الموسمية في السلسلة الزمنية، وهو يقوم على الفرضيتين التاليتين:

H_0 : لا توجد موسمية في السلسلة الزمنية.

H_1 : السلسلة الزمنية تحتوي على مركبة موسمية.

1- حساب إحصائية KW وفق الصيغة الرياضية التالية:

$$KW = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^p \frac{R_i^2}{m_i} - 3(n+1) \rightarrow x_{p-1}^2$$

حيث أن:

R_i : تمثل مجموع رتب المشاهدات المقابلة للفصل i .

m_i : تمثل عدد القيم أو المشاهدات المقابلة للفصل i .

P : الدورية، وهي تساوي 4 في المشاهدات الفصلية و12 في الشهرية وهكذا، ومن أجل

تطبيق هذا الاختبار فإننا نتبع الخطوات التالية:

1- إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة.

2- تحديد وجود أو عدم وجود الموسمية من خلال تحديد الرتب R_i ثم تعديل هذه الرتب.

3- تحديد القيمة الجدولية لإحصائية كاي-مربع x^2 عند مستوى معنوية α ودرجة حرية $p-1$.

4- مقارنة القيمة المحسوبة لإحصائية KW مع القيمة الجدولية لإحصائية كاي-مربع، فإذا

كان: $KW > x_{(\alpha, p-1)}^2$ نرفض فرضية العدم لصالح الفرضية البديلة (السلسلة تحتوي على المركبة

الموسمية).

مثال: لتكن لدينا المعطيات التالية حول متغير اجتماعي ما من 2017/01 إلى 2021/04:

السنة	2017	2018	2019	2020	2021
الفصل 1	14	10	12	7	6
2	20	19	12	18	11
3	44	64	68	60	64
4	21	32	29	36	50

بافتراض أن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام والمطلوب الكشف عن المركبة الموسمية باستخدام اختبار KW .

الحل:

-كشف المركبة الموسمية باستخدام اختبار **Kruskal-Wallis**، وبعد ترتيب المشاهدات ترتيب تصاعدي نحصل على الجدول الموالي:

الزمن	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
مشاهدة	14	20	44	21	10	19	64	32	12	12
الترتيب	7	10	15	11	3	9	18.5	13	5.5	5.5
الزمن	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
مشاهدة	68	29	7	18	60	36	6	11	64	50
الترتيب	20	12	2	8	17	14	1	4	18.5	16

ومنه يكون الترتيب حسب كل فصل (ترتيب الرتب) كالتالي:

السنة الفصل	2017	2018	2019	2020	2021	المجموع
1	7	3	5.5	2	1	18.5
2	10	9	5.5	8	4	36.5
3	15	18.5	20	17	18.5	89
4	11	13	12	14	16	66

ومنه نجد أن:

-مجموع رتب المشاهدات المقابلة للفصل: الأول هو $R_1 = 18.5$ ، الثاني $R_2 = 36.5$ ، الثالث هو $R_3 = 89$ والرابع هو $R_4 = 66$.

-عدد المشاهدات أو القيم المقابلة: للفصل الأول هو $m_1 = 5$ ، للفصل الثاني هو $m_1 = 5$ ، للفصل الثالث هو $m_1 = 5$ وللـفصل الرابع هو $m_1 = 5$.

ومنه نجد إحصائية KW تساوي:

$$KW = \frac{12}{20(20+1)} * \left[\frac{(18.5)^2}{5} + \frac{(36.5)^2}{5} + \frac{(89)^2}{5} + \frac{(66)^2}{5} \right] - 3(20+1)$$

$$\Rightarrow KW = 16.46$$

انطلاقاً من الجدول الإحصائي x^2 تم تحديد القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية $(p-1) = 4-1 = 3$ فكانت $x_{(5\%,3)} = 7.815$ ، ولأن $KW = 16.46$ كانت أكبر من $x_{(5\%,3)} = 7.815$ ، فإننا نرفض الفرضية العدمية لصالح الفرضية البديلة، ومنه نستنتج أن السلسلة المدروسة تحتوي على المركبة الموسمية.

2- تحليل التباين Analyse of Variance واختبار فيشر: ويتم إجراء هذا الاختبار بإنشاء جدول Buys-Ballot، والذي يحتوي على: البيانات المحققة خلال عدة سنوات، ومتوسطها وانحرافها المعياري لكل سنة من جهة، ومن جهة أخرى على متوسطها وانحرافها المعياري لكل فصل إذا كانت البيانات فصلية، ومتوسطها وانحرافها لكل شهر إذا كانت البيانات شهرية، وأخيراً يحتوي على متوسطها العام وانحرافها المعياري العام.

ليكن لدينا:

n : عدد المشاهدات.

p : عدد الملاحظات في السنة ($p = 4$ إذا كانت البيانات فصلية، $p = 12$ إذا كانت البيانات شهرية).

بافتراض انه يمكن كتابة السلسلة الزمنية كالتالي:

$$x_{ij} = m_{ij} + e_{ij}$$

حيث:

$$i = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$j = 1, 2, 3, \dots, p$$

$$m_{ij} = \text{أثر السنة} + \text{أثر الدورة}$$

التباين الكلي (مجموع المربعات الكلية) يأخذ الصيغة التالية:

$$S_T = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{x})^2$$

المتوسط العام:

$$\bar{x} = \frac{1}{n \cdot p} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p x_{ij}$$

متوسط السنة i :

$$\bar{x}_{i*} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p x_{ij}$$

متوسط الفصل (الدورة) j :

$$\bar{x}_{*j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}$$

تحليل التباين:

$$\begin{aligned} S_T &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{x})^2 \\ \Rightarrow S_T &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p \left[(\bar{x}_{i*} - \bar{x}) + (\bar{x}_{*j} - \bar{x}) + (x_{ij} - \bar{x}_{i*} - \bar{x}_{*j} + \bar{x}) \right]^2 \\ \Rightarrow S_T &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (\bar{x}_{i*} - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (\bar{x}_{*j} - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{x}_{i*} - \bar{x}_{*j} + \bar{x})^2 \\ \Rightarrow S_T &= p \sum_{i=1}^n (\bar{x}_{i*} - \bar{x})^2 + n \sum_{j=1}^p (\bar{x}_{*j} - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{x}_{i*} - \bar{x}_{*j} + \bar{x})^2 \\ \Rightarrow S_T &= \underbrace{\widehat{S}_A}_{\text{السنة}} + \underbrace{\widehat{S}_B}_{\text{الدورة}} + \underbrace{\widehat{S}_R}_{\text{البواقي}} \end{aligned}$$

ومنه نستنتج جدول تحليل التباين للكشف عن التغيرات الموسمية والاتجاه العام الموالي:

العناصر	التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات
الفترة	$V_B = \frac{S_B}{p-1}$	$p-1$	$S_B = n \sum_{j=1}^p (\bar{x}_{*j} - \bar{x})^2$

$S_A = P \sum_{i=1}^n (\bar{x}_{i^*} - \bar{x})^2$	$n-1$	$V_A = \frac{S_A}{n-1}$	السنة
$S_R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{x}_{i^*} - \bar{x}_{*j} + \bar{x})^2$	$(n-1)*(p-1)$ 1	$V_R = \frac{S_R}{(p-1)*(n-1)}$	البواقي
S_T	$(n*p)-1$	$V_T = \frac{S_T}{n*p-1}$	المجموع

أ-اختبار وجود تأثير الاتجاه العام: بالنسبة للفرضيات تكون كالتالي:

H_0 : لا يوجد اتجاه عام.

H_1 : يوجد اتجاه عام.

من جدول تحليل التباين يتم حساب معلمة فيشر F_{CAL} ، حيث:

$$F_{CAL} = \frac{V_A}{V_R}$$

نقارن المعلمة السابقة مع إحصائية فيشر الجدولية F_{TAB} عند مستوى معنوية α ، ودرجات حرية $(n-1)$ للبسط و $(n-1)*(p-1)$ للمقام، فإذا كان $F_{TAB} < F_{CAL}$ نرفض الفرضية العدمية H_0 ، وبالتالي يكون القرار السلسلة تتأثر بمركبة الاتجاه العام.

ب-اختبار تأثير التغيرات الموسمية: بالنسبة للفرضيات في هذه الحالة تكون كالتالي:

H_0 : لا يوجد تغيرات موسمية.

H_1 : يوجد تغيرات موسمية.

من جدول تحليل التباين يتم حساب معلمة فيشر F_{CAL} ، حيث:

$$F_{CAL} = \frac{V_B}{V_R}$$

نقارن المعلمة السابقة مع إحصائية فيشر الجدولية F_{TAB} عند مستوى معنوية α ، ودرجات حرية $(p-1)$ للبسط و $(n-1)*(p-1)$ للمقام، فإذا كان $F_{TAB} < F_{CAL}$ نرفض الفرضية العدمية H_0 ، وبالتالي يكون القرار السلسلة تتأثر بالتغيرات الموسمية.

مثال: لتكن لدينا البيانات التالية:

	الفصل 1	الفصل 2	الفصل 3	الفصل 4
2017	14	20	44	21
2018	10	19	64	32
2019	12	12	68	29
2020	07	18	60	36
2021	06	11	64	50

-والمطلوب الكشف عن المركبة الفصلية ومركبة الاتجاه العام باستخدام اختبار فيشر وتحليل التباين عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$.

الحل:

1- حساب المتوسطات السنوية والفصلية للسلسلة.

	الفصل 1	الفصل 2	الفصل 3	الفصل 4	المتوسط السنوي	التباين
2017	14	20	44	21	24.75	174.25
2018	10	19	64	32	31.25	558.25
2019	12	12	68	29	30.25	697.58
2020	07	18	60	36	30.25	536.25
2021	06	11	64	50	32.75	820.91
المتوسط الفصلي	9.8	16	60	33.6	$\bar{x} = 29.85$	
التباين	11.2	17.5	88	114.3		

ومنه نجد:

$$S_A = 146.8 \Rightarrow V_A = \frac{S_A}{n-1} = \frac{146.8}{5-1} = 36.7$$

$$S_B = 7584.55 \Rightarrow V_B = \frac{S_B}{P-1} = \frac{7584.55}{4-1} = 2528.18$$

$$S_R = 777.2 \Rightarrow V_R = \frac{S_R}{(p-1)(n-1)} = \frac{777.2}{(4-1)(5-1)} = 64.77$$

$$S_T = 8508.55 \Rightarrow V_T = \frac{S_T}{n * p - 1} = \frac{8508.55}{(4 * 5) - 1} = 447.81$$

يمكننا تلخيص ما سبق في جدول تحليل التباين الموالي:

العناصر	التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات
الفترة	$V_B = \frac{S_B}{p-1} = 2528.18$	$p-1 = 3$	$S_B = n \sum_{j=1}^p (\bar{x}_{*j} - \bar{x})^2 = 7584.55$
السنة	$V_A = \frac{S_A}{n-1} = 36.7$	$n-1 = 4$	$S_A = P \sum_{i=1}^n (\bar{x}_{i*} - \bar{x})^2 = 146.8$
البواقي	$V_R = \frac{S_R}{(p-1)*(n-1)}$ $\Rightarrow V_R = 64.77$	$(n-1)*(p-1) = 12$	$\sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{x}_{i*} - \bar{x}_{*j} + \bar{x})^2 = 777.2$
المجموع	$V_T = \frac{S_T}{n * p - 1} = 447.81$	$(n * p) - 1 = 19$	$S_T = 8508.55$

2-الكشف عن الاتجاه العام: من الجدول السابق يتضح أن:

$$F_{CAL} = \frac{V_A}{V_R} = \frac{36.7}{64.77} = 0.57 < F_{(4,12)}^{5\%} = 3.26$$

ومنه نقبل الفرضية العدمية- السلسلة لا تحوي اتجاه عام

3-الكشف عن الموسمية: من الجدول السابق نجد:

$$F_{CAL} = \frac{V_B}{V_R} = \frac{2528.12}{64.77} = 39.03 > F_{(3,12)}^{5\%} = 3.49$$

ومنه نرفض فرضية العدم- يوجد تغيرات موسمية

الفصل الثاني: طرق معالجة مركبات السلسلة الزمنية.

لتحديد مدى تأثير كل جزء من العناصر المكونة للظاهرة المدروسة على القيمة الكلية للظاهرة يستوجب تفكيكها إلى مكوناتها الأساسية (الاتجاه العام، الموسمية، الدورية والمركبة العشوائية)، وهذا ما يتطلب عزل تأثيرات العامل الموسمي وكذلك الدوري لتصبح سلسلة زمنية معدلة (Adjusted Time Série)، هذه العملية تسمى تحليل السلاسل الزمنية والنتيجة عنها يسمى السلاسل المعدلة أو الممهدة، وهي النوع الذي يفضل الكثير من الباحثين التعامل معها بالدراسة لمعرفة الكيفية التي يتطور بها الاتجاه العام بدل دراسة السلاسل الأصلية، وذلك لان الأولى (المعدلة) تكون خالية من التغيرات (التأرجحات) الموسمية أو الدورية ومن ثم يكون الاتجاه العام أوضح.

من الأساليب البسيطة لتحليل السلاسل الزمنية وبالتالي تقدير الاتجاه العام تمهيد البيانات المشاهدة بتخليصها من التغيرات قصيرة الأجل التي تحدث بسبب التغيرات الفجائية غير المنتظمة والتغيرات الموسمية إن وجدت عن طريق ما يعرف بالمتوسطات المتحركة.

أولاً: المتوسطات المتحركة: Moving Averages.

من الناحية الإحصائية طريقة المتوسطات المتحركة هي عبارة عن عملية حسابية تستخدم لتحليل نقاط البيانات عن طريق إنشاء سلسلة من المتوسطات لمجموعات فرعية مختلفة من مجموعة البيانات الكاملة للسلسلة الزمنية الأصلية، حيث يساعد حساب المتوسط لكل مجموعة على تخفيف آثار التقلبات العشوائية قصيرة الأجل، كما تعطي هذه الطريقة فكرة مسبقة عن التقلبات الاتجاهية على المدى القصير والمتوسط، وهو ما يجعل البيانات المعدلة للسلسلة الزمنية أكثر مصداقية لاعتمادها في عملية التقدير وبالتالي التنبؤ خاصة في المدى الطويل.

لحساب المتوسط المتحرك لا بد أولاً من تحديد عدد معين من الوحدات الزمنية - p - يطلق عليه طول الدورة ويكون أساساً لحساب المتوسطات، يعني انه لا يتم حساب المتوسط بصورة مباشرة على كل مشاهدات السلسلة، ولكن يتم ذلك على مجموعة جزئية تتكون من عدد من القيم قدرها p ، وبالتالي نكون بصدد التكلم عن متوسط متحرك من الدرجة p والذي نرمز له بالرمز $MM_{p,t}$ ، حيث أن t يمثل الزمن الذي تم حساب المتوسط عنده.

العدد p يمثل دورية السلسلة الزمنية، وهو يساوي $p=4$ إذا كانت السلسلة ممثلة في ثلاثيات، ويساوي $p=12$ إذا كانت السلسلة شهرية، $p=5$ في المعطيات الأسبوعية... الخ، وعلى الرغم من إجماع اغلب المراجع على أن تحديده يتوقف على خبرة مصمم النموذج، فإنه توجد طريقة التجريب والتي يمكن استخدامها في هذا الصدد، من خلال اختيار الدورية التي تدني مجموع مربعات الأخطاء العشوائية، بعد هذا يتم حساب المتوسطات المتحرك والتي تختلف باختلاف كون الدورية p عدد زوجي أو فردي.

1- إذا كان p عدد فردي: أي يمكن كتابة بالطريقة التالية: $p=2m+1$ في هذه الحالة نتبع الخطوات التالية لحساب المتوسطات المتحركة:

أ- حساب متوسط الحسابي لأول p مشاهدة من البيانات وهي: y_1, y_2, \dots, y_p .

ب- إحلال القيمة التالية y_{p+1} مكان القيمة الأولى y_1 في البيانات التي حسب لها المتوسط الحسابي في الخطوة السابقة، ثم حساب المتوسط الحسابي لمجموعة البيانات الجديدة $y_2, y_3, \dots, y_p, y_{p+1}$.

ج- إحلال القيمة y_{p+2} مكان القيمة y_2 في مجموعة البيانات التي حسب لها المتوسط الحسابي في الخطوة السابقة وحساب المتوسط الحسابي لمجموعة البيانات الجديدة $y_3, y_4, \dots, y_{p+1}, y_{p+2}$ وهكذا يتم حساب باقي المتوسطات المتحركة.

د- يوضع كل متوسط متحرك $MM_{p,t}$ أمام منتصف الفترة التي حسب لها المتوسط الحسابي، فيوضع المتوسط المتحرك الأول $MM_{p, \frac{p+1}{2}}$ أمام القيمة $y_{\frac{p+1}{2}}$ ، ويوضع المتوسط الحسابي $MM_{p, \frac{p+3}{2}}$ أمام القيمة $y_{\frac{p+3}{2}}$ ، وهكذا، وتمثل هذه المتوسطات تقديرات الاتجاه العام للقيم المناظرة.

مثال: لنفترض أننا اعتمدنا طولاً للدورة مقداره $p=3$ لحساب المتوسطات المتحركة للبيانات الواردة في الجدول الموالي:

t	y_t	$MM_{p,t}$
1	102	-
2	104	$MM_{3,2} = \frac{102 + 104 + 106}{3} = 104$
3	106	
4	108	$MM_{3,4} = 108$
5	110	-

ملاحظة:

1-نتوقف عن حساب المتوسطات عند $(t=4)$ لأنه لم تعد تتوفر لدينا ثلاث مشاهدات لمواصلة حساب المتوسطات الحسابية.

2-هناك طريقة أخرى لحساب المتوسطات المتحركة بطريقة مباشرة إذا كان p فرديا، أي لما يكتب على الشكل: $p = 2m + 1$ ، وهي الطريقة التي يستند فيها للعلاقة الموالية لإجراء الحساب:

$$MM_{p,t} = \frac{1}{2m+1} \sum_{i=-m}^m y_{t+i}; \text{avec...} m = \frac{p-1}{2}$$

تطبيق العلاقة أعلاه على المثال السابق من اجل $m = \frac{3-1}{2} = 1$ يعطي النتائج الموالية:

$$MM_{3,2} = \frac{1}{2(1)+1} (y_{2-1} + y_{2+0} + y_{2+1})$$

$$MM_{3,2} = \frac{1}{3} (y_1 + y_2 + y_3) = \frac{1}{3} (102 + 104 + 106) = 104$$

$$MM_{3,3} = \frac{1}{2(1)+1} (y_{3-1} + y_{3+0} + y_{3+1})$$

$$MM_{3,3} = \frac{1}{3} (y_2 + y_3 + y_4) = \frac{1}{3} (104 + 106 + 108) = 106$$

$$MM_{3,4} = \frac{1}{2(1)+1}(y_{4-1} + y_{4+0} + y_{4+1})$$

$$MM_{3,3} = \frac{1}{3}(y_3 + y_4 + y_5) = \frac{1}{3}(106 + 108 + 110) = 108$$

2- إذا كان p عدد زوجي: وهي الحالة التي توافق كتابة الدورية على الشكل $p = 2m$ ، وفي هذه الحالة بالإضافة لإشكالية الحساب فإننا نواجه إشكالية عدم إمكانية وضع المتوسط المتحرك أمام قيم إحدى المشاهدات وإنما يوضع بين قيمتين معينتين، ومن ثمة لا بد من مركزة المتوسطات المتحركة حتى يكون بالإمكان وضعها مقابل القيم الفعلية، ومنه يتم حساب المتوسط المتحرك الممركز في حالة الدورية زوجي كما يلي:

أ- نحسب المتوسط الحسابي للملاحظات $y_{t-\frac{p}{2}}, y_{t-\frac{p}{2}+1}, \dots, y_{t+\frac{p}{2}-1}$ لنحصل على $MM_{p,1}$.

ب- نحسب المتوسط الحسابي لنفس المشاهدات السابقة بعد إحلال القيمة $y_{t+\frac{p}{2}}$ مكان القيمة

p لنحصل على المتوسط المتحرك $MM_{p,2}$.

ج- نحصل على المتوسط المتحرك المناظر للقيمة y_1 بأخذ المتوسط الحسابي للمتوسطين

$MM_{p,1}, MM_{p,2}$.

في الواقع فإن حساب المتوسطات المتحركة عمليا يبدو أسهل من الصورة النظرية السابقة،

كما يتضح في المثال التالي.

مثال: لنفترض أننا اعتمدنا طولاً للدورة $p = 4$ لحساب المتوسطات المتحركة في الجدول الموالي:

t	y_t	$MM_{p,t}$	$MMC_{p,t}$
1	3		-
2	3		-
3	4	$\frac{3+3+4+5}{4} = 3.75$	$MMC_{4,3} = \frac{3.75+4.25}{2} = 4$
4	5	$\frac{3+4+5+5}{4} = 4.25$	$MMC_{4,4} = \frac{4.25+5}{2} = 4.625$
5	5	$\frac{4+5+5+6}{4} = 5$	$MMC_{4,5} = \frac{5+5.75}{2} = 5.375$
6	6	$\frac{5+5+6+7}{4} = 5.75$	-
7	7		-

لاحظ أن $MM_{p,t}$ ينسب للتاريخ الذي يقع في وسط المشاهدات التي حسب على أساسها المتوسط المتحرك، في حالتنا هذه توضع قيمة $MM_{p,t}$ على السطر بين تاريخين فوقها وتاريخين تحتها لان $p=4$ ، فلو كان مثلا $p=6$ فستوضع قيمة $MM_{p,t}$ على السطر بين ثلاثة تواريخ قبلها وثلاثة تواريخ بعدها، وهكذا في حالة كون p زوجي.

هناك طريقة أخرى لحساب المتوسطات المتحركة المركزية بطريقة مباشرة إذا كان p زوجيا، أي لما يكتب على الشكل: $p=2m$ ، وهي الطريقة التي يستند فيها للعلاقة الموالية لإجراء الحساب:

$$MMC_{p,t} = \frac{1}{2m} \left(\frac{1}{2} y_{t-m} + \sum_{i=-m+1}^{m-1} y_{t+i} + \frac{1}{2} y_{t+m} \right) \text{ avec } \dots m = \frac{p}{2}$$

تطبيق العلاقة أعلاه على المثال السابق من اجل $m = \frac{4}{2} = 2$ يعطي النتائج الموالية:

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{2(2)} \left(\frac{1}{2} y_{3-2} + \sum_{i=-2+1}^{2-1} y_{3+i} + \frac{1}{2} y_{3+2} \right)$$

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2} y_1 + y_2 + y_3 + y_4 + \frac{1}{2} y_5 \right)$$

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2} (3) + 3 + 4 + 5 + \frac{1}{2} (5) \right) = \frac{1}{4} (16) = 4$$

$$MMC_{4,4} = \frac{1}{2(2)} \left(\frac{1}{2} y_{4-2} + \sum_{i=-2+1}^{2-1} y_{4+i} + \frac{1}{2} y_{4+2} \right)$$

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2} y_2 + y_3 + y_4 + y_5 + \frac{1}{2} y_6 \right)$$

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2}(3) + 4 + 5 + 5 + \frac{1}{2}(6) \right) = \frac{1}{4}(18.5) = 4.625$$

$$MMC_{4,5} = \frac{1}{2(2)} \left(\frac{1}{2} y_{5-2} + \sum_{i=-2+1}^{2-1} y_{5+i} + \frac{1}{2} y_{5+2} \right)$$

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2} y_3 + y_4 + y_5 + y_6 + \frac{1}{2} y_7 \right)$$

$$MMC_{4,3} = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2}(4) + 5 + 5 + 6 + \frac{1}{2}(7) \right) = \frac{1}{4}(21.5) = 5.375$$

ثانياً: تقدير التأثيرات الموسمية: يتوقف هذا الأمر على الكيفية التي يتم بها نمذجة مركبات السلسلة الزمنية الأربعة، يعني على الشكل الذي يجمع المركبات الأربعة والذي تم الإشارة له سابقاً (النموذج الضربي أو الجمعي):

1- تقدير التأثيرات الموسمية للنماذج الضربية: يعتبر النموذج الضربي الأكثر استخداماً وشيوعاً بالنسبة للظواهر الاقتصادية، ويعتبر أن قيمة الظاهرة y_t هي حاصل ضرب المركبات الأربعة خلال الزمن t أي $y_t = C * I * T * S$ ، والتي تكون غير مستقلة عن بعضها البعض، وفي هذه الحالة أي عند استخدام النموذج الضربي في تقدير التأثيرات الموسمية نتبع الخطوات الموالية والخاصة بطريقة المتوسطات المتحركة (توجد أيضاً طريقة النسب للاتجاه العام):

أ- الحصول على المتوسطات المتحركة باستخدام الطول الحقيقي للدورة الموسمية في البيانات (البيانات الربع سنوية تكون $p = 4$ ، أما البيانات الشهرية فتكون الدورية مساوية $p = 12$ وهكذا)، وبحساب المتوسط المتحرك نكون قد تخلصنا من مركبتي: الموسم وغير المنتظمة، وبالتالي فإن المتوسطات تمثل توليفة من عاملي الاتجاه العام T والدورية C ، أي:

$$MM_{p,t} = (T_t \cdot C_t)$$

ب- قسمة قيم الظاهرة الأصلية y_t والتي تتكون من حاصل ضرب المركبات الأربعة على المتوسطات المتحركة نحصل على تقديري المركبتين الأخيرتين الموسمية وغير المنتظمة، أي:

$$(S_t, I_t) = \frac{y_t}{MM_{p,t}}$$

ج- نحذف اثر العوامل غير المنتظمة من التوليفة (S_t, I_t) بإيجاد المتوسط الحسابي لها وبالتالي نحصل على متوسطات المعاملات الموسمية \bar{S}_t .

د- عادة ما يتم تعديل التقديرات بحيث يساوي مجموعها عدد المواسم (p) ، ومن ثم يمكن مقارنة كل معامل موسمي بالواحد الصحيح، ويعرف معامل التصحيح Correction Factor على الصورة:

$$CF = \frac{P}{\sum_{t=1}^p \bar{S}_t}$$

هـ- نحسب تقديرات المعاملات الموسمية كما يلي:

$$S_t = CF * \bar{S}_t \dots t = 1, 2, 3, \dots, p$$

مثال: الجدول الموالي يظهر عدد زوار حديقة الحيوانات خلال ستة سنوات ماضية، والمطلوب تقدير المعاملات الموسمية:

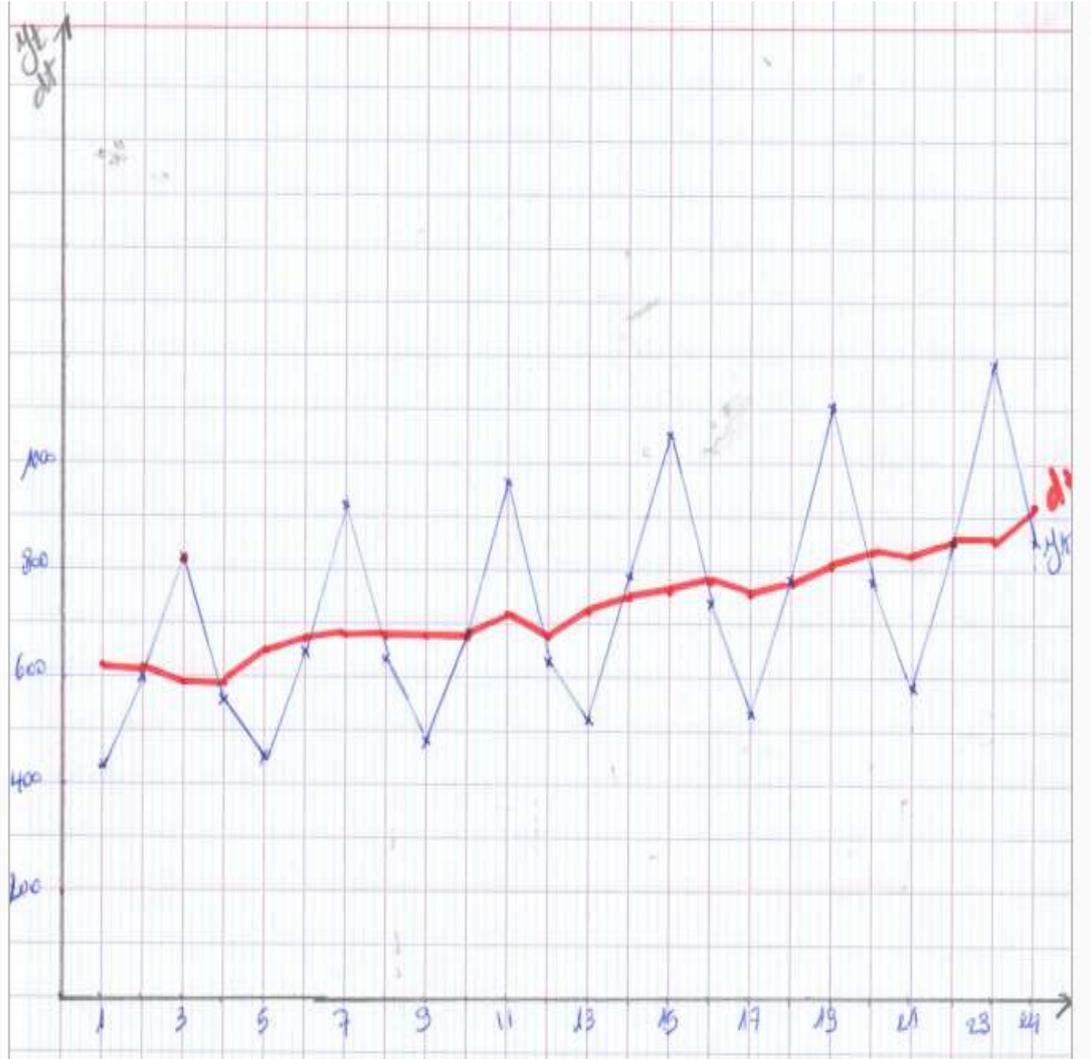
السنوات	الفصول	y_t	$MMC_{4,t}$	$y_t / MMC_{4,t}$	S_t	$d_t = y_t / S_t$
2013	1	430	-	-	0.699	615.16
	2	600	-	-	0.995	603.01
	3	820	602.5	1.360	1.373	597.23
	4	550	611.25	0.899	0.932	590.12
2014	1	450	630	0.714	0.699	643.77
	2	650	652.5	0.996	0.995	653.26
	3	920	666.25	1.380	1.373	670.06
	4	630	675	0.933	0.932	675.96
2015	1	480	686.25	0.699	0.699	686.69
	2	690	692.5	0.996	0.995	693.46
	3	970	697.5	1.390	1.373	706.48

	4	630	710	0.887	0.932	675.96
2016	1	520	727.5	0.714	0.699	743.91
	2	750	750	1.000	0.995	753.76
	3	1050	763.75	1.374	1.373	764.74
	4	730	770	0.948	0.932	783.26
2017	1	530	781.25	0.678	0.699	758.22
	2	790	793.75	0.995	0.995	793.96
	3	1100	806.25	1.364	1.373	801.16
	4	780	820	0.951	0.932	836.9
2018	1	580	837.5	0.692	0.699	829.75
	2	850	856.25	0.992	0.995	854.27
	3	1180	-	-	1.373	859.43
	4	850	-	-	0.932	912.01

الشكل الموالي يمثل قيم الظاهرة الأصلية y_t وقيم الظاهرة بعد تخليصها من اثر الموسم

d_t ، أي :

$$d_t = y_t / S_t = T_t * C_t * I_t$$



***الخطوة الثالثة:** نقوم بحساب المؤشرات الموسمية لكل فصل وذلك بحساب المتوسطات الحسابية للنسب $y_t / MMC_{4,t}$ وهذا بالنسبة لكل فصل، بحيث تنتج أربعة مؤشرات موسمية بحسب عدد فصول السنة (S_1, S_2, S_3, S_4) ، هذه الخطوة يلخصها الجدول الموالي:

الفصل السنة	الفصل الأول	الفصل الثاني	الفصل الثالث	الفصل الرابع
2013	-	-	1.360	0.899
2014	0.714	0.996	1.380	0.933
2015	0.699	0.996	1.390	0.887
2016	0.714	1.000	1.374	0.948
2017	0.678	0.995	1.364	0.995
2018	0.692	0.992	-	-

المتوسط	0.699	0.995	1.373	0.932
---------	-------	-------	-------	-------

لا حظ أن مجموع المعاملات الموسمية يساوي الدورية $p = 4$.

*تفسير المعاملات الموسمية: إذا كان المعامل الموسمي المناظر لموسم معين يساوي الواحد الصحيح فإن هذا يعني أن هذا الموسم ليس له اثر موسمي على الظاهرة، وان كان المعامل الموسمي أكبر من الواحد الصحيح فإن هذا يعني أن هذا الموسم يؤثر على الظاهرة بالزيادة، أما إذا كان المعامل الموسمي اقل من الواحد الصحيح فإن معنى هذا ينصرف لكون الموسم يؤثر على الظاهرة بالنقصان، ففي المثال الذي بين أيدينا يمكن القول أن الموسم الأول ينقص من مستوى السلسلة بنسبة 30.1%، فإذا كانت قيمة الاتجاه العام في هذا الموسم 100 فإن المعامل الموسمي S_1 يجذب هذه القيمة للأسفل لتصبح 69.9 فقط، في نفس الصياغ يمكن القول أن الموسم الثالث يزيد من مستوى السلسلة بنسبة 37.3% تقريباً، فإذا كانت قيمة الاتجاه العام في هذا الموسم 100 فإن المعامل الموسمي S_3 يزيد من هذه القيمة لتصبح 137.3.

*الخطوة الرابعة: تقدير معادلة الاتجاه العام للسلسلة المصححة من التغيرات الموسمية: وهنا نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على مقدرات النموذج الموالي:

$$d_t = b_0 + b_1 t + \varepsilon_t$$

حيث نستند للعلاقات الموالية لتقدير b_0, b_1 حيث:

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n t \cdot d_t - \bar{d} \sum_{t=1}^n t}{\sum_{t=1}^n t^2 - \bar{t} \sum_{t=1}^n t}$$

$$b_0 = \bar{d} - b_1 \bar{t}$$

العمليات الحسابية وفق الصيغة أعلاه يلخصها الجدول الموالي:

الصيغة	t	d	t^2	$d \cdot t$
2013	1	615.16	1	615.16
	2	603.01	4	1206.02
	3	597.23	9	1791.69

	4	590.12	16	2360.48
2014	5	643.77	25	3218.85
	6	653.26	36	3919.56
	7	670.06	49	4690.42
	8	675.96	64	5407.68
2015	9	686.69	81	6180.21
	10	693.46	100	6934.60
	11	706.48	121	7771.28
	12	675.96	144	8111.52
2016	13	743.91	169	9670.83
	14	753.76	196	10552.6
	15	764.74	225	11471.1
	16	783.26	256	12532.1
2017	17	758.22	289	12889.7
	18	793.96	324	14291.3
	19	801.16	361	15222.04
	20	836.9	400	16738
2018	21	829.75	441	17424.7
	22	854.27	484	18793.9
	23	859.43	529	19766.9
	24	912.01	576	21888.2
المجموع	300	18145.8	4900	233448.8
المتوسط	12.5	756.07	-	-

ومنه قيمة الميل b_1 والحد الثابت b_0 تحسب كما يلي:

$$b_1 = \frac{233448.8 - (756.07)(300)}{4900 - (12.5)(300)} = \frac{6627.8}{1150} = 5.76$$

$$\Rightarrow b_0 = 756.07 - (5.76)(12.5) = 684.07$$

ومنه تكتب معادلة OLS الجديدة (المصححة من تأثير الموسم) كما يلي (وهي معادلة الاتجاه

العام):

$$d_t = 5.76t + 684.07$$

الخطوة الخامسة: القيام بعملية التنبؤ: للتنبؤ بعدد زوار حديقة الحيوان خلال كل ثلاثي نستخدم المعادلة الموالية:

$$y_{2019,i} = (5.76t + 684.07)S_i$$

وعليه سيبلغ عدد زوار الحديقة خلال:

*الثلاثي الأول من سنة 2019 العدد:

$$y_{19,1} = (5.76 * 25 + 684.07)0.699 = 578.82$$

*الثلاثي الثاني من سنة 2019 العدد:

$$y_{19,1} = (5.76 * 26 + 684.07)0.995 = 829.66$$

*الثلاثي الثالث من سنة 2019 العدد:

$$y_{19,1} = (5.76 * 27 + 684.07)1.373 = 1152.75$$

*الثلاثي الرابع من سنة 2019 العدد:

$$y_{19,1} = (5.76 * 28 + 684.07)0.932 = 787.87$$

2-تقدير التأثيرات الموسمية للنماذج الجمعية: إجراءات الحصول على بيانات خالية من التغيرات الموسمية (سلسلة منزوعة الموسمية أو سلسلة معدلة موسميا) بالنسبة للنماذج الجمعية هي نفسها كما في النماذج الضريبية، الاختلاف بينهما يكمن في إجراءات الحساب فقط، بالنسبة للنوع الأول يمكن تلخيص إجراءات ذلك في:

أ-حساب المتوسطات المتحركة من الرتبة p .

ب-طرح من قيم الظاهرة الأصلية y_t والتي تتكون من حاصل جمع المركبات الأربعة قيم المتوسطات المتحركة المقابل لها والمحسوب في الخطوة السابقة، لنتحصل على الفروق الموسمية.

ج- نحسب متوسطات المعاملات الموسمية \bar{S}_i غير المصححة، والتي تمثل المتوسط الحسابي للفروقات الموسمية الخاصة بكل فصل.

د-نلجأ عادة إلى تعديل المعاملات الموسمية غير المصححة في حالة كان مجموعها لا

$$\text{يساوي الصفر } \sum_{i=1}^p S_i \neq 0 \Leftrightarrow \bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^p S_i}{p} \neq 0$$

من خلال استخدام الصيغة الموالية:

$$S_i^* = S_i - \bar{S}$$

هـ-ننزع الموسمية من السلسلة الزمنية الأصلية من خلال طرح من كل قيمة أساسية معامل الموسمية (معامل الموسمية المصحح) المقابل لها.

مثال: البيانات التي يظهرها الجدول الموالي تمثل مبيعات إحدى الشركات بملايين الدينارات:

الفصل	1	2	3	4	1	2	3	4
t	1	2	3	4	5	6	7	8
y_t	120	181	71	119	128	190	73	124
الفصل	1	2	3	4	1	2	3	4
t	9	10	11	12	13	14	15	16
y_t	140	196	84	133	145	206	96	142

الخطوة الأولى: تحديد نوع النموذج الذي ينطبق على السلسلة (تم التأكد من انه تجميعي).

الخطوة الثانية: حساب المتوسطات المتحركة من الدرجة الرابعة ($p=4$)، وهي التي يظهرها العمود الثالث في الجدول الموالي.

الخطوة الثالثة: حساب الفروق الموسمية من خلال طرح المتوسطات المتحركة $MM_{p,t}$ من قيم الظاهرة المقابلة لها y_t ، وهي التي يظهرها العمود الرابع من الجدول الموالي.

الزمن t	y_t	$MM_{p,t}$	$(y_t - MM_{p,t})$
1	120	-	-
2	181	-	-
3	71	123.75	52.75-
4	119	125.88	6.88-
5	128	127.25	0.75
6	190	128.13	61.88
7	73	130.25	57.25-
8	124	132.5	8.5-
9	140	134.63	5.38
10	196	137.13	58.88
11	84	138.88	54.88-
12	133	140.75	7.75-
13	145	143.5	1.5
14	206	146.13	59.88
15	96	-	-
16	142	-	-

الخطوة الرابعة: حساب المعاملات الموسمية: والتي تساوي المتوسط الحسابي للفروق الموسمية

لكل فصل، كالتالي:

$$\bar{S}_1 = \frac{0.75 + 5.38 + 1.5}{3} = 2.54$$

$$\bar{S}_2 = \frac{61.88 + 58.88 + 59.88}{3} = 60.21$$

$$\bar{S}_3 = \frac{-52.75 - 57.25 - 54.88}{3} = -54.96$$

$$\bar{S}_4 = \frac{-6.88 - 8.5 - 7.75}{3} = -7.71$$

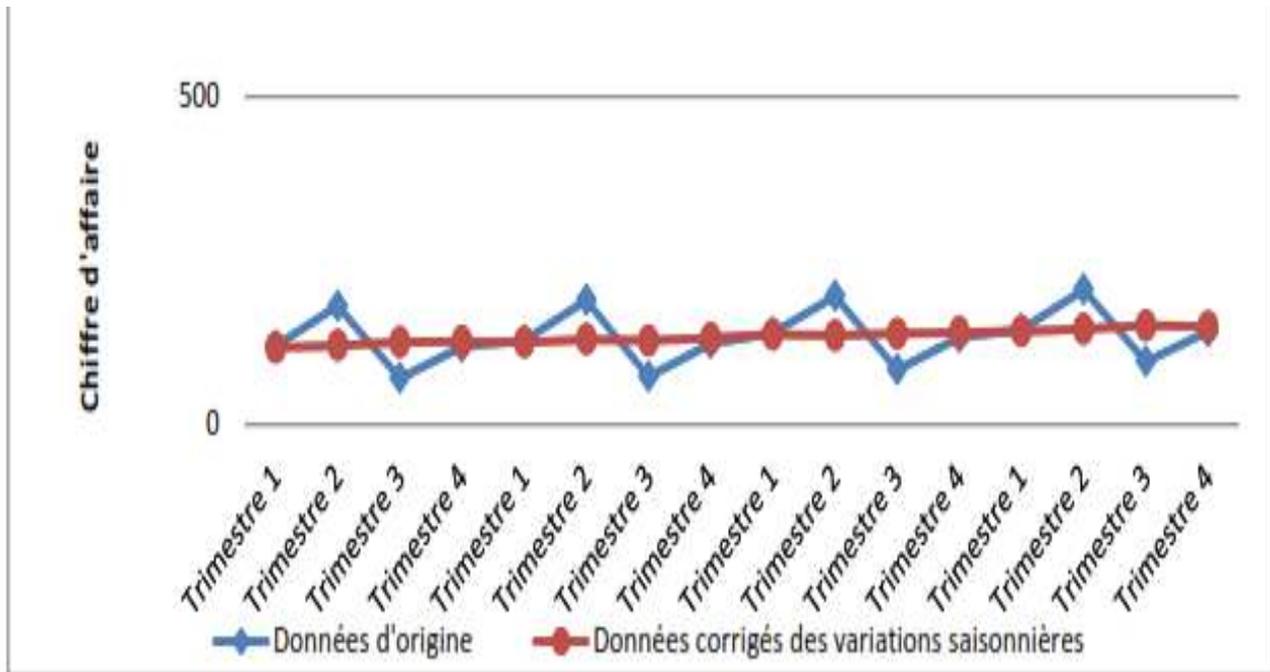
الآن نتأكد من أن المعاملات الموسمية لا تحتاج إلى تعديل من خلال حساب مجموعها الذي يجب أن يكون معدوم: $\sum_{t=1}^p S_t = 0.08$ ، ومنه $\bar{S} = \frac{0.08}{4} = 0.02$ وعليه تكون المعاملات الموسمية المعدلة كالتالي:

$$S_t^* = S_t - \bar{S} \Rightarrow S_1^* = 2.52, S_2^* = 60.19, S_3^* = -54.98, S_4^* = -7.73$$

الخطوة الخامسة: بعد حصولنا على المعاملات الموسمية المعدلة أو المصححة، يمكننا نزع الموسمية من السلسلة الزمنية من خلال طرح من كل قيمة أساسية معامل الموسمية المقابل لها كما يظهر في الجدول الموالي:

t	1	2	3	4	5	6	7	8
y_t	120	181	71	119	128	190	73	124
$d_t = y_t - S_t^*$	117.48	120.81	125.98	126.73	125.48	129.81	127.98	131.73
t	9	10	11	12	13	14	15	16
y_t	140	196	84	133	145	206	96	142
$d_t = y_t - S_t^*$	137.48	135.81	138.98	140.73	142.48	145.81	150.98	149.73

الرسم البياني الموالي يبين السلسلة الزمنية الأصلية وكذا السلسلة الزمنية منزوعة الموسمية:



الخطوة السادسة: تقدير معادلة الاتجاه العام للسلسلة المصححة من التغيرات الموسمية:

وهنا نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على مقدرات النموذج الموالي:

$$d_t = b_0 + b_1 t + \varepsilon_t$$

حيث نستند للعلاقات الموالية لتقدير b_0, b_1 حيث:

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n t \cdot d_t - \bar{d} \sum_{t=1}^n t}{\sum_{t=1}^n t^2 - \bar{t} \sum_{t=1}^n t}$$

$$b_0 = \bar{d} - b_1 \bar{t}$$

العمليات الحسابية وفق الصيغة أعلاه يلخصها الجدول الموالي:

السنة	t	d	t^2	$d * t$
الأولى	1	117.48	1	117.48
	2	120.81	4	241.62
	3	125.98	9	377.94
	4	126.73	16	506.92
الثانية	5	125.48	25	627.4
	6	129.81	36	778.86
	7	127.98	49	895.86
	8	131.73	64	1053.84
الثالثة	9	137.48	81	1237.32
	10	135.81	100	1358.10
	11	138.98	121	1528.78
	12	140.73	144	1688.76
الرابعة	13	142.48	169	1852.24
	14	145.81	196	2041.34
	15	150.98	225	2264.70
	16	149.73	256	2395.68

المجموع	136	2148	1496	18966.84
المتوسط	8.5	134.25	-	-

ومنه قيمة الميل b_1 والحد الثابت b_0 تحسب كما يلي:

$$b_1 = \frac{18966.84 - (134.25)(136)}{1496 - (8.5)(136)} = \frac{708.84}{340} = 2.08$$

$$\Rightarrow b_0 = 134.25 - (2.08)(8.5) = 116.52$$

ومنه تكتب معادلة OLS الجديدة (المصححة من تأثير الموسم) كما يلي (وهي معادلة الاتجاه

العام):

$$d = 2.08 * t + 116.52$$

الخطوة السابعة: القيام بعملية التنبؤ: للتنبؤ بمبيعات الشركة خلال كل ثلاثي من السنة

الخامسة نستخدم المعادلة الموالية:

$$y_{5,t} = (2.08t + 116.52) + S_i^*$$

وعليه ستبلغ مبيعات الشركة خلال:

الثلاثي الأول من السنة الخامسة:

$$y_{5,t} = (2.08(17) + 116.52) + 2.52 = 154.4$$

الثلاثي الثاني من السنة الخامسة:

$$y_{5,t} = (2.08(18) + 116.52) + 60.19 = 214.15$$

الثلاثي الثالث من السنة الخامسة:

$$y_{5,t} = (2.08(19) + 116.52) - 54.98 = 101.06$$

الثلاثي الرابع من السنة الخامسة:

$$y_{5,t} = (2.08(20) + 116.52) - 7.73 = 150.39$$

ثالثاً: تقدير التأثيرات الموسمية باستخدام طريقة النسب للاتجاه العام: تعتبر هذه التقنية من بين الطرق المستخدمة لنزع الموسمية من السلسلة الزمنية، لاستخدامها يجب أيضاً التفريق بين النموذج الضربي ونظيره الجمعي كما في حالة استخدام المتوسطات المتحركة:

1-تقدير التأثيرات الموسمية للنماذج الضربية: لتطبيق هذه الطريقة يجب اتباع الخطوات الموالية:

أ-التأكد من ان النموذج الجدائي هو ما يجمع المركبات الاربعة للسلسلة الزمنية.

ب-تقدير معادلة الاتجاه العام للسلسلة الزمنية الاصلية.

ج-حساب القيم الاتجاهية للسلسلة الزمنية الاصلية \hat{y}_t باستخدام معادلة الاتجاه العام المتوصل اليها في الخطوة السابقة.

د-حساب نسبة القيم الفعلية الى القيم التنبؤية $\frac{y_t}{\hat{y}_t}$ لكل موسم(فصل أو شهر).

هـ-حساب المؤشرات الموسمية S_i لكل موسم (فصل أو شهر...الخ) وذلك بحساب المتوسط الحسابي للنسبة $\frac{y_t}{\hat{y}_t}$ وهذا بالنسبة لكل موسم، لنتحصل على مؤشرات موسمية عددها يساوي عدد المواسم في السنة p .

و-تعديل المعاملات الموسمية، والذي يجبرنا على انجاز هذه الخطوة هو تحقق الشرط الموالي: $\sum_{i=1}^p S_i \neq p$ (مجموع قيم المؤشرات الموسمية لا يساوي عدد هذه المؤشرات الموسمية)، وفي حالة تحقق الشرط السابق فان التصحيح يكون باستخدام الصيغة الموالية:

$$S_i^* = \frac{S_i}{\bar{S}} \dots \text{with} \dots \bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^p S_i}{p}$$

حيث أن (S_i^*) يمثل المؤشر الموسمي المصحح للفترة (i) .

ز-تخليص الظاهرة من أثر الموسم، وبالتالي نتحصل على سلسلة زمنية مصححة (معدلة)
 $d_t = \frac{y_t}{S_t}$ عن طريق قسمة كل مشاهدة من السلسلة الزمنية الأصلية (y_t) على المؤشر الموسمي
المقابل لها (أو المؤشر الموسمي المصحح).

ح-تقدير معادلة الاتجاه العام الجديدة الخالية من اثر الموسم، من خلال إجراء انحدار
للسلسلة d_t على الزمن (t) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS، يعني تقدير
معالم النموذج التالي:

$$d_t = b_0 + b_1 t + \varepsilon_t$$

حيث نستند للعلاقات الموالية لتقدير b_0, b_1 حيث:

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n t \cdot d_t - \bar{d} \sum_{t=1}^n t}{\sum_{t=1}^n t^2 - \bar{t} \sum_{t=1}^n t}$$

$$b_0 = \bar{d} - b_1 \bar{t}$$

ط-القيام بعملية التنبؤ، والتي تتم في حالة النموذج الضربي باستخدام المعادلة الموالية:

$$\hat{y}_t = (b_0 + b_1 t) * S_t$$

مثال: لنفترض البيانات الموالية (نفترض كذلك أن النموذج الضربي هو الذي يجمع بين
مركبات السلسلة الزمنية)، والتي تمثل مبيعات إحدى المؤسسات لأربعة مواسم، والمطلوب تقدير
مبيعات سنة 2020 باستخدام طريقة النسب للاتجاه العام لتهديب السلسلة الزمنية.

السنة	2017	2018	2019
الفصل			
الفصل الأول	100	125	142
الفصل الثاني	120	136	144
الفصل الثالث	110	138	150
الفصل الرابع	135	140	154

الخطوة ب: تم تقدير معادلة الاتجاه العام باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS وتبين أنها تأخذ الصيغة التالية:

$$\hat{y} = 105.92 + 4.14t$$

الخطوة ج: حساب القيم الاتجاهية (\hat{y}) للسلسلة الزمنية، والتي تتم بتعويض عنصر الزمن (t) بالقيم $t = 1, 2, 3, \dots, 16$ في المعادلة السابقة لتتوصل على الجدول الموالي:

t	1	2	3	4	5	6
y_t	100	120	110	135	125	136
\hat{y}_t	110.06	114.20	118.34	122.48	126.62	130.76
t	7	8	9	10	11	12
y_t	138	140	142	144	150	154
\hat{y}_t	134.90	139.04	143.18	147.32	151.46	155.60

الخطوة د: حساب نسبة القيم الفعلية الى القيم التنبؤية $\frac{y_t}{\hat{y}_t}$ لكل موسم (فصل أو شهر)، وهي

التي يظهرها العمود الرابع من الجدول الموالي:

t	y_t	\hat{y}_t	y_t / \hat{y}_t
1	100	110.06	0.9085
2	120	114.20	1.0507
3	110	118.34	0.9295
4	135	122.48	1.1022
5	125	125.62	0.9950
6	136	130.76	1.0400
7	138	134.90	1.0229
8	140	139.04	1.0069
9	142	143.18	0.9917
10	144	147.32	0.9774

11	150	151.46	0.9903
12	154	155.60	0.9897

الخطوة هـ: حساب المؤشرات الموسمية S_t لكل موسم، حيث:

$$S_1 = \frac{0.9085 + 0.9950 + 0.9917}{3} = 0.9650 \quad \text{للفصل الأول:}$$

$$S_2 = \frac{1.0507 + 1.0400 + 0.9744}{3} = 1.0217 \quad \text{للفصل الثاني:}$$

$$S_3 = \frac{0.9295 + 1.0229 + 0.9903}{3} = 0.9809 \quad \text{للفصل الثالث:}$$

$$S_4 = \frac{1.1022 + 1.0069 + 0.9897}{3} = 1.0329 \quad \text{للفصل الرابع:}$$

الخطوة و: نلاحظ أن: $\sum_{i=1}^p S_i = 4.0005 \neq p = 4$ وعليه نستنتج أن المعاملات الموسمية تحتاج

إلى تصحيح كالتالي:

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^p S_i}{p} = \frac{4.0005}{4} = 1.000125$$

وعليه نستخدم الصيغة $S_i^* = \frac{S_i}{\bar{S}}$ للتصحيح فنجد:

$$S_1^* = 0.9648, S_2^* = 1.0215, S_3^* = 0.9807, S_4^* = 1.0327$$

الخطوة ز: حساب قيم السلسلة الزمنية المصححة (معدلة) $d_t = \frac{y_t}{S_i^*}$ عن طريق قسمة كل

مشاهدة من السلسلة الزمنية الأصلية (y_t) على المؤشر الموسمي المقابل لها (أو المؤشر

الموسمي المصحح)، هذه الخطوة يلخصها الجدول الموالي:

y_t	100	120	110	135	125	136
S_i^*	0.9648	1.0215	0.9807	1.0327	0.9648	1.0215
$d_t = y_t / S_i^*$	103.64	117.47	112.16	130.72	121.04	133.13
y_t	138	140	142	144	150	154

S_i^*	0.9807	1.0327	0.9648	1.0215	0.9807	1.0327
$d_t = y_t / S_i^*$	140.71	135.56	147.18	140.96	152.95	149.12

الخطوة ح: تقدير معادلة الاتجاه العام الجديدة الخالية من اثر الموسم، العمليات الحسابية

اللازمة يلخصها الجدول الموالي:

t	t^2	d_t	$d_t * t$	السنة
1	1	103.64	103.64	2017
2	4	117.47	234.94	
3	9	112.16	336.48	
4	16	130.72	522.88	
5	25	121.04	605.2	2018
6	36	133.13	798.78	
7	49	140.71	984.97	
8	64	135.56	1084.48	
9	81	147.18	1324.62	2019
10	100	140.96	1409.6	
11	121	152.95	1682.45	
12	144	149.12	1789.44	
78	650	1584.64	10877.48	المجموع
6.5	54.16	132.05	906.45	المتوسط

ومنه:

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n t.d_t - \bar{d} \sum_{t=1}^n t}{\sum_{t=1}^n t^2 - \bar{t} \sum_{t=1}^n t} = \frac{(10877.48) - 132.05(78)}{(650) - 6.5(78)} = \frac{577.58}{143} = 4.04$$

$$b_0 = \bar{d} - b_1 \bar{t} = 132.05 - 4.04(6.5) = 105.79$$

وعليه فان معادلة الاتجاه العام تأخذ الشكل الموالي:

$$d_t = 4.04t + 105.79$$

الخطوة ط: القيام بعملية التنبؤ، والتي تتم في حالة النموذج الضربي باستخدام المعادلة الموالية:

$$\hat{y}_t = (4.04t + 105.79) * S_t^*$$

وعليه تكون التنبؤات أثناء سنة 2020 وخلال:

$$\hat{y}_{(4,1)} = (4.04(13) + 105.79) * 0.9648 = 152.73 \text{ الفصل الأول:}$$

$$\hat{y}_{(4,2)} = (4.04(14) + 105.79) * 1.0215 = 165.84 \text{ الفصل الثاني:}$$

$$\hat{y}_{(4,3)} = (4.04(15) + 105.79) * 0.9807 = 163.17 \text{ الفصل الثالث:}$$

$$\hat{y}_{(4,4)} = (4.04(16) + 105.79) * 1.0327 = 176.00 \text{ الفصل الرابع:}$$

2-تقدير التأثيرات الموسمية للنماذج التجميعية: لتطبيق هذه الطريقة على النموذج الجمعي
وجب اتباع الخطوات الموالية:

أ-التأكد من ان النموذج التجميعي هو ما يجمع المركبات الاربعة للسلسلة الزمنية.

ب-تقدير معادلة الاتجاه العام للسلسلة الزمنية الاصلية.

ج-حساب القيم الاتجاهية للسلسلة الزمنية الاصلية \hat{y}_t باستخدام معادلة الاتجاه العام المتوصل اليها في الخطوة السابقة.

د-حساب الفروق (القيم الفعلية مطروح منه القيم التنبؤية) $(y_t - \hat{y}_t)$ لكل موسم (فصل أو شهر).

ه-حساب المؤشرات الموسمية S_t لكل موسم (فصل أو شهر...الخ) وذلك بحساب المتوسط الحسابي للفروق $(y_t - \hat{y}_t)$ وهذا بالنسبة لكل موسم، ننتحصل على مؤشرات موسمية عددها يساوي عدد المواسم في السنة p .

و-تعديل المعاملات الموسمية، والذي يجبرنا على انجاز هذه الخطوة هو تحقق الشرط الموالي: $\sum_{i=1}^p S_i \neq 0$ (مجموع قيم المؤشرات الموسمية لا يساوي الصفر)، وفي حالة تحقق الشرط السابق فان التصحيح يكون باستخدام الصيغة الموالية:

$$S_i^* = \left(S_i - \bar{S} \right) \dots \text{with} \dots \bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^p S_i}{p}$$

حيث أن (S_i^*) يمثل المؤشر الموسمي المصحح للفترة (i) .

ز-تخليص الظاهرة من أثر الموسم، وبالتالي نتحصل على سلسلة زمنية مصححة (معدلة) $d_t = y_t - S_t$ عن طريق طرح من كل مشاهدة من السلسلة الزمنية الأصلية (y_t) المؤشر الموسمي المقابل لها (أو المؤشر الموسمي المصحح الذي يتوافق معها).

ح-تقدير معادلة الاتجاه العام الجديدة الخالية من اثر الموسم، من خلال إجراء انحدار للسلسلة d_t على الزمن (t) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS، يعني تقدير معالم النموذج التالي:

$$d_t = b_0 + b_1 t + \varepsilon_t$$

حيث نستند للعلاقات الموالية لتقدير b_0, b_1 حيث:

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n t \cdot d_t - \bar{d} \sum_{t=1}^n t}{\sum_{t=1}^n t^2 - \bar{t} \sum_{t=1}^n t}$$

$$b_0 = \bar{d} - b_1 \bar{t}$$

ط-القيام بعملية التنبؤ، والتي تتم في حالة النموذج الجمعي باستخدام المعادلة الموالية:

$$\hat{y}_t = (b_0 + b_1 t) + S_t$$

مثال: يمثل الجدول الموالي استهلاك الكهرباء (kw/h) في شقة تقع في بناية حديثة الانجاز:

السنة الفصل	2009	2010	2011	2012	2013
Trim1	3480	3700	4012	4390	4620
Trim2	3180	3450	3800	4050	4280
Trim3	3400	3650	4120	4350	4530
Trim4	2500	2690	3050	3300	3660

-والمطلوب التنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في هذه الشقة خلال سنة 2014 وهذا بالنسبة لكل الثلاثيات.

الحل:

الخطوة ب: تم تقدير معادلة الاتجاه العام باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS وتبين أنها تأخذ الصيغة التالية للسلسلة قبل التصحيح:

$$\hat{y} = 3082.469 + 59.822t$$

الخطوة ج: حساب القيم الاتجاهية (\hat{y}) للسلسلة الزمنية، والتي تتم بتعويض عنصر الزمن (t) بالقيم $t = 1, 2, 3, \dots, 20$ في المعادلة السابقة لنتحصل على الجدول الموالي:

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y_t	3142.3	3202.1	3261.9	3321.7	3381.5	3441.4	3501.2	3561.04	3620.8	3680.6
t	11	23	13	14	15	16	17	18	19	20
y_t	3740.5	3800.3	3860.1	3919.9	3979.7	4039.6	4099.4	4159.2	4219.08	4278.9

الخطوة د: حساب الفروق الموسمية ($y_t - \hat{y}_t$) لكل موسم (فصل أو شهر)، وهي التي يظهرها

العمود الرابع من الجدول الموالي:

t	y_t	\hat{y}_t	$(y_t - \hat{y}_t)$
1	3480	3142.2	377.7
2	3180	3202.1	22.11-
3	3400	3261.9	138.06

4	2500	3321.7	821.7-
5	3700	3381.5	318.42
6	3450	3441.4	8.59
7	3650	3501.2	148.77
8	2690	3561.04	871.04-
9	4012	3620.8	391.13
10	3800	3680.6	119.31
11	4120	3740.5	379.48
12	3050	3800.3	750.33-
13	4390	3860.15	529.84
14	4050	3919.9	130.02
15	4350	3979.8	370.20
16	3300	4039.6	739.62-
17	4620	4099.4	520.55
18	4280	4159.2	120.73
19	4530	4219.08	310.91
20	3660	4278.9	618.90-

الخطوة هـ: حساب المؤشرات الموسمية S_t لكل موسم (فصل أو شهر... الخ) وذلك بحساب المتوسط الحسابي للفرق $(y_t - \hat{y}_t)$ وهذا بالنسبة لكل موسم، لنتحصل على مؤشرات موسمية عددها يساوي عدد المواسم في السنة p ، وهي الموضحة أدناه:

$$S_1 = \frac{337.709 + 318.421 + 391.133 + 529.845 + 520.557}{5} = 419.533 \quad \text{للفصل الأول:}$$

$$S_2 = \frac{-22.113 + 8.599 + 119.311 + 130.023 + 120.735}{5} = 71.311 \quad \text{للفصل الثاني:}$$

$$S_3 = \frac{138.065 + 148.777 + 379.489 + 370.201 + 310.913}{5} = 269.489 \quad \text{للفصل الثالث:}$$

$$S_4 = \frac{-618.909 - 739.621 - 750.333 - 871.045 - 821.757}{5} = -760.333 \quad \text{للفصل الرابع:}$$

الخطوة و: نتحقق الآن من أن المؤشرات الموسمية لا تحتاج إلى تصحيح، من خلال تحقق الشرط الموالي:

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^4 S_i}{4} = \frac{S_1 + S_2 + S_3 + S_4}{4} = \frac{419.533 + 71.311 + 269.489 - 760.333}{4} = 0$$

ومنه نستنتج أن المؤشرات الموسمية لا تحتاج إلى تعديل.

الخطوة ز: تخلص الظاهرة من أثر الموسم، وبالتالي نتحصل على سلسلة زمنية مصححة (معدلة) $d_t = y_t - S_t$ ، هذه الخطوة يلخصها الجدول الموالي:

y_t	S_t	$d_t = y_t - S_t$
3480	419.533	3060.467
3180	71.311	3108.689
3400	269.489	3130.511
2500	-760.333	3260.333
3700	419.533	3280.467
3450	71.311	3378.689
3650	269.489	3380.511
2690	-760.333	3450.333
4012	419.533	3592.467
3800	71.311	3728.689
4120	269.489	3850.511
3050	-760.333	3810.333
4390	419.533	3970.467
4050	71.311	3978.689
4350	269.489	4080.511
3300	-760.333	4060.333
4620	419.533	4200.467
4280	71.311	4208.689

4530	269.489	4260.511
3660	-760.333	4420.333

الخطوة ح: تقدير معادلة الاتجاه العام للسلسلة الجديدة الخالية من اثر الموسم، مختلف العمليات

الحسابية اللازمة يلخصها الجدول التالي:

t	t^2	d_t	$d_t * t$	السنة
1	1	3060.467	3060.467	2009
2	4	3108.689	6217.378	
3	9	3130.511	9391.533	
4	16	3260.333	13041.332	
5	25	3280.467	16402.335	2010
6	36	3378.689	20272.134	
7	49	3380.511	23663.577	
8	64	3450.333	27602.664	
9	81	3592.467	32332.203	2011
10	100	3728.689	372868.9	
11	121	3850.511	42355.621	
12	144	3810.333	45723.996	
13	169	3970.467	51616.071	2012
14	196	3978.689	55701.646	
15	225	4080.511	61207.665	
16	256	4060.333	64965.328	
17	289	4200.467	71407.939	2013
18	324	4208.689	75756.402	
19	361	4260.511	80949.709	
20	400	4420.333	88406.66	
210	2870	74212	827361.55	المجموع
10.5	143.5	3710.6	41368.077	المتوسط

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^n t.d_t - \bar{d} \sum_{t=1}^n t}{\sum_{t=1}^n t^2 - \bar{t} \sum_{t=1}^n t} = \frac{(827361.55) - 3710.6(210)}{(2870) - 10.5(210)} = \frac{48135.55}{665} = 72.38$$

$$b_0 = \bar{d} - b_1 \bar{t} = 3710.6 - 72.38(10.5) = 2950.56$$

وعليه فان معادلة الاتجاه العام تأخذ الشكل الموالي:

$$d_t = 72.38t + 2950.56$$

الخطوة ط: القيام بعملية التنبؤ، والتي تتم في حالة النموذج الجمعي باستخدام المعادلة الموالية:

$$\hat{y}_t = (72.38t + 2950.56) + S_t$$

وعليه يكون استهلاك الطاقة الكهربائية بالشقة أثناء سنة 2014 وخلال:

$$\hat{y}_{(4,1)} = (72.38(21) + 2950.56) + 419.533 = 4890.073 \text{ الفصل الأول:}$$

$$\hat{y}_{(4,2)} = (72.38(22) + 2950.56) + 71.311 = 4614.231 \text{ الفصل الثاني:}$$

$$\hat{y}_{(4,3)} = (72.38(23) + 2950.56) + 269.489 = 4884.789 \text{ الفصل الثالث:}$$

$$\hat{y}_{(4,4)} = (72.38(24) + 2950.56) - 760.333 = 3927.347 \text{ الفصل الرابع:}$$

ثانيا: التلميس الأسّي (التمهيد الأسّي): قدمت الطريقة لأول مرة سنة 1957 من طرف تشارلز هولت ثم تطورت لاحقا بفضل جهود روبرت براون عام 1962، ويعتمد هذا الأسلوب على فكرة أن المعلومات القديمة اقل أهمية من المعلومات الحديثة ، لهذا يجب أن تعطى وزنا اقل، بحيث يأخذ التنبؤ الخاص بالفترة السابقة ويجرى عليه التعديل للحصول على التنبؤ الخاص بالفترة اللاحقة، ويعبر هذا التعديل على خطأ التنبؤ في الفترة السابقة ويتم حسابه بضرب خطأ التنبؤ في الفترة السابقة في معامل ثابت يتراوح بين 0 و 1.

1-التعريف بطريقة التمهيد الأسّي البسيط(النموذج المستقر): Simple Exponential Smoothing ويقصد الاستقرارية أن السلسلة الزمنية لا تحوي مركبة الاتجاه العام وكذلك

المركبة الموسمية، ذلك انه في حالة عدم تحقق شرط الاستقرار فان الطريقة تصبح غير ملائمة للتنبؤ، اختصارا يشار له (SES) وهو يعتمد على إعطاء أوزان مختلفة للقيم السابقة \hat{y}_t تنخفض بشكل أسي رجوعا في الزمن إلى الوراء، يحدد الأوزان ثابت التمهيد α وهو رقم محصور بين 0 و1، تحسب القيمة المتوقعة \hat{y}_t كما يلي:

$$\hat{y}_t = S_t = \hat{y}_{t-1} + \alpha(y_t - \hat{y}_{t-1})$$

$$\Rightarrow \hat{y}_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)\hat{y}_{t-1}$$

حيث أن:

(S_t) : القيمة المملسة من السلسلة الزمنية.

(\hat{y}_t) : القيمة المتنبأ بها في الزمن t .

(y_t) : قيمة المشاهدة في السلسلة الزمنية في الزمن t .

(\hat{y}_{t-1}) : التنبؤ الخاص بالفترة الأخيرة $t-1$ ، أما (α) فيمثل معامل التلميس حيث $\alpha \in [0,1]$ ،

فان لم يعطى فإننا نستند للمعادلة التالية لحسابه:

$$\alpha = \frac{2}{n+1}$$

في الصيغة أعلاه يتضح أن التلميس يظهر كوسط مرجح لآخر قيمة محققة (y_t) وآخر قيمة مملسة (\hat{y}_{t-1}) ومن اجل رصد تأثير قيمة المعامل (α) نعوض في المعادلة أعلاه كما يلي:

* $(\alpha = 0)$ إذن $\hat{y}_t = \hat{y}_{t-1}$ هذا يعني أن المشاهدات الحديثة لا يتم أخذها بعين الاعتبار في حساب التنبؤات، هنا نقول أن التنبؤات تبقى ثابتة.

* $(\alpha = 1)$ إذن $\hat{y}_t = y_t$ هذا يعني أن النموذج يتبع المعلومات الحديثة، أي أن القيمة المملسة الحديثة دائما تساوي آخر قيمة محققة، هنا نقول أن التلميس شديد التفاعل.

ملاحظة: بحكم عدم توفر قيمة (\hat{y}_{t-1}) في الفترة الأولى، فإننا ننطلق في الحساب من المعادلة

التالية:

$$\hat{y}_1 = y_1$$

نطبق المعادلة السابقة خلال الفترة الأولى فقط، ثم بعد ذلك نستخدم المعادلة الأولى في الحساب إلى غاية انتهاء المشاهدات في السلسلة الزمنية عند المشاهدة n ، بعد ذلك يبدأ أفق التنبؤ والذي نرسم له بالرمز (h) ، بحيث تحسب القيم المتنبأ بها وفق المعادلة التالية:

$$\hat{y}_{n+h} = \hat{y}_n \quad \forall h$$

مثال: إليك البيانات المالية التي تمثل المبيعات الشهرية لإحدى المؤسسات:

t	1	2	3	4	5	6	7	8
y_t	30	40	40	30	20	20	30	30

قم بتقدير المبيعات خلال الأشهر (9،10،11) باعتماد نموذج التلميس الأسّي البسيط معتمداً معامل تلميس قدره $(\alpha = 0.3)$.

الحل:

$$\cdot \hat{y}_1 = y_1 = 30 \text{ نبدأ بوضع}$$

*الحسابات بالنسبة للفترة المتبقية يعتمد على المعادلة: $\hat{y}_t = \alpha y_t + (1 - \alpha) \hat{y}_{t-1}$ ومنه:

-من اجل $(t = 2)$ نجد:

$$\hat{y}_2 = \alpha y_2 + (1 - \alpha) \hat{y}_1 = (0.3 * 40) + (0.7 * 30) = 33$$

-من اجل $(t = 3)$ نجد:

$$\hat{y}_3 = \alpha y_3 + (1 - \alpha) \hat{y}_2 = (0.3 * 40) + (0.7 * 33) = 35.1$$

-من اجل $(t = 4)$ نجد:

$$\hat{y}_4 = \alpha y_4 + (1 - \alpha) \hat{y}_3 = (0.3 * 30) + (0.7 * 35.1) = 33.57$$

- من اجل $(t=5)$ نجد:

$$\hat{y}_5 = \alpha y_5 + (1-\alpha)\hat{y}_4 = (0.3 * 20) + (0.7 * 33.57) = 29.499$$

- من اجل $(t=6)$ نجد:

$$\hat{y}_6 = \alpha y_6 + (1-\alpha)\hat{y}_5 = (0.3 * 20) + (0.7 * 29.499) = 26.64$$

- من اجل $(t=7)$ نجد:

$$\hat{y}_7 = \alpha y_7 + (1-\alpha)\hat{y}_6 = (0.3 * 30) + (0.7 * 26.64) = 27.65$$

- من اجل $(t=8)$ نجد:

$$\hat{y}_8 = \alpha y_8 + (1-\alpha)\hat{y}_7 = (0.3 * 30) + (0.7 * 27.65) = 28.35$$

*التنبؤ خلال الأفق (h) : نطبق العلاقة $\hat{y}_{n+h} = \hat{y}_n \forall h$ فنجد:

$$y_{8+1} = y_9 = y_8 = 28.35$$

$$y_{9+1} = y_{10} = y_9 = 28.35$$

$$y_{10+1} = y_{11} = y_{10} = 28.35$$

بالاعتماد على الجدول أعلاه يمكننا كتابة الجدول الموالي:

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
y_t	30	40	40	30	20	20	30	30	NA	NA	NA
\hat{y}_t	30	33	35.1	33.57	29.49	26.64	27.65	28.35	28.35	28.35	28.35

NA: بيانات غير متوفرة.

مثال 02: إليك الجدول الموالي الذي يعكس المبيعات الخاصة بأحد الشركات:

t	y_t	\hat{y}_t
1	15	...
2	...	30
3	...	30

4	...	40
5	90	80
6	NA	...
7	NA	...
8	NA	...

NA: بيانات غير متوفرة.

باعتقاد نموذج التلميس الأسّي البسيط قم بما يلي:

1- إيجاد معامل التلميس الأسّي (α).

2- أكمل الفراغات داخل الجدول أعلاه.

الحل:

1- حساب قيمة معامل التمهيد الأسّي (α): ننتقل من المعادلة التالية:

$$\hat{y}_t = \alpha y_t + (1 - \alpha) \hat{y}_{t-1} \Rightarrow \hat{y}_t = \alpha y_t + \hat{y}_{t-1} - \alpha \hat{y}_{t-1}$$

$$\Rightarrow \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} = \alpha (y_t - \hat{y}_{t-1}) \Rightarrow \alpha = \frac{\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}}{y_t - \hat{y}_{t-1}}$$

بالتعويض بقيم الفترتين (4) و (5) نجد:

$$\alpha = \frac{80 - 40}{90 - 40} = 0.8$$

نعلم كذلك أن:

$$\hat{y}_1 = y_1 \Rightarrow \hat{y}_1 = 15$$

نطبق العلاقة $\hat{y}_{n+h} = \hat{y}_n \forall h$ لإيجاد القيم (y_6, y_7, y_8) فنحصل على:

$$\hat{y}_{5+1} = \hat{y}_6 = \hat{y}_5 = 80$$

$$\hat{y}_{6+1} = \hat{y}_7 = \hat{y}_6 = 80$$

$$\hat{y}_{7+1} = \hat{y}_8 = \hat{y}_7 = 80$$

نعلم كذلك أن:

$$\hat{y}_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\hat{y}_{t-1} \Rightarrow y_t = \frac{\hat{y}_t - (1-\alpha)\hat{y}_{t-1}}{\alpha}$$

$$\Rightarrow y_2 = \frac{\hat{y}_2 - (1-0.8)\hat{y}_1}{0.8} = \frac{30 - (0.2*15)}{0.8} = 33.75$$

$$\Rightarrow y_3 = \frac{\hat{y}_3 - (1-0.8)\hat{y}_2}{0.8} = \frac{30 - (0.2*30)}{0.8} = 30$$

$$\Rightarrow y_4 = \frac{\hat{y}_4 - (1-0.8)\hat{y}_3}{0.8} = \frac{40 - (0.2*30)}{0.8} = 42.5$$

2- نموذج التمهيد الأسّي المزدوج (النموذج الخطي): اختصارا يرمز له بالرمز (MES) يسمى كذلك نموذج براون Brown، وهو يطبق على السلاسل الزمنية التي تحتوي على اتجاه عام، والتي هي من الشكل:

$$y_t = a_t + b_t * t$$

تقوم طريقة التمهيد الأسّي المزدوج لبrown على فكرة تمليس سلسلة زمنية مملسة من قبل، وهذا هو السر في تسميتها بالمزدوج وهذا من خلال إتباع الصيغ الرياضية الموالية:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)S_{t-1}$$

$$SS_t = \alpha S_t + (1-\alpha)SS_t$$

حيث أن:

(S_t) : القيمة المملسة في الزمن t .

(α) : معامل التلميس، حيث أن: $\alpha \in [0,1]$.

(y_t) : المشاهدة في الزمن t .

(S_{t-1}) : القيمة المملسة في الزمن $(t-1)$.

(SS_t) : إعادة تمليس القيمة (S_t) في الزمن t .

نحتاج كذلك في تحليلنا لحساب قيم الميل (b_t) وكذلك الحد الثابت (a_t) ، والليذان يمكن الحصول عليهما وفق المعادلتين:

$$b_t = \frac{\alpha}{1-\alpha}(S_t - SS_t)$$

$$a_t = 2S_t - SS_t$$

في مرحلة أخيرة نقوم بعملية التنبؤ في الأفق (h)، والذي يتم باستعمال المعادلة التالية:

$$y_{n+h} = a_n + b_n * h \dots \text{with } h = 1, 2, 3, \dots$$

مثال: ليكن الجدول الموالي الذي يعكس عدد الوحدات التالفة (y_t) المنتجة في مصنع شهريا:

Date	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
y_t	57	55	63	66	63	67	67	69	75	79	76	82

-استخدم طريقة التلميس الأسّي المزدوج للتنبؤ بعدد الوحدات التالفة خلال الأشهر الأربعة المقبلة باعتماد $\alpha = 0.5$.

الحل:

استنادا لما سبق فإننا نعتبر خلال الفترة الأولى أن:

$$S_1 = SS_1 = y_1 = 57$$

سنقوم بشرح طريقة الحساب للسطر الثاني لما ($t=2$)، نشير هنا إلى أن طريقة الحساب

ستتكرر حتى ($t=12$) والتي تكون على النحو التالي:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)S_{t-1} \Rightarrow S_2 = 0.5y_2 + (1-0.5)S_1 \\ \Rightarrow S_2 = 0.5(55) + (1-0.5)*57 = 56$$

وهكذا لباقي القيم، أي أنها تحسب بنفس الطريقة.

$$SS_t = \alpha S_t + (1-\alpha)SS_{t-1} \Rightarrow SS_2 = \alpha S_2 + (1-\alpha)SS_1 \\ \Rightarrow SS_2 = 0.5(56) + (1-0.5)57 = 56.5$$

وهكذا لباقي القيم، أي أنها تحسب بنفس الطريقة.

$$b_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} (S_t - SS_t) \Rightarrow \begin{cases} b_1 = 0 \\ b_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha} (S_2 - SS_2) = \frac{0.5}{1-0.5} (56 - 56.5) = -0.5 \end{cases}$$

وهكذا لباقي القيم، أي أنها تحسب بنفس الطريقة.

$$a_t = 2S_t - SS_t \Rightarrow \begin{cases} a_1 = 57 \\ a_2 = (2S_2 - SS_2) = (2*56) - 56.5 = 55.5 \end{cases}$$

وهكذا لباقي القيم، أي أنها تحسب بنفس الطريقة.

تنتهي مشاهدات العينة عند $n = 12$ ومنه تنطلق فترة التنبؤ (أفق التنبؤ)، وينتج:

$$\left(\hat{y}_{n+h} = a_n + b_n * h \right) \dots \text{With } h = 1, 2, 3, 4$$

$$y_{12+1} = 81.31 + (2.53 * 1) = 83.84$$

$$y_{12+2} = 81.31 + (2.53 * 2) = 86.37$$

$$y_{12+3} = 81.31 + (2.53 * 3) = 88.9$$

$$y_{12+4} = 81.31 + (2.53 * 4) = 91.42$$

t	y_t	S_t	SS_t	b_t	a_t	y_{12+h}
1	57	57.00	57.00	0.00	57.00	
2	55	56.00	56.50	-0.5	55.50	57.00
3	63	59.50	58.00	1.50	61.00	55.00
4	66	62.75	60.38	2.38	65.13	62.00
5	63	62.88	61.63	1.25	64.13	67.50
6	67	64.94	63.28	1.66	66.59	65.38
7	67	65.97	64.63	1.34	67.31	68.25
8	69	67.48	66.05	1.43	68.91	68.66
9	75	71.24	68.65	2.59	73.84	70.34
10	79	75.12	71.88	3.24	78.36	76.43
11	76	75.56	73.72	1.84	77.40	81.59
12	82	78.78	76.25	2.53	81.31	79.24
13						83.84
14						86.37
15						88.90
16						91.42

3- نموذج هولت: النموذج السابق يسمى كذلك نموذج براون، كذلك يمكننا استخدام تلميس هولت والذي ينتمي بدوره إلى نماذج التلميس الأسي المزدوج على غرار نموذج براون، هذا النموذج يضع شرطاً لإمكانية تطبيقه يتمثل في احتواء السلسلة على اتجاه عام فقط، وهو يقوم على عمليتي تلميس منفصلتين هما:

* تلميس الحد الثابت أو المتوسط (a_t) بمعامل تلميس α ، حيث $\alpha \in [0,1]$.

* تلميس الميل (b_t) بمعامل تلميس β ، حيث $\beta \in [0,1]$.

ملاحظة: في الحالة أين يكون $\alpha = \beta$ يتحول نموذج هولت لنموذج براون المشار له سابقاً، ذلك أن كلا النموذجين يعطيان نفس النتائج.

يقوم نموذج هولت على العلاقات الأساسية الثلاثة الموالية:

- تلميس المتوسط أو الحد الثابت وفق الصيغة ($a_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$)

- تلميس الاتجاه العام (الميل): ($b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$)

- التنبؤ خلال الأفق (h) يستند فيه للعلاقة التالية: $y_{n+h} = a_n + b_n * h$ With $h = 1, 2, 3, \dots, k$

حيث أن:

y_{n+h} : تشير إلى القيمة المتنبأ بها في الزمن $n + h$.

a_n : يشير إلى المتوسط المملس عند الزمن (n) وهو تاريخ نهاية المشاهدات الأصلية للسلسلة.

b_n : يشير إلى الاتجاه العام المملس عند الزمن (n) وهو تاريخ نهاية المشاهدات الأصلية للسلسلة.

انطلاق عملية الحساب بالنسبة للفترة $t = 1$ يكون:

انطلاق المتوسط المملس: $a_1 = y_1$.

انطلاق الاتجاه العام المملس: $b_1 = 0$.

مثال: ليكن الجدول الموالي الذي يعكس عدد الوحدات التالفة (y_t) المنتجة في مصنع شهرياً:

Date	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
y_t	57	55	63	66	63	67	67	69	75	79	76	82

والمطلوب التنبؤ بعدد الوحدات التالفة خلال الأربعة أشهر المقبلة باستخدام نموذج هولت
وباعتماد $\alpha = 0.3, \beta = 0.2$.

الحل:

*بالنسبة للفترة الأولى أي لما $t = 1$ نجد أن:

$$a_1 = y_1 = 57$$

$$b_1 = 0$$

*بالنسبة للفترة الثانية أي لما $t = 2$ نجد أن:

$$a_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$\Rightarrow a_2 = \alpha y_2 + (1 - \alpha)(a_1 + b_1) = 0.3(55) + (1 - 0.3)(57 + 0)$$

$$\Rightarrow a_2 = 56.4$$

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

$$\Rightarrow b_2 = \beta(a_2 - a_1) + (1 - \beta)b_1 = 0.2(56.4 - 57) + (1 - 0.2) * 0$$

$$\Rightarrow b_2 = -0.12$$

*بالنسبة للفترة الثالثة أي لما $t = 3$ نجد أن:

$$a_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$\Rightarrow a_3 = \alpha y_3 + (1 - \alpha)(a_2 + b_2) = 0.3(63) + (1 - 0.3)(56.4 - 0.12)$$

$$\Rightarrow a_3 = 58.296$$

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

$$\Rightarrow b_3 = \beta(a_3 - a_2) + (1 - \beta)b_2 = 0.2(58.296 - 56.4) + (1 - 0.2) * (-0.12)$$

$$\Rightarrow b_3 = 0.28$$

تطبق هذه العلاقات من $t = 2$ حتى $t = n = 12$ والذي يعبر عن نهاية مشاهدات السلسلة
الزمنية الأصلية في مثالنا هذا، ومنه نتحصل على الجدول الموالي:

t	y_t	a_t	b_t	$prev_t$
1	57	57	0	-
2	55	56.4	0.120-	57.000
3	63	58.296	0.283	56.280

4	66	60.805	0.728	58.579
5	63	61.974	0.816	61.534
6	67	64.053	1.069	62.790
7	67	65.685	1.182	65.122
8	69	67.507	1.310	66.867
9	75	70.672	1.681	68.817
10	79	74.347	2.080	72.352
11	76	76.298	2.054	76.426
12	82	79.447	2.273	78.352
$h = 1$	-	-	-	81.719
$h = 2$	-	-	-	83.992
$h = 3$	-	-	-	86.265
$h = 4$	-	-	-	88.538

ليبدأ التنبؤ في الأفق (h) حيث:

*شهر جانفي من السنة المقبلة $t = 13$ حيث:

$$h = 1 \Rightarrow y_{12+1} = a_{12} + 1 * b_{12} = 79.447 + (1)2.273 = 81.72$$

*شهر فيفري من السنة المقبلة $t = 14$ حيث:

$$h = 2 \Rightarrow y_{12+2} = a_{12} + 2 * b_{12} = 79.447 + (2)2.273 = 83.993$$

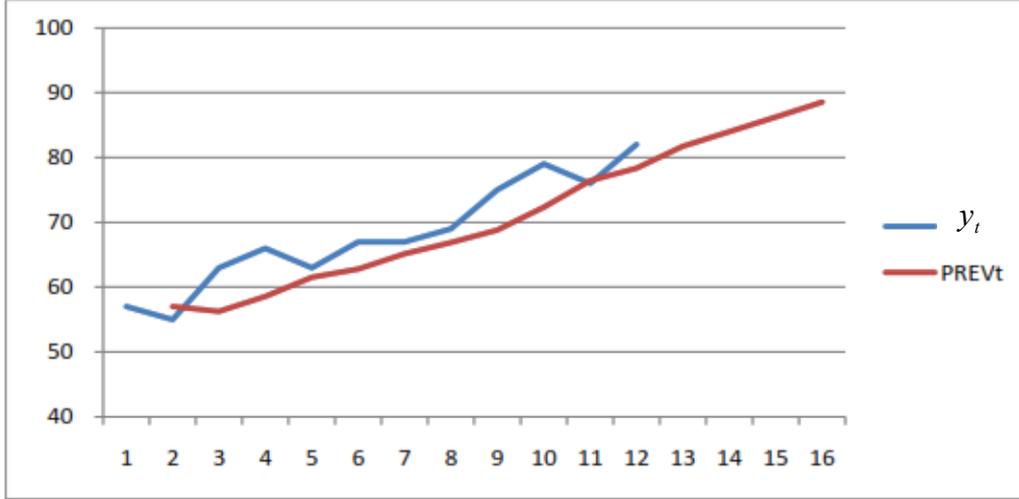
*شهر مارس من السنة المقبلة $t = 15$ حيث:

$$h = 3 \Rightarrow y_{12+3} = a_{12} + 3 * b_{12} = 79.447 + (3)2.273 = 86.266$$

*شهر أبريل من السنة المقبلة $t = 16$ حيث:

$$h = 4 \Rightarrow y_{12+4} = a_{12} + 4 * b_{12} = 79.447 + (4)2.273 = 88.539$$

يمكننا تمثيل السلسلة الأصلية والسلسلة التنبؤية وهذا ما يظهره الشكل البياني الموالي:



تضح من خلال الشكل أعلاه أن هناك تأخر في استجابة نموذج التنبؤ إلى التغيرات الحاصلة على مستوى بيانات الظاهرة y_t ، مع العلم انه يمكن تعديل هذا التأخر من خلال تعديل قيم (α, β) .

4-نموذج هولت ووينترز: قدمت هذه الطريقة سنة 1960 من طرف Holt-Winters وتتخلص في نموذج تمليس أسّي مزدوج ذو معلمتين (a_t, b_t) ، هذا بالنسبة للطرف غير الموسمي من السلسلة الزمنية، بالإضافة إلى تمليس أسّي لمعلمة الموسمية (S_t) والذي تم وضعه من طرف وينترز.

يتعامل هذا النموذج أساساً مع السلاسل الزمنية التي تحتوي على مركبة الاتجاه العام والمركبة الموسمية، وبالتالي فهو يحتوي على ثلاث معلمات يجب تقديرها بحسب تفاعل المركبتين السابقتين في النموذج (جمعي أو ضربّي).

4-1 صيغة النموذج الضربي الخاص بهولت ووينترز: في حالة مثل هذه نعبّر عن النموذج بالطريقة التالية:

$$y_t = (a_t + b_t * t)S_t + \varepsilon_t$$

يقوم النموذج على ثلاث عمليات تمليس هي:

*تمليس الحد الثابت (a) بمعامل تمليس α حيث $\alpha \in [0,1]$.

*تمليس الميل (b) بمعامل تمليس β حيث $\beta \in [0,1]$.

*تمليس الموسمية (S) بمعامل تمليس γ حيث $\gamma \in [0,1]$.

بالنسبة للعلاقات المستخدمة في:

$$a_t = \alpha \left(\frac{y_t}{S_{t-p}} \right) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}) : \text{تمليس الحد الثابت (المتوسط)}$$

*تمليس الاتجاه العام (الميل): $b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1-\beta)b_{t-1}$

$$S_t = \gamma \left(\frac{y_t}{a_t} \right) + (1-\gamma)S_{t-p} : \text{تمليس الموسمية}$$

بالنسبة للتنبؤ خلال الأفق (h) يكون بالاستناد للصيغة الرياضية الموالية:

$$y_{n+h} = (a_n + b_n * h)S_t \dots \text{WITH } h = 1,2,3,\dots,k$$

حيث أن:

y_{n+h} : تشير إلى القيمة المتنبأ بها في الزمن $n+h$.

a_n : يشير إلى المتوسط المملس عند الزمن (n) وهو تاريخ نهاية المشاهدات الأصلية للسلسلة.

b_n : يشير إلى الاتجاه العام المملس عند الزمن (n) وهو تاريخ نهاية المشاهدات الأصلية للسلسلة.

S_t : المؤشر (المعامل) الموسمي الملائم لفترة التنبؤ.

للتنبؤ خلال الفترة من $t=1$ لغاية $t=n$ أي الفترة التي تسبق أفق التنبؤ نستخدم العلاقة

التالية:

$$PREV_t = (a_{t-1} + b_{t-1}) * S_{t-p}$$

ملاحظة: تشترط بعض النماذج التأكد من تحقق الشرط الموالي:

$$\sum_{i=1}^p S_i = p$$

وفي حالة عدم تحققه فان التصحيح يكون باستخدام الصيغة الآتية:

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^p S_i}{p} \Rightarrow S_i^* = \frac{S_i}{\bar{S}}$$

2-4- صيغة النموذج الجمعي الخاص بهولت ووينترز: نعبر عن السلسلة في مثل هذه الحالة كما يلي:

$$y_t = a_t + b_t * t + S_t + \varepsilon_t$$

نستخدم العلاقات الموالية في:

$$a_t = \alpha(y_t - S_{t-p}) + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}) \text{ *تمليس الحد الثابت:}$$

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \text{ *تمليس الاتجاه العام (الميل):}$$

$$S_t = \gamma(y_t - a_t) + (1 - \gamma)S_{t-p} \text{ *تمليس الموسمية:}$$

للتنبؤ في الأفق (h) نستخدم الصيغة الرياضية الموالية:

$$\hat{y}_{n+h} = (a_n + b_n * h) + S_i \dots \text{WITH } h = 1, 2, 3, \dots$$

للتنبؤ خلال الفترة من $t=1$ لغاية $t=n$ أي الفترة التي تسبق أفق التنبؤ نستخدم العلاقة التالية:

$$PREV_t = (a_{t-1} + b_{t-1}) + S_{t-p}$$

ملاحظة: تشترط بعض النماذج التأكد من تحقق الشرط الموالي:

$$\sum_{i=1}^p S_i = 0$$

وفي حالة عدم تحققه فان التصحيح يكون باستخدام الصيغة الآتية:

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^p S_i}{p} \Rightarrow S_i^* = S_i - \bar{S}$$

على غرار باقي طرق التلميس الأسّي نجد أنفسنا في مواجهة مشكلة انطلاق بداية الحساب بسبب عدم توفر القيم المبدئية، وعليه يمكن اعتماد القيم الآتية كبداية للحساب (هذا بالنسبة للسنة الأولى فقط):

- يتم تقدير المؤشرات الموسمية للسنة الأولى بطرح القيم المشاهدة y_t في كل مرة من المتوسط الحسابي \bar{y} لجميع مشاهدات السنة الأولى بالنسبة للنموذج الجمعي، أما بالنسبة لنظيره الضربي فيتم ذلك بقسمة القيم المشاهدة y_t في كل مرة على المتوسط الحسابي \bar{y} لجميع مشاهدات السنة الأولى.

- بداية (a, b) تكون متماثلة بالنسبة للنموذجين الضربي والجمعي على حد سواء، وتكون كما يلي:

$$* \text{بداية المتوسط المملىس: } a_p = \bar{y}$$

$$* \text{بداية الاتجاه العام المملىس: } b_p = 0$$

مثال: استخدم صيغ النموذج الجمعي لهولت ووينترز معتمداً: $(\alpha = 0.4, \beta = 0.1, \gamma = 0.3)$ للنتبؤ بالمبيعات الربع سنوية للسنة الرابعة بالإضافة لمبيعات الربع الأول من السنة الخامسة انطلاقاً من بيانات الجدول الموالي:

السنة	Trim1	Trim2	Trim3	Trim4
الأولى	1248.3	1392.1	1056.6	3159.1
الثانية	890.8	1065.3	1117.6	2934.2
الثالثة	1138.2	1456.0	1224.3	3090.2

- التزم بثلاثة أرقام بعد الفاصلة دون تقريب.

الحل:

1- انطلاق الحسابات بالنسبة للسنة الأولى:

$$a_p = a_4 = \bar{y} = \frac{1248.3 + 1392.1 + 1056.6 + 3159.1}{4} = 1714.025$$

$$b_p = b_4 = 0$$

$$S_t = y_t - 1714.025 \text{ With } t = 1, 2, 3, 4$$

$$S_1 = 1248.3 - 1714.025 = -465.725$$

$$S_2 = 1392.1 - 1714.025 = -321.925$$

$$S_3 = 1056.6 - 1714.025 = -657.425$$

$$S_4 = 3159.1 - 1714.025 = 1445.075$$

نتحقق من الشرط:

$$\sum_{i=1}^4 S_i = 0$$

$$-465.725 - 321.925 - 657.425 + 1445.075 = 0$$

وعليه فان المؤشرات الموسمية للسنة الأولى لا تحتاج إلى تعديل (تصحيح).

2- الحسابات الخاصة بالسنة الثانية: انطلاقاً من السنة الثانية نشرع في استخدام المعادلات التي يقوم عليها نموذج هولت ووينترز كما يلي:

أ- الثلاثي الأول ($t = 5$):

$$a_t = \alpha(y_t - S_{t-p}) + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$\Rightarrow a_5 = \alpha(y_5 - S_1) + (1 - \alpha)(a_4 + b_4)$$

$$\Rightarrow a_5 = 0.4(890.8 + 465.725) + (1 - 0.4)(1714.025 + 0) = 1571.025$$

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

$$\Rightarrow b_5 = \beta(a_5 - a_4) + (1 - \beta)b_4$$

$$\Rightarrow b_5 = 0.1(1571.025 - 1714.025) + (1 - 0.1)0 = -14.3$$

$$S_t = \gamma(y_t - a_t) + (1 - \gamma)S_{t-p}$$

$$\Rightarrow S_5 = \gamma(y_5 - a_5) + (1 - \gamma)S_1$$

$$\Rightarrow S_5 = 0.3(890.8 - 1571.025) + (1 - 0.3)(-465.725) = -530.075$$

$$PREV_t = (a_{t-1} + b_{t-1}) + S_{t-p}$$

$$\Rightarrow PREV_6 = a_5 + b_5 + S_2 = 1571.025 - 14.3 - 321.925 = 1234.8$$

وهكذا نستمر في الحسابات بنفس الطريقة إلى غاية نهاية السنة الثانية ($t = 8$)، وقبل الانتقال

للسنة الثالثة نتحقق من الشرط:

$$\sum_{i=1}^4 S_i = 0$$

$$-352.435 - 602.133 + 1428.371 - 56.272 \neq 0$$

بما أن مجموع المؤشرات الموسمية للسنة الثانية يختلف عن الصفر، يتوجب علينا تصحيحها على النحو الموالي:

$$\bar{S} = \frac{-56.272}{4} = -14.068$$

$$\Rightarrow \begin{cases} S_1^* = -530.075 - (-14.068) = -516.007 \\ S_2^* = 3352.435 - (-14.068) = -338.367 \\ S_3^* = -588.065 \\ S_4^* = 1442.439 \end{cases}$$

وهكذا نستمر في الحسابات بنفس الطريقة إلى غاية نهاية المشاهدات أي $t=12$ ، ولكن في هذه المرة نعلم في حساباتنا على المؤشرات الموسمية المعدلة بدلا من المؤشرات الموسمية الأصلية.

-التنبؤ في الأفق h : يتم وفق الصيغة الرياضية التالية:

$$\hat{y}_{n+h} = (a_n + b_n * h) + S_i \dots \text{WITH } h = 1, 2, 3, \dots$$

*التنبؤ خلال الثلاثي الأول من السنة الرابعة:

$$y_{12+1} = a_{12} + b_{12} * 1 + S_1 = (1697.067 + 1 * 3.896) - 511.2 = 1189.769$$

*التنبؤ خلال الثلاثي الثاني من السنة الرابعة:

$$y_{12+2} = a_{12} + b_{12} * 2 + S_2 = (1697.067 + 2 * 3.896) - 316.850 = 1388.009$$

*التنبؤ خلال الثلاثي الثالث من السنة الرابعة:

$$y_{12+3} = a_{12} + b_{12} * 3 + S_1 = (1697.067 + 1 * 3.896) - 580.158 = 1128.597$$

*التنبؤ خلال الثلاثي الرابع من السنة الرابعة:

$$y_{12+4} = a_{12} + b_{12} * 4 + S_1 = (1697.067 + 4 * 3.896) + 1408.208 = 3120.859$$

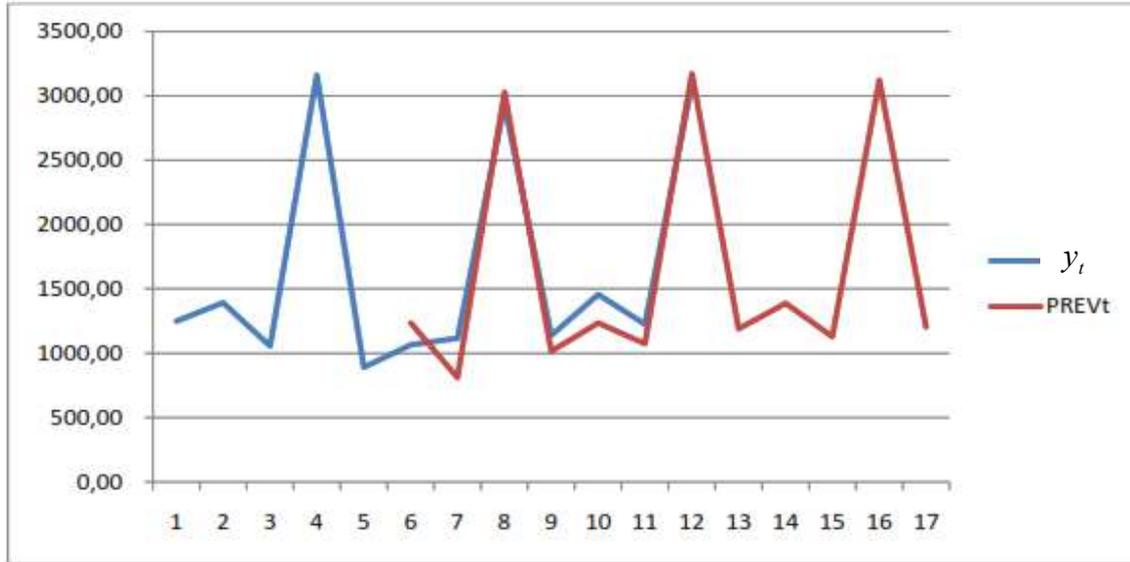
*التنبؤ خلال الثلاثي الأول من السنة الخامسة:

$$y_{12+5} = a_{12} + b_{12} * 5 + S_1 = (1697.067 + 5 * 3.896) - 511.2 = 1205.347$$

لاحظ أننا عند حساب التنبؤ خلال الثلاثي الأول من السنة الخامسة استخدمنا المؤشر الموسمي للثلاثي الأول من السنة الثالثة والسبب واضح، لأن السنة الرابعة لا تحتوي على مؤشرات موسمية مما اضطرنا بالعودة صعوداً إلى السنة الثالثة، ملخص الحسابات يظهرها الجدول الموالي:

t	Date	y_t	a_t	b_t	S_t	S_t^*	$PREV_t$
1	T1	1248.3	-	-	465.725-	-465.725	-
2	T2	1392.1	-	-	321.925-	321.925-	-
3	T3	1056.6	-	-	657.425-	657.425-	-
4	T4	3159.1	1714.025	0.000	1445.075	1445.075	-
5	T1	890.8	1571.025	14.3-	530.075-	516.007-	-
6	T2	1065.3	1488.925	21.08-	352.435-	338.367-	1234.8
7	T3	1117.6	1590.717	8.793-	602.133-	588.065-	810.420
8	T4	2934.2	1544.805	12.505-	1428.371	1442.439	3026.999
9	T1	1138.2	1581.063	7.628-	503.911-	511.200-	1016.293
10	T2	1456	1661.807	1.209	308.447-	316.850-	1235.067
11	T3	1224.3	1722.756	7.183	571.030-	580.158-	1074.951
12	T4	3090.2	1697.067	3.896	1417.800	1408.208	3172.377
13	T1						1189.763
14	T2						1388.009
15	T3						1128.597
16	T4						3120.858
17	T1						1205.346

التمثيل البياني للسلسلة الأصلية y_t والسلسلة التنبؤية $PREV_t$ يظهره الشكل الموالي:



السلسلة الخامسة يوم الأحد مساءا ستتواجد على منصة موودل.