محتويات الفصل 5: الموسمية

فصل 4. تحليل الموسمية

إستكشاف الموسمية والنموذج – الموسمية في النموذج الجدائي – الموسمية في النموذج الجمعي
خلاصة – ملحق – تمارين– مراجع الفصل

توطئة. يتأثر النشاط الاقتصادي بالفصول والمواسم والأعياد، ومثل ذلك العديد من الظواهر في المجتمع والطبيعة عموما. يحتاج المحلل لاستكشاف الموسمية وقياسها وأحيانا عزلها أو إزاحتها من السلسلة لاستكشاف وحساب المكونات الأخرى، كما يوضحه هذا الفصل من خلال طريقة بويز–بالوت ومن خلال حساب معاملات الموسمية. استكشاف وحساب الموسمية مهم أيضا لاحتسابها عند التنبؤ، لذلك يتطرق هذا الفصل لاستخدام معاملات الموسمية في التنبؤ بضربها أو إضافتها (حسب نوع النموذج) لمكون المدى البعيد: محسوبا بالدالة أو المربعات الصغرى. وسوف نرى كيف من خلال حساب ما يسمى "بمعاملات الموسمية".

هدف هذا الفصل هو أن يصبح القارئ قادرا على قياس وتحليل الموسمية في كلا النموذجين، الجدائي والجمعي، مع استخدام الحاسوب من خلال برمجيات Excel و R.

1. إستكشاف الموسمية والنموذج

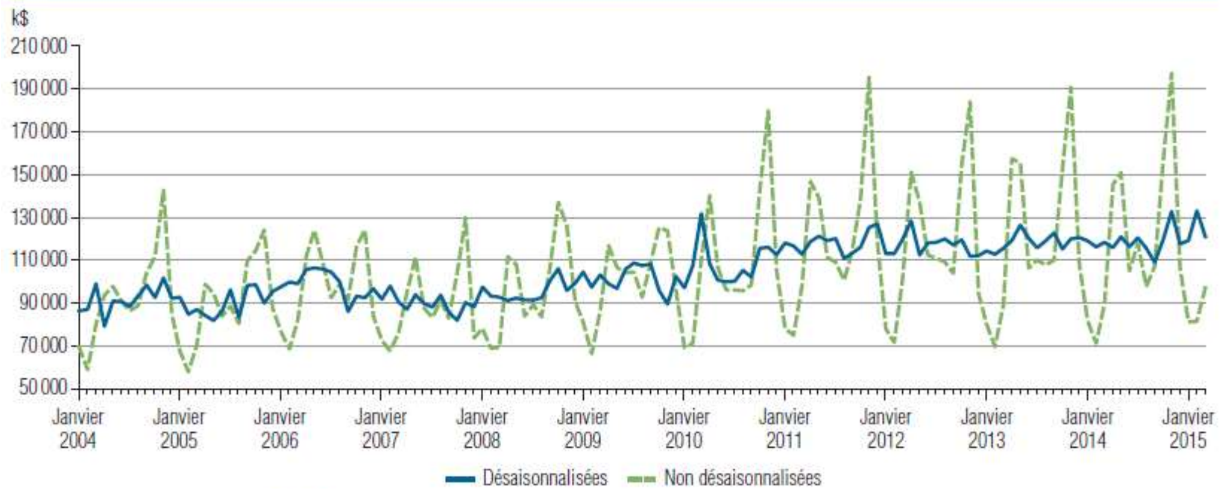
أهمية استكشاف الموسمية والنموذج
طريقة بايز–بالوت لاستكشاف الموسمية والنموذج
إستكشاف الموسمية في R

1-1. أهمية استكشاف الموسمية والنموذج

التحقق من وجود أو عدم وجود موسمية وتحديدها وتحليلها من أهم أعمال تحليل السلسلة الزمنية. يسمح هذا بفهم حركة السلسلة عموما والتنبؤ بها، كما يسمح باستكشاف وإبراز المكونات الأخرى مثل مكوني التوجه والحوادث.

مثال 1. مبيعات محل قطع الغيار. يظهر خط السلسلة (بالأخضر) للمبيعات الشهرية في الرسم أدناه تباينا غير ثابت للسلسلة وموسمية سنوية متزايدة الحدة؛ لكن تطلب الامر طمس الموسمية بخط

المتوسطات المتحركة ليظهر ارتفاع المبيعات بين 2008 و2011 (Institut de la statistique du Quebec, 2015) بشكل خاص وتوجه عام صاعد بشكل عام. حساب الموسمية وطمسها بالمتوسطات المتحركة سمح أيضا بإبراز مكون الحوادث، حيث برزت "مسمار" أي نتوء حاد في بداية سنة 2010، وهو ما لم يكن ظاهرا في السلسلة الاصلية (يمكن إبراز مكون الحوادث أكثر بتحويل المحور العمودي إلى نسب مئوية).



رسم توضيحي 1. المبيعات قبل وبعد نزع الموسمية (مبيعات قطع غيار السيارات). موسمية غير مستقرة وانتقال إلى مستوى أعلى.
Source : Institut de la statistique du Québec, La désaisonnalisation : pourquoi, quand, comment ? | Éd. 2015

النماذج المستخدمة لتمثيل السلسلة الزمنية والتوجه والتمهيد كثيرة جدا، ولحسن الحظ تساعد البرمجيات في تحديد واستخراج صياغة النموذج ولكن يبقى على المحلل أن يختار استخدام نموذج جمعي أم جدائي. هناك أكثر من طريقة لتحديد نوع النموذج.

1- الطرق البيانية: يسمح التفحص الدقيق للرسم البياني في كثير من الأحيان باستكشاف مكونات السلسلة وأيضا نوع النموذج الذي يصلح لتمثيلها: جمعي أم جدائي. ففي النموذج الجمعي تأتي تذبذبات السلسلة بين خطيم متوازيين وفي النموذج الجدائي تأتي هذه التذبذبات بين خطين غير متوازيين (أنظر الفصل الأول: النموذجين الجمعي والجدائي).

2- الطرق الحسابية: يمكن استكشاف مكونات السلسلة الزمنية من توجه وموسمية من خلال الحسابات.

2-1. طريقة بايز-بالوت *Buys-Ballot* لاستكشاف الموسمية والتوجه

تستخدم طريقة بويز-بالوت (1817-1890) لاستكشاف وجود الموسمية والتوجه ونوع النموذج. في هذه الطريقة تكتب السلسلة أولا في جدول ذا مدخلين، مثلا الأعمدة للمواسم، كالثلاثيات، والأسطر للنوافذ أي للسنوات مثلا. تستخدم الطريقة متوسطات الأعمدة ومتوسطات الأسطر والانحرافات المعيارية لهذه الأخيرة. إذا جاءت متوسطات الأعمدة متقاربة نستدل على عدم وود موسمية، وإذا جاءت متباعدة القيمة نستدل على

وجود موسمية. كذلك نقان بين متوسطات الأسطر : إذا جاءت متزايدة أو متناقصة نستدل على أن هناك توجه (المتوسطات السنوية مثلا إذا كانت الموسمية شهرية أو فصلية). لاستكشاف نوع النموذج، ننظر إلى الانحرافات المعيارية المرحلية (السنوية في بيانات فصلية)، فإذا كان التشتت (الانحراف المعياري) متقاربا نقول أن التباين ثابت وبالتالي فالنموذج الملائم لتمثيل السلسلة هو النموذج الجمعي، وإذا كان التشتت متزايدا أو متناقصا نعلم أن النموذج الجدائي هو الأنسب. لتسهيل الحسابات للمتوسطات والانحرافات المعيارية المرحلية يمكن تمثيل السلسلة في جدول ذا مدخلين أحدهما للمدى البعيد والثاني للقريب: مثلا العمودي للسنوات والأفقي للفصول، كما هو مبين أدناه. نؤشر للأسطر ب i ونؤشر للأعمدة ب j ونرمز للمشاهدة ب y_{ij}.

	المواسم					
	1	2	... j	... J	m_i	SD_i
1	y_{11}	y_{12}	y_{1j}	y_{1J}	m_1	SD_1
2	y_{21}	y_{22}	y_{2j}	y_{2J}	m_2	SD_2
...	...	...	...	...	..	...
i	y_{i1}	y_{i2}	y_{ij}	y_{iJ}	m_i	SD_i
...	...	...	...	...	...	...
I	y_{I1}	y_{I2}	y_{Ij}	y_{IJ}	m_I	SD_I
m_j	m_1	m_2	m_j	m_J	m	SD

إذن j مؤشر للمواسم، يتراوح بين 1 وJ، حيث J هو نافذة الموسمية أو عدد المواسم في النافذة الواحدة.

i مؤشر للمراحل (نوافذ الموسمية)، يتراوح بين 1 وI، حيث I عدد نوافذ الموسمية في السلسلة.

نحسب أولا متوسطات الأسطر ومتوسطات الأعمدة.

$$m_i = \frac{\sum_{j=1}^{J} y_{ij}}{J} \; ; \; m_j = \frac{\sum_{i=1}^{I} y_{ij}}{I} \; ; \; m = \frac{\sum_{j=1}^{J} m_j}{J}$$

وجود اختلاف كبير بين متوسطات الأعمدة m_j يدل على وجود موسمية والتقارب عكس ذلك، **وجود تزايد أو تناقص في متوسطات الأسطر يدل على وجود توجه.**

ثم نحسب الانحرافات المعيارية للأسطر :

$$SD_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{J} (y_{ij} - m_i)^2}{J}}$$

وجود تزايد أو تناقص في الانحرافات المعيارية للأسطر يدل على أن النموذج جدائي، والعكس، وجود تقارب بينها يدل على أن النموذج المناسب للسلسلة هو النموذج الجمعي.

مثال: إستخدم الطريقة التحليلية البسيطة لاستكشاف الموسمية والتوجه واستكشاف النموذج.

Year	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	m_i	SD_i
1	35	43	37	49	**(35+43+37+49)/4=41**	**$([(35-41)^2+(43-41)^2+(37-41)^2+(49-41)^2]/4)^{1/2}=5,48$**
2	34	54	40	59	**46,75**	**10,13**
3	36	64	48	70	**54,5**	**13,37**
4	38	75	52	81	**61,5**	**17,36**
5	39	86	57	91	**68,25**	**21,30**
m_j	**36,4**	**64,4**	**46,8**	**70**	**54,4**	

- نلاحظ أن هناك اختلاف معتبر بين متوسطات الأعمدة m_j، تصل إلى قريب من الضعف بين Q_1 وQ_4، يدل على وجود موسمية.
- هناك تزايد في m_i، من 41 إلى 68.25، يدل على وجود توجه صاعد (ارتفاع في المستوى من سنة لأخرى).
- هناك تزايد في SD_i للأسطر، من 5.48 إلى 21.3، يدل على أن النموذج المناسب هو النموذج الجدائي (تشتت غير ثابت).

يمكن أيضا استكشاف الموسمية ومدى صلابتها أو مرونتها من خلال ترتيب المواسم في كل فترة تصاعديا. تسمح هذه الطريقة بتحديد المواسم التي تتميز بقيم أعلى أو أدنى من غيرها، وإلى أي مدى يحتفظ كل موسم بترتيبه. يظهر الجدول أدناه محافظة كل موسم على ترتيبه خلال السنوات الخمس.

السنة	الثلاثي			
1	Q_1	Q_3	Q_2	Q_4
2	Q_1	Q_3	Q_2	Q_4
3	Q_1	Q_3	Q_2	Q_4
4	Q_1	Q_3	Q_2	Q_4
5	Q_1	Q_3	Q_2	Q_4

لاحظ.

قد يكون جزء ولو يسير من شكل الموسمية عائدا لاختلاف عدد أيام الأشهر. لذلك يعمد المحلل أحيانا إلى عزل هذا العامل لإظهار أفضل للموسمية، فذلك أوفق للتحليل والمقارنة بين الأشهر وأسهل في النمذجة. يكون ذلك باستخدام المتوسط اليومي بدل مجموع الشهر. يتم هذا بقسمة قيمة y لكل شهر على عدد أيامه (Hyndman, 2018).

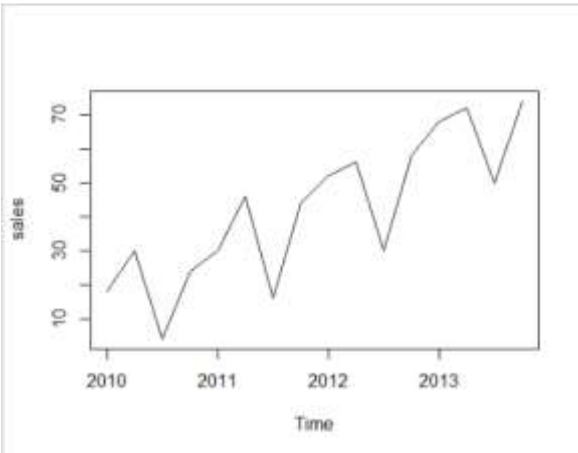
3-1. استكشاف الموسمية في *R*

تستخدم في الحزمة ggplot2 الدالة ggsubseries() و الدالة ggseasonplot() لاستكشاف الموسمية من خلال التمثيل البياني: حدتها وتغيرها أو ثباتها مع الوقت، والمقارنة بين المواسم. مثلا: لدينا المبيعات الثلاثية لمؤسسة ما. قم بإدخال البيانات مع تحديد أنها سلسلة زمنية.

السنة	الثلاثي			
	1	2	3	4
2010	18	30	4	24
2011	30	46	16	44
2012	52	56	30	58
2013	68	72	50	74

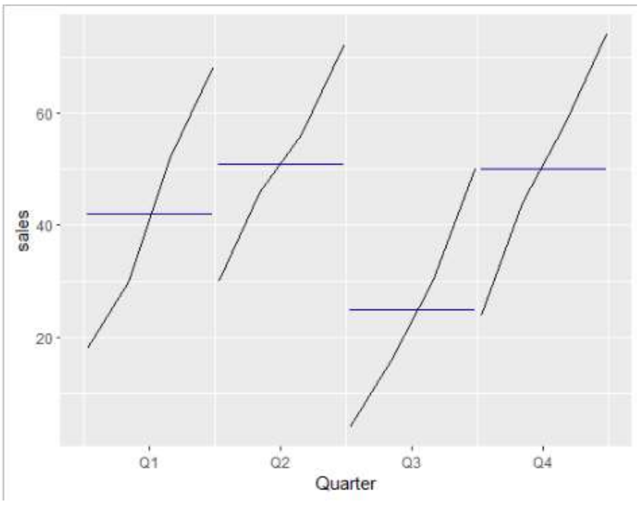
لإدخال بيانات Sales في المثال نستخدم الدالة **c()**، مع تحديد أنها سلسلة زمنية. وعادة نعطي المتغيرة إسما في نفس السطر (الأمر). هنا في المثال التالي ندخل قيم المتغيرة ونسميها(sales) ثم نمثلها بيانيا:

```
sales=ts(c(18,30,4,24,30,46,16,44,52,56,30,58,68,72,50,74),start=2010
,frequency=4)
plot(sales)
```



لتوضيح الموسمية (والتوجه) نستخدم الدالة ggsubseries() كما يلي:

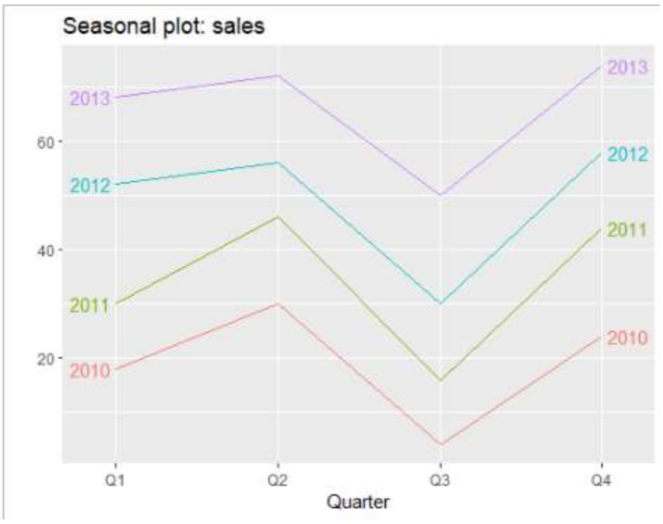
```
Library(ggplot2)
ggsubseriesplot(sales)
```



الخط المستقيم الأفقي يبين المتوسط للموسم، والخط الصاعد يبين انتقال الموسم من سنة لأخرى. يبين الرسم أن الثلاثي الثالث هو الضعيف والثلاثيات الأخرى متقاربة، وأن التوجه الصاعد موجود في كل من المواسم الأربع.

يمكن أيضا استخدام الدالة ()ggseasonplot كما يلي:

```
ggseasonplot(sales, year.labels=T, year.labels.left=T)
```



يظهر الرسم هنا مقارنة بين المواسم والتوجه الصاعد من سنة لأخرى.

يمكن أن يكون جزء ولو طفيف من الموسمية ناجما اختلاف عدد أيام الشهور. لعزل تأثير عدد أيام الشهور على الموسمية تستخدم في R الدالة()cbind. الدالة ()monthdays تحسب عدد الأيام في كل شهر. يمكن استخدام ()cbind? للاطلاع على تفاصيل هذه الدالة.

2. الموسمية في النموذج الجدائي

حساب معاملات الموسمية

الموسمية للتنبؤ

الموسمية للتحليل

2-1. حساب معاملات الموسمية

لتسهيل الحساب نستخدم للتعبير عن السلسلة جدولا ذا مدخلين: الأعمدة للمواسم والأسطر للنوافذ (مثلا: الأعمدة للثلاثيات أو الأشهر والأسطر للسنوات). نؤشر للأسطر ب i ونؤشر للأعمدة ب j ونرمز للمشاهدة ب y_{ij}.

	المواسم			
y	1	2	... j	... J
1	y_{11}	y_{12}	y_{1j}	y_{1J}
2	y_{21}	y_{22}	y_{2j}	y_{2J}
...	...	...	...	...
i	y_{i1}	y_{i2}	y_{ij}	y_{iJ}
...	...	...	...	...
I	y_{I1}	y_{I2}	y_{Ij}	y_{IJ}
m_j	m_1	m_2	m_j	m_J
S_j	S_1	S_2	S_j	S_J

إذن j مؤشر للمواسم، يتراوح بين 1 و J ، حيث J هو نافذة الموسمية أو عدد المواسم في النافذة الواحدة.

i مؤشر لنوافذ الموسمية، يتراوح بين 1 و I، حيث I عدد نوافذ الموسمية في السلسلة ككل.

نحسب أولا متوسطات الأعمدة ثم المتوسط العام:

$$m_j = \frac{\sum_{i=1}^{I} y_{ij}}{I}; \; m = \frac{\sum_{j=1}^{J} m_j}{J}$$

ثم نحسب معاملات الموسمية كما يلي:

$$\boldsymbol{S_j = \frac{m_j}{m}}$$

مثال: ورشة لتصليح زوارق الصيد تريد قياس معاملات الموسمية لعدد الطلبيات التي تتلقاها بين سنوات 2014 إلى 2016. استخرج معاملات الموسمية S_j وفسر قيمها.

2014				2015				2016			
Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
29	42	81	24	32	46	83	27	32	32	88	24

الحل.

	Q1	Q2	Q3	Q4
2014	29	42	81	24
2015	32	46	83	27
2016	32	32	88	24
m_j	(29+32+32)/3 = 30	(42+46+32)/3=40	(81+83+88)/3=84	(24+27+24)/3=25
m	(30 + 40 + 84 + 25)/4 = 45			
$S_j = m_j/m$	30/45 = 0.689	39.67/45 =0.889	84.33/45 =1.867	0.555

لاحظ. لغرض التسهيل قربنا إلى رقم واحد بعد الفاصلة.

تفسير معاملات الموسمية:

معاملات الموسمية تقارن الموسم بمتوسط السلسلة ككل، لذلك لا يمكن أن تأتي كلها عالية أكبر من 1 ولا أن تأتي كلها أقل من 1. تقارن معاملات الموسمية في النموذج الجدائي مع 1؛ القيمة الكبيرة لمعامل موسم ما تدل على ارتفاع السلسلة في ذلك الموسم والعكس بالعكس. هنا أعلى معامل هو للثلاثي الثالث (1.867)، ويعني أن عدد الطلبيات في الثلاثي الثالث مرتفع مقارنة مع المتوسط العام. أما الثلاثي الرابع فمبيعاته 55 بالمائة تقريبا من المتوسط العام.

2-2. استخدام معاملات الموسمية للتنبؤ

في النموذج الجدائي:

يمكن استخدام معاملات الموسمية للتنبؤ في النموذج الجدائي بضرب مكون التوجه للموسم (t+h) في معامل الموسمية لذات الموسم كما يلي (Droesbeke, 1997):

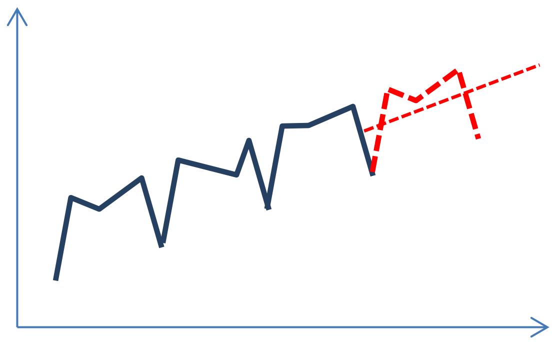
$$\hat{y}_T(h) = f(T+h) \times S_{T+h}$$

في حالة التوجه الخطي يحسب التوقع كما يلي:

$$\hat{y}_T(h) = (a \times (T+h) + b) \times S_{T+h}$$

أو اختصارا، باعتبار t هي الزمن المستهدف بالتنبؤ:

$$\hat{y}(t) = (at + b) \times S_t$$



رسم توضيحي 2 . ضرب التوجه في معاملات الموسمية للحصول على توقعات توافق الموسمية

نستخدم أحيانا **نسبة** زيادة أو انخفاض متوقعة في مكان الدالة، في هذه الحالة نأخذ متوسط الفترة الأخيرة (مثلا السنة الأخيرة إذا كانت البيانات ثلاثية) كأساس ونضربه في النسبة ثم في معاملات الموسمية.

مثال: في مثال ورشة إصلاح زوارق الصيد، استخدم S_j في التنبؤ بعدد الطلبيات لسنة 2017 علما أن الطلبيات الثلاثية تتبع رتبة الثلاثي حسب الدالة: $\hat{y}_t = 0.465(t) + 41.561$

الحل: التنبؤ باستخدام دالة المربعات الصغرى مع معاملات الموسمية:

$$\hat{y}_{12}(1) = (0.465(13) + 41.561) \times 0.689 = 32.47$$
$$\hat{y}_{12}(2) = (0.465(14) + 41.561) \times 0.889 = 42.32$$
$$\hat{y}_{12}(3) = (0.465(15) + 41.561) \times 1.867 = 89.73$$
$$\hat{y}_{12}(4) = (0.465(16) + 41.561) \times 0.556 = 26.96$$

التمثيل البياني يظهر كيف أن التنبؤ يحتسب الموسمية مع التوجه.

رسم بياني 1. التنبؤ مع مراعاة الموسمية

مثال2: في مثال ورشة إصلاح زوارق الصيد، استخدم معاملات الموسمية في التنبؤ بعدد الطلبيات لسنة 2017 علما أننا نتوقع زيادة عدد الطلبيات في السنة المقبلة ب 10 بالمائة مقارنة مع سنة 2016.

الحل. هنا ليس لدينا دالة توجه وإنما نستخدم معدل السنة الأخيرة (وليس المعدل العام) للتنبؤ.

متوسط عدد الطلبيات في السنة الأخيرة:

(30+32+88+24)/4=44

$\hat{y}_{12}(h) = 44*(110/100)* S_j$

$$\hat{y}_{12}(1) = 44 \times (110/100) \times 0.689 = 33.34$$
$$\hat{y}_{12}(2) = 44 \times (110/100) \times 0.889 = 43.02$$
$$\hat{y}_{12}(3) = 44 \times (110/100) \times 1.867 = 90.35$$
$$\hat{y}_{12}(4) = 44 \times (110/100) \times 0.557 = 26.89$$

التوقعات الناتجة عن استخدام معاملات الموسمية تحافظ على التباين بين المواسم.

3-2. استخدام معاملات الموسمية للتحليل

يتأثر النشاط الاقتصادي والعديد من المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية وغيرها بالفصول والمواسم والأعياد. تخرج هذه التغيرات الموسمية عن نطاق متخذ القرار، لذلك يحتاج هذا الأخير إلى طرحها جانبا عند تقييم سياساته. يسمى هذا نزع الموسمية.

عزل الموسمية

يمكن لعزل الموسمية أن نستخرج معاملات الموسمية $S_j = m_j/m$ ثم نعممها في مكان البيانات الأصلية.

مثال: في مثال عدد الطلبيات المستلمة من قبل ورشة تصليح زوارق لسنوات 2014 إلى 2016،

- قم بعزل الموسمية ومثلها بيانيا. ثم قم بإزالة الموسمية والتوجه العام ومثل المتبقي بيانيا.

	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4
$S_j = m_j/m$	30/45 = 0.689	39.67/45 =0.889	84.33/45 =1.867	0.555
2014	0,689	0,889	1,867	0,556
2015	0,689	0,889	1,867	0,556
2016	0,689	0,889	1,867	0,556

إزاحة الموسمية

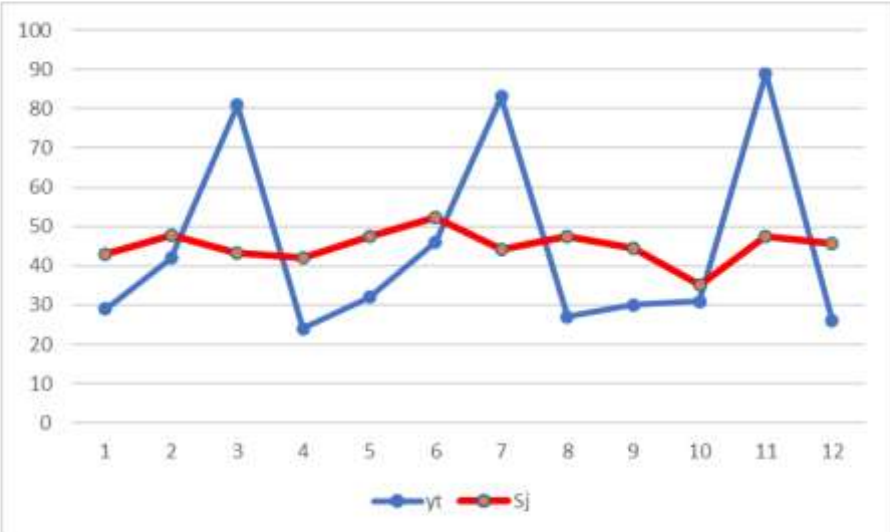
لأجل إزاحة الموسمية في النموذج الجدائي نقسم قيم المتغيرة الأصلية على معاملات الموسمية:

$$y'_{ij} = \frac{y_{ij}}{S_j}$$

تترك هذه العملية مكونين في السلسلة (ويرمز لها ب **SCS**) هما التوجه العام والمتبقي.

Sj = mj/m	30/45 = 0.689	39.67/45 =0.889	84.33/45 =1.867	0.555
	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4
2014	**29/0.689**=42.1	**42/0.889**=47,25	**81/1.867**=43,39	**24/0.556**=43.2
2015	**32/0.689**=46.45	**46/0.889**=51.75	**83/1.867**=44,46	**27/0.556**=48.6
2016	**32/0.689**=46.45	**32/0.889**=36	**88/1.867**=47,14	**24/0.556**=43.2

بعد إزاحة الموسمية يبقى مكوني التوجه العام والمتبقي. يظهر الرسم في هذه الحالة عدم وجود توجه عام، والتعرجات تمثل المتبقي، حيث نلاحظ مثلا إنخفاض في الثلاثي العاشر لا يمكن تفسير بالموسمية.



رسم توضيحي 3. السلسلة بعد إزاحة الموسمية.

إزاحة الموسمية مع التوجه

تتم إزاحة الموسمية مع لتوجه لإبراز مكون المتبقي أي الحوادث والمكون العشوائي، ويمثلان التأثير الظرفي على المتغيرة y. يتم عزل المتبقي لتفقد الحركات غير المتوقعة، وكذلك لتفقد وجود مكون الدورة أو وجود قيم شاردة. يتطلب عزل المتبقي في النموذج الجدائي أولا حساب الموسمية والمكون خارج الموسمية:

$$E_{ij} = \frac{y_{ij}}{S_j \times f_{ij}}$$

لاحظ. يمكن أن تمتد دراسة المتبقي حسب الحاجة إلى استخراج إحصائيات وصفية له (المتوسط، الانحراف المعياري ...)، ويمكن أن يجري الباحث بعض الاختبارات لطبيعية وعشوائية المتبقي،

منها اختبار جارك – بيرا و اختبار بوكس– بيرس، أو جونق – بوكس أو ماك ليود – لي. يمكن أن يعنى الباحث أيضا باختبار استقرار المتبقي (Test de stationnarité)، وقد يلجأ من أجل ذلك إلى تحويل الخطأ (تحويل بوكس– كوكس مثلا).

3. الموسمية في النموذج الجمعي

حساب معاملات الموسمية

التنبؤ باستخدام المعاملات

تفكيك السلسلة

غالبا ما تصلح طريقة النموذج الجدائي لنزع الموسمية في الظواهر الاقتصادية، لكن يحدث أن يكون النموذج الجمعي هو الأنسب، وذلك عندما يكون حجم التغيرات الموسمية مستقلا عن القيم التي يأخذها التوجه.

3-1. حساب معاملات الموسمية

معاملات الموسمية في النموذج الجمعي هي **متوسطات الفروق** بين المتغيرة والمكون غير الموسمي f ونكتب:

$$S_j = \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}(y_{ij} - f_{ij})$$

حيث i تمثل السطر و j تمثل العمود (الموسم).

نحتاج إذن أولا لحساب المكون غير الموسمي f (التوجه أو التوجه مع الدورة إن وجدت)، ومن ثم نحسب الفروق لكل موسم، ونحسب متوسطها. **يحكم على المعامل بمقارنته مع 0**؛ المعامل الموجب يعني قيمة أعلى من المتوسط العام، والمعامل السالب يعني قيمة منخفضة.

لاحظ. تذكر أن النموذج الجمعي يكتب كما يلي (أنظر الفصل السابق):

$$y_{ij} = f_{ij} + S_{ij} + E_{ij}$$

نفترض في النموذج الجمعي ثبات الموسمية لذلك نكتب: $S_{ij} = S_j$، فيصبح النموذج كما يلي:

$$y_{ij} = f_{ij} + S_j + E_{ij}$$

مثال: لديك البيانات التالية للمبيعات خلال 4 سنوات. استخرج معاملات الموسمية S_j بالطريقتين: معدلة التوجه العام (**^y = 3,66(T) + 10,9**) ثم المتوسطات المتحركة (القيم المحسوبة سابقا).

Year	Q1	Q2	Q3	Q4
2010	18	30	4	24
2011	30	46	16	44

2012	52	56	30	58
2013	68	72	50	74

الحل ط1. استخراج Sj مع قياس التوجه عن طريق الدالة الخطية $\hat{y} = 3,66(t) + 10$:

$(y_{ij} - f_{ij})$	Q1	Q2	Q3	Q4
2010	18 – (3.66*1+10.9) = **3.44**	30 – (3.66*2+10.9) = **11.78**	4– (3.66*3 +10.9) = **-17.88**	**-1.54**
2011	30 – (3.66*5+10.9) = **0.81**	46 – (3.66*6+10.9) = **13.15**	**-20.51**	**3.83**
2012	**8.17**	**8.51**	**-21.15**	**3.19**
2013	**9.54**	**9.88**	**-15.78**	**4.56**
S_j =	(3.44+0.81+8.17+9.54)/4 **=5.49**	(11.78+13.15+8.51+9.88)/4 **=10.83**	**-18.83**	**2.51**

أعلى مبيعات هي في الثلاثي الثاني $S_j = 10.83$، وأدناها في الثلاثي الثالث -18.83.

لاحظ.

يفترض أن المعاملات S_j تعوض بعضها البعض على المدى البعيد، فيكون متوسطها يساوي الصفر:

$$\frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J} S_j = 0$$

في حالة كون متوسط المعاملات غير معدوم، نطرح متوسط المعاملات، ونسمي المعاملات الجديدة S'_j:

$$S'_j = S_j - \frac{\sum_{j=1}^{J} S_j}{J}$$

2−3. استخدام معاملات الموسمية في التنبؤ

بفرض وجود مكون خارج الموسمية f ومكون موسمي S، يكون التنبؤ في النموذج الجمعي بإضافة مكون الموسمية (ممثلا بمعامل الموسمية) إلى التوجه العام، وذلك كما يلي (Droesbeke, 1997):

$$\hat{y}_T(h) = f(T+h) + S_{T+h}$$

حيث S_{T+h} هو معامل الموسمية للفترة المذكورة (T+h).

مثال: البيانات التالية للمبيعات خلال 4 سنوات. استخدم معاملات الموسمية التنبؤ بمبيعات سنة 2014.

Year	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4
2010	18	30	4	24
2011	30	46	16	44

2012	52	56	30	58
2013	68	72	50	74

حساب القيمة المتوقعة لثلاثيات سنة 2014:

$\hat{y}_{17} = (3.66(17) + 10.9) + 5.49 = 78.61$

$\hat{y}_{18} = (3.66(18) + 10.9) + 10.83 = 87.61$

$\hat{y}_{19} = (3.66(19) + 10.9) + (-18.83) = 61.61$

$\hat{y}_{20} = (3.66(20) + 10.9) + 2.51 = 86.61$

حالة حساب المكون غير الموسمي بطريقة المتوسطات المتحركة

$f_{ij} = M_{ij} = MMC(4)$

(18/2+30+4+24+30/2)/4 =20.5 ;(30/2+4+24+30+46/2)/4=24 ;...

T	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
y_i	18	30	4	24	30	46	16	44	52	56	30	58	68	72	50	74
f=MMC(4)	/	/	20.5	24	27.5	31.5	36.75	40.75	43.75	47.25	51	55	59.5	64	/	/

طرح المكون غير الموسمي وحساب معاملات الموسمية (متوسطات الفروق):

	$(y_{ij} - MMC(4)_{ij})$				
	Q1	Q2	Q3	Q4	
2010	/	/	(4-20.5) = -16.5	(24-24) =0	
2011	(30-27.5) = 2.5	46 – 31.5 = 14.5	16 – 36.75 = -20.75	3.25	
2012	52 – 43.75 = 8.25	56 – 47.25 = 8.75	30 – 51 = -21	58 – 55 =3	
2013	68 – 59.5 = 8.5	72 – 64 = 8	/	/	**mS_j**
S_j =	**(2.5+8.25+8.5)/3= 6.42**	**(14.5+8.75+8)/3= 10.42**	**-19.42**	**2.08**	**-0.125**
S'_j= mS_j	**6.42+0.125=6.54**	**10.42+0.125=10.54**	**-19.42+0.125=-19.30**	**...=2.20**	**0**

3-3. تفكيك السلسلة في النموذج الجمعي

نتحدث هنا عن إزالة الموسمية، وعن إزالة كل من الموسمية والتوجه لتفحص المتبقي.

أ- إزالة الموسمية

في جدول جديد، نطرح مكون الموسمية S_j من y_{ij} للحصول على سلسلة خالية من الموسمية.

$y'_{ij} = (y_{ij} - S_j)$

في حالة تعديل معاملات الموسمية، نطرح المعاملات المعدلة S'_j.

في المثال السابق:

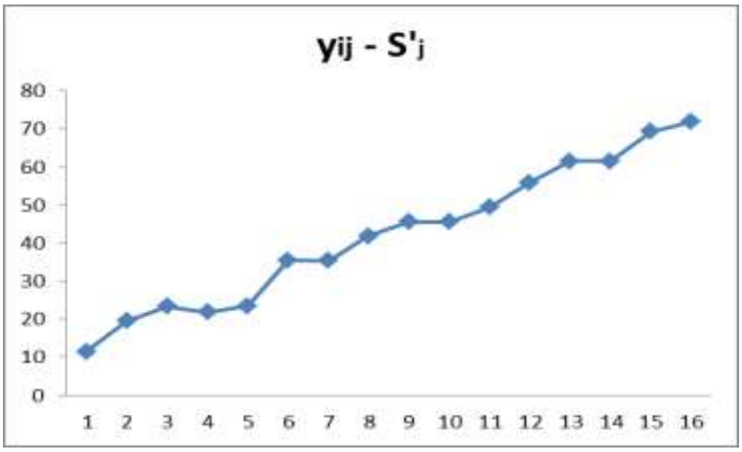
ط1- معادلة التوجه **$SCS = (y_{ij} - S_j)$**

	Q1	Q2	Q3	Q4
2010	18–5.49=12.51	30–10.83=19.17	4– (-18.83)=22.83	24–2.51=21.49
2011	30–5.49=24.51	46–10.83=35.17	16+18.83=34.83	44–2.51=41.49
2012	52-5.49=46.51	56 – 10.83=45.17	30 + 18.83 =48.83	55.49
2013	68-5.49=62.51	72 – 10.83=61.17	50+18.83=68.83	71.49

ط2 -المتوسطات المتحركة$SCS=Y'_{ij} = (y_{ij} - S'_j)$

Q1	Q2	Q3	Q4
18-6.54=11.46	30-10.54=19.46	4-(-19.30)= 23.30	24-2.20=21.80
30-6.54=23.46	46-10.54=35.46	16-(-19.30)=35.30	44-2.20=41.80
52-6.54= 45.46	45.46	49.30	55.80
68-6.54=61.46	61.46	69.30	71.80

ما يبقى بعد إزاحة الموسمية هو مكون التوجه العام والمتبقي. يظهر الرسم في هذه الحالة وجود توجه عام صاعد خطي، والتعرجات تمثل المتبقي. استخدام طريقة معادلة التوجه يعطي رسما قريبا جدا من الأول.



رسم توضيحي 4. السلسلة بعد طرح الموسمية (بطريقة المتوسطات المتحركة المركزية).

يظهر الرسم هنا وجود توجه عام خطي صاعد.

ب– طرح الموسمية والتوجه لاستخراج المتبقي

مكون المتبقي يتضمن الحوادث والجانب العشوائي في السلسلة، تأثير هذا المكون ظرفي على المتغيرة y.
يستخدم المتبقي لتفقد وجود مكون الدورة أو وجود قيم شاردة.

$$R_{ij} = y_{ij} - S_j - f_{ij}$$

في المثال:

ط1-معادلة التوجه (المعادلة: $\hat{y} = 3.66(t) + 10.9$)

$R_{ij} = (y_{ij} - S_j - f_{ij})$

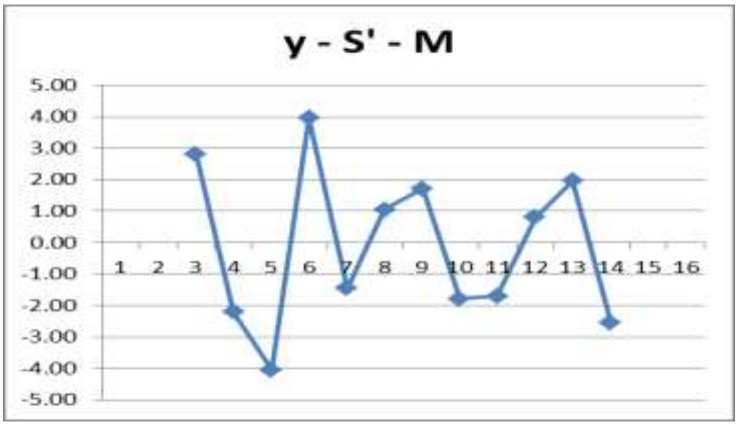
	Q1	Q2	Q3	Q4
2010	18-5.49- (3.66(1)+10.9)=-2.05	30-10.83-(3.66(2)+10.9)= =0.95	0.95	-4.05
2011	30-5.49-(3.66(5)+10.9)=-4.68	46 -10.83-(3.66(6)+10.9) = 2.32	-1.68	1.32
2012	52 – 5.49 – (3.66(9)+10.9) = 2.68	-2.32	-2.32	0.68
2013	4.05	-0.95	3.05	2.05

ط2 -المتوسطات المتحركة

$R_{ij} = y_{ij} - S'_j - M_{ij}$

	Q1	Q2	Q3	Q4
2010	/	/	4+19.30-20.5=2.8	24-2.20-24=-2.2
2011	30-6.54-27.5=-4.04	46-10.54-31.5=3.96	-1.46	1.04
2012	1.70	-1.8	-1.71	0.79
2013	1.95	-2.55	/	/

التمثيل البياني لمكون المتبقي (الحوادث). يظهر الرسم عدم وجود دورة أو قيم شاردة.



رسم توضيحي 5. التمثيل البياني للمتبقي من خلال طرح معاملات الموسمية والتوجه

4. خلاصة

الموسمية هي نمط من حركة البيانات يتكرر بانتظام ويشاهد في المدى القصير، يأتي غالبا كنتيجة لعوامل الطبيعية (المناخ، الفلك ...) أو عادات الناس (العطل، أيام الأسبوع، ...) ونظم المجتمع. يشاهد مكون الموسمية في الكثير من المتغيرات الاقتصادية ومتغيرات التسيير وغيرها من الميادين. يقيس المحلل الموسمية للتمكن من احتسابها في التنبؤ، أو أيضا لعزلها وتفحص الفروق الموجودة بين المواسم، أو للتمكن من إزاحتها من السلسلة من أجل تفحص المكونات الأخرى الموجودة فيها.

يختلف حساب الموسمية بحسب نوع النموذج، جمعي أم جدائي. في النموذج الجدائي يتم حسب معاملات الموسمية بقسمة متوسط كل موسم على المتوسط العام للسلسلة؛ ويتم تقييم معامل الموسم بمقارنته ب 1، فيعتبر الموسم عاليا إذا جاء أكبر من الواحد والعكس. تستخدم معاملات الموسمية في التنبؤ من خلال ضرب معامل الموسمية في المكون غير الموسمي، ولإزاحة مكون الموسمية من السلسلة نقسم هذه الأخيرة على مكونات الموسمية.

في النموذج الجمعي، يتم حساب معاملات الموسمية من خلال متوسط فروق الموسم (الفرق بين السلسلة والمكون غير الموسمي). لاحتساب الموسمية في التنبؤ تضاف قيمة معامل الموسمية إلى المكون غير الموسمي. ولإزاحة مكون الموسمية من السلسلة نطرح معاملات الموسمية من قيم السلسلة.

يحدث أن نحتاج لاختبار إحصائي لكشف ما إذا كانت هناك موسمية في السلسلة، ولكن هذا فقط إذا لم تكن واضحة من الوهلة الأولى أو من الرسم. تستخدم عدة إختبارات إحصائية لكشف الموسمية من أهمها اختباري ANOVA واختبار KW.

الحسابات لقياس الموسمية وعزلها أو إزاحتها قد تكون ثقيلة جدا خاصة إذا كانت السلسلة كبيرة الحجم، لذلك لا غنى عن استخدام البرمجيات الإحصائية. توفر البرمجيات بدون كبير عناء إمكانية لإجراء عدة اختبارات ورسوم بيانية دفعة واحدة مع التنبؤ لفترات قادمة وتحكم في المدى والمعالم المختلفة للتنبؤ والتحليل، وكل هذا يسهل المهمة على المحلل والباحث ويوفر له فرصة لتحسين مهاراته.

5. ملحق: اختبارات الموسمية

طريقة معامل الانحدار لاختبار النموذج الجدائي

إختبار KW للعشوائية

إختبار التوالي

إختبار نقاط الانعطاف

ليست كل السلاسل تتضمن موسمية؛ وأحيانا تكون الموسمية ضئيلة أو خافية فيحتاج المحلل إلى التحقق من وجودها، ويمكن فعل ذلك باستخدام اختبار إحصائي.

5-1. طريقة معامل الانحدار لاختبار النموذج الجدائي

لتحديد نوع النموذج جدائي أم جمعي نقوم في الجدول ذي المدخلين المبين سابقا (طريقة بايز-بالوت) بحساب معامل انحدار الانحرافات المعيارية المرحلية SD_I (السنوية مثلا) على المتوسطات المرحلية m_i.

- $|a|>0.1$ النموذج الأمثل هو النموذج الجدائي.
- $|a|<0.05$ النموذج الأمثل هو النموذج الجمعي.
- $0.1>|a|>0.05$ النموذج الأفضل هو الذي يعطي أصغر فروق بين القيم المشاهدة والمتوقعة.

يمكن حساب الميل بطريقة مختصرة كما يلي:

$$a = \frac{Cov(m_i; SD_i)}{V(m_i)};$$

$$Cov(m_i; SD_i) = \frac{1}{I}\sum\nolimits_{i=1}^{I}(m_i \times SD_i) - \frac{1}{I}\sum\nolimits_{i=1}^{I} m_i \times \frac{1}{I}\sum\nolimits_{i=1}^{I} SD_i$$

$$V(m_i) = \frac{1}{I}\sum\nolimits_{i=1}^{I} {m_i}^2 - \left(\frac{1}{I}\sum\nolimits_{i=1}^{I} m_i\right)^2$$

مثال: أحسب في بيانات المثال السابق معامل انحدار SD_i على m_i وعلق على النتيجة.

Year	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	m_i	SD_i	m_i* (SD_i)	m_i^2
1	35	43	37	49	41	5,48	224,57	1681
2	34	54	40	59	46,75	10,13	473,74	2185,5625
3	36	64	48	70	54,5	13,37	728,65	2970,25
4	38	75	52	81	61,5	17,36	1067,43	3782,25
5	39	86	57	91	68,25	21,30	1453,72	4658,0625
				∑	272,00	67,64	3948,11	15277,13
				(1/n)∑	54,40	13,53	789,62	3055,43

$$Cov(m_i; SD_i) = 789{,}62 - 13{,}53 \times 54{,}4 = 53{,}73;$$
$$V(m) = 3055{,}43 - 54{,}4^2 = 96{,}07$$
$$a = \frac{53{,}73}{96{,}07} = 0{,}56$$

بما أن معامل الانحدار أكبر من 0.1 نستدل بأن النموذج المناسب هو النموذج جدائي.

2-5. إختبار العشوائية مقابل الموسمية *KW*

من الاختبارات المستخدمة في كشف الموسمية ضد فرضية عشوائية السلسلة إختبار تحليل التباين الأحادي one-way anova واختبار KW (Kruskal-Wallis). في الأصل يستخدم هذين الاختبارين لاختبار فرضية تساوي المتوسط أو تساوي التوزيع الاحتمالي إنطلاقا من عينات مستقلة متساوية أو مختلفة الحجم، والفرضية البديلة هي إختلاف أحد العينات على الأقل من حيث المتوسط عن البقية؛ لكن لاستعارة هذا الاختبار يكفي أن نعتبر أن بيانات كل موسم في السلسلة هو عينة مستقلة، كأن نعتبر مبيعات الثلاثي 1 للسنوات كعينة أولى، ومبيعات الثلاثي 2 عينة ثانية، وهكذا، **على أن نتحقق من عدم وجود توجه** (باختبار دانيال الذي يستخدم ارتباط سبيرمان) أو نقوم بإزاحة التوجه من السلسلة أولا (لأن التوجه قد يكون هو السبب في تغير المتوسط).

مبدأ اختبار KW هو كما يلي: يختبر KW تطابق توزيعات احتمالية لمجتمعات انطلاقا من عينات عشوائية مستقلة مسحوبة منها. إحصائية الاختبار (تسمى H) تتزايد بتزايد الفرق بين متوسطات الرتب في العينات عن المتوسط العام للرتب، فكلما تباينت هذه المتوسطات دل ذلك على تباين العينات (المواسم) وبالتالي وجود موسمية؛ والعكس: تطابق متوسطات الرتب يعني تطابق المواسم وبالتالي عدم وجود موسمية.

خطوات الاختبار تأتي كما يلي:

1- **التحقق من عدم وجود توجه أو إزاحته:** يتم اختبار التوجه مثلا باختبار دانيال الذي يستخدم معامل سبيرمان كإحصائية وجدول سبيرمان لاستخراج القيمة الحرجة بدلالة n (الحجم الكلي للعينة) ومستوى المعنوية. معامل سبيرمان هو كالتالي:

$$rs = 1 - \frac{6\sum d_t^2}{n(n^2-1)}$$

2- **الفرضيات:**

H_0: ليس هناك إختلاف بين المستوى في المواسم (لا توجد موسمية)،

H_1: هناك موسم مختلف أو أكثر (هناك موسمية).

3- **قاعدة القرار:** منطقة الرفض هي من اليمين، وتقرب H إلى توزيع ك2 بدرجة حرية (J-1) إذا كانت أحجام العينات، أي n_j (عدد المشاهدات من كل موسم)، لا تقل عن 5، وتكتب قاعدة القرار كما يلي:

$$RH_0 \text{ if } H > X^2_{0.05\,;\,J-1}$$

حيث J عدد العينات.

4- **حساب القيمة الفعلية والجدولية:** تعتمد إحصائية اختبار K-W على الرتب، وتحسب كما يلي:

1. نحسب الرتب r_{ij} للمشاهدات مقارنة مع مجمل بيانات العينات.
2. نحسب إحصائية كروسكال-والس كالتالي (Rakotomalala، 2008):

$$H = \left[\frac{12}{n(n+1)}\sum_{j=1}^{J}\frac{s^2{}_j}{n_j}\right] - 3(n+1), j = 1, \ldots, J$$

أين s_j هي مجموع الرتب (وليس القيم) التي للموسم j ؛ و n_j عدد المشاهدات في الموسم j . في حالة تساوي قيم n_j يمكن إخراجها من تحت إشارة المجموع وتسمى I: عدد النوافذ في السلسلة (أو طول العمود إذا مثلنا السلسلة في جدول ذا مدخلين) وبهذه الطريقة نقسم مرة واحدة $\sum S^2{}_j$ على I.

نستخرج القيمة الجدولية من جدول ك2 كما أشرنا، أو في حالة عدد السنوات (أو أحجام العينات عموما) اقل من 5 نستخدم جدول KW لاستخراج مستوى المعنوية الفعلي للإحصائية H ونقارنه مع ألفا (5%).

القرار: إذا جاءت H (القيمة الفعلية للإحصائية) أكبر من القيمة الجدولية (أو sig. <α) نرفض الفرضية الصفرية ونستدل على وجود موسمية، ويكون احتمال الخطأ في هذا القرار هو مستوى المعنوية ألفا. في الحالة المعاكسة لا نرفض الفرضية الصفرية (عدم وجود موسمية) ويكون احتمال الخطأ (من النوع الثاني) هو بيتا. لكن عدم إثبات الموسمية لا يعني إثبات عدم وجودها.

مثال. لديك الإيرادات لمؤسسة ما. تحقق من وجود موسمية علما أن السلسلة خالية من التوجه.

Year	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4
1	134	160	132	127
2	144	178	131	123
3	140	180	<u>125</u>	<u>125</u>
4	148	174	120	130
5	158	182	124	118

الحل. لا نحتاج هنا للتحقق من وجود توجه لأننا نعلم بعدم وجوده لذلك نبدأ مباشرة بالخطوات الموالية للاختبار. الفرضيات: H_0: لا توجد موسمية، H_1: هناك موسمية.

قاعدة القرار: بما أن عدد السنوات يساوي 5 نستخدم جدول كا2 لاستخراج القيمة الجدولية، فنكتب:

$$RH_0 \text{ si } H > X^2_{0.05\,;\,J-1}$$

حساب القيمتين الفعلية والجدولية: نستخرج الرتب مع إعطاء متوسط الرتبتين للقيم المتكررة، ثم نكمل.

r_{ij}	11	16	10	7
	13	18	9	3
	12	19	5,5	5,5
	14	17	2	8
	15	20	4	1
s_j	65	90	30,50	24,50
s_j^2	65^2=4225	90^2=8100	30.5^2=930,25	24.5^2=600,25

$$H=\left[\frac{12}{n(n+1)}\sum_{j=1}^{J}\frac{s^2{}_j}{n_j}\right]-3(n+1)=\left[\frac{12}{20(20+1)}(2771.1)\right]-3(20+1)=16.17$$

$$\chi^2_{0.05,3}=7.81$$

بما أن القيمة الفعلية أكبر من القيمة الجدولية نرفض H_0 وبالتالي نستدل على وجود موسمية.

لاحظ.

- يمكن حساب إحصائية إختبار KW بطرق أخرى:

$$H=\frac{12}{n(n+1)}\sum_{j=1}^{J}n_j\left(\bar{r}_j-\bar{r}\right)^2=\frac{12}{n(n+1)}\sum_{j=1}^{J}n_j\left(\bar{r}_j-\frac{n+1}{2}\right)^2$$

- في حالة وجود مشاهدات مكررة تستخدم صيغة معدلة H' تأخذ في الحسبان القيم المكررة (ties) ، لكن إذا كان عدد المشاهدات المتكررة قليلا والحجم الإجمالي للعينة كبيرا يكفي أن نستخدم متوسط الرتب للقيم ذات الرتب المتساوية (أنظر المثال أدناه).
- ميزة إختبار KW هو أنه اختبار غير معلمي، إلا أن له قدرة جيدة على كشف الفروق إن وجدت بين العينات فهو يداني اختبار anova في القوة.
- في حالة كون عدد العينات J، أي عدد المواسم في النافذة، أكبر من 5 يمكن إستخدام إختبار كا2 بدرجة حرية (k-1) بدلا من KW (راجع اختبار كا2 في كتب الإحصاء).

3-5. إختبار *KW* في *Excel*

نحتاج إلى الاستعانة بثلاث معادلات:

RANK.AVG() لحساب الرتب، SUM() لحساب المجاميع، و CHISQ.INV.RT() لاستخراج القيمة الجدولية. الصورة التالية تبين صياغة المعادلات بالتفصيل على بيانات المثال السابق.

	I	J	K	L	M	N
1	yij	Year	Q1	Q2	Q3	Q4
2		1	134	160	132	127
3		2	144	178	131	123
4		3	140	180	125	125
5		4	148	174	120	130
6		5	158	182	124	118
7	rij					
8			=RANK.AVG(K2;$K$2:$N$6;1)	=RANK.AVG(L2;$K$2:$	=RANK.AVG(M2;$	=RANK.AVG(N2;$
9			=RANK.AVG(K3;$K$2:$N$6;1)	=RANK.AVG(L3;$K$2:$	=RANK.AVG(M3;$	=RANK.AVG(N3;$
10			=RANK.AVG(K4;$K$2:$N$6;1)	=RANK.AVG(L4;$K$2:$	=RANK.AVG(M4;$	=RANK.AVG(N4;$
11			=RANK.AVG(K5;$K$2:$N$6;1)	=RANK.AVG(L5;$K$2:$	=RANK.AVG(M5;$	=RANK.AVG(N5;$
12			=RANK.AVG(K6;$K$2:$N$6;1)	=RANK.AVG(L6;$K$2:$	=RANK.AVG(M6;$	=RANK.AVG(N6;$
13		Sj	=SUM(K8:K12)	=SUM(L8:L12)	=SUM(M8:M12)	=SUM(N8:N12)
14	method 1	∑sj²/nj	=SUMSQ(K13:N13)/5			
15		12/(n*(n+1))	=12/(20*(20+1))			
16		3(n+1)	63			
17		H	=K15*K14-K16			
18		X²α;J-1=	=CHISQ.INV.RT(0,05;3)	RH0		
19						
20						
21	method 2	r'	=(COUNT(K8:N12)+1)/2			
22		nj(r'j-r')²	=5*(AVERAGE(K8:K12)-10,5)^	=5*(AVERAGE(L8:L12)-	=5*(AVERAGE(M	=5*(AVERAGE(N8:
23		∑nj(r'j-r')	=SUM(K22:N22)			

صورة 1. المعادلات المستخدمة في اختبار KW.

هناك اختبارات كثيرة لعشوائية السلسلة ضد فرض وجود موسمية أو توجه أو دورة (وليس ضد وجود موسمية بالذات كما في اختبار KW و Anova)، نختار منها إختباري التوالي ونقاط الانعطاف.

5-4. إختبار التوالي: *Runs test*

إختبار التوالي للعشوائية هو اختبار غير معلمي شائع يستخدم لاختبار عشوائية السلسلة مقابل وجود موسمية أو وجود توجه أو أي منهما.

مبدأ الاختبار

فكرة اختبار التوالي تتعلق بالإحصائية R وهي تقيس عشوائية تعاقب ظهور إشارة ما في سلسلة غير عددية من إشارتين (رجل – امرأة، أكبر – أصغر، تالف –غير تالف ...)، من خلال عدد مجموعات التوالي أي عدد المجموعات ذات نفس الإشارة. أي سلسلة من القيم يمكن أن نلحق بها سلسلة لمتغيرة ثنائية بمقارنة القيم مع الوسيط مثلا، فنحصل على سلسلة من "0" و "1" مثلا بحسب كون القيمة أقل من الوسيط أم لا. 111011000110000111. عدد المجموعات من كل إشارة من الإشارتين يسمى R؛ (في المثال R = 7)، إذا وجد R صغيرا كثيرا دل ذلك على وجود نمط ما، مثلا لو جاء R=3، كأن تكون السلسلة على الشكل

التالي: 000111111111000000، وكذلك إذا جاء R كبيرا كثيرا، مثلا R=18، كأن تأتي السلسلة على الشكل التالي: 010101010101010101 .

من خلال معرفتنا بالتوزيع الاحتمالي لقيمة R في حالة التعاقب العشوائي، والموجود الآن في جداول إحصائية، يمكن أن نحكم على القيمة الفعلية ل R لسلسلة ما إن كانت هذه القيمة "معقولة" أي تقع في المجال "المتوقع لها" في حالة عشوائية السلسلة، أم أنها "مستبعدة" أي ضئيلة الاحتمال. في الحالة الأولى نقبل فرضية ان السلسلة عشوائية وفي الحالة الثانية نستدل (باحتمال خطأ محدد مسبقا هو ألفا") أن السلسلة غير عشوائية.

هذا المبدأ يستفاد منه لاختبار تطابق توزيعي الإشارتين في سلسلة غير عددية، ويستخدم أيضا لاختبار العشوائية في سلسلة عددية y_t من خلال جعل الإشارتين هما كون y_t أكبر أم أقل من قيمة فاصلة ما Cutting point، كالمتوسط أو الوسيط أو المنوال، وهو ما نشرح خطواته في الآتي.

خطوات إختبار التوالي لعشوائية سلسلة عددية

1- الفرضيات

الفرضية المختبرة هي H_0: السلسلة عشوائية، مقابل هذه الفرضية نكتب فرضية بديلة بأحد طرق ثلاث:

- في حالة الاختبار الثنائي نكتب H_1: السلسلة غير عشوائية (تتضمن توجها أو موسمية أو كلاهما).
- في حالة الاختبار الأحادي من اليسار نكتب H_1: السلسلة تتضمن توجها،
- في حالة الاختبار من اليمين نكتب H_1: السلسلة تتضمن موسمية.

2- قاعدة القرار في حالة الإختبار الثنائي:

الإحصائية المستخدمة في الاختبار R تقارن مع مجال قبول ل H_0 بين قيمتين على توزيع معروف ل R في حالة العشوائية هما R_U إلى R_L، يحدان $(1-\alpha)$ من المساحة تحت المنحنى (α هي مستوى المعنوية المعتمد للاختبار)، يستخرجان من الجداول الإحصائية لاختبار التوالي بحسب حجم العينة ومستوى المعنوية. وتكتب قاعدة القرار في حالة الاختبار الثنائي كما يلي:

$$Rejct\ H_0\ if\ R \notin [R_L; R_u]$$

في حالة إختبار من اليمين (إختبار الموسمية) نكتب: $RH_0 \text{ if } R > R_u$

في حالة إختبار من اليسار (إختبار التوجه): $RH_0 \text{ if } R < R_L$

3- حساب القيمة الفعلية والقيمة الجدولية أو القيمتين الجدوليتين:

لحساب القيمة الفعلية R نتبع الخطوات التالية (بفرض أن القيمة الفاصلة المعتمدة هي الوسيط):

- نحسب الوسيط Med، أي القيمة التي تجعل عدد قيم y_t التي هي أقل منها يساوي عدد القيم الأكبر منها؛ (في حالة n زوجي: الوسيط هو متوسط القيمتين اللتان تتوسطان السلسلة)،

- نلحق بقيم y_t (في عمود مجاور) – ما عدا الوسيط – رمزا للقيم الأقل وآخر للقيم الأكبر من الوسيط، مثلا 0 و1،
- نحسب R: عدد المجموعات من القيم ذات نفس الإشارة.

يعطي الجدول الإحصائي لاختبار التوالي (يمكن الحصول عليه في الانترنت أو في بعض المراجع الإحصائية) القيمتين R_U وR_L، أي حدود منطقة قبول H_0، بحسب مستوى المعنوية وحجم السلسلة.

ويمكن **إذا كان حجم العينة أكبر من 20** إستخدام التوزيع الطبيعي في استخراج القيمة الجدولية، بحسب α، حيث نقرب R إلى التوزيع الطبيعي بالمتوسط والتباين التاليين:

$$E(R) = \frac{2n_1n_2}{n_1+n_2} + 1; V(R) = \frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2(n_1+n_2 - 1)}$$

حيث n_1 وn_2 هما عدد القيم الأقل والأكبر من نقطة الفصل (الوسيط أو المتوسط او المنوال). في حالة العينة الكبيرة لدينا إحصائية الاختبار التالية تتبع التوزيع الطبيعي ونكتب كما يلي:

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sqrt{V(R)}} \approx N(0;1)$$

في حالة الاختبار الثنائي تقارن القيمة المطلقة للإحصائية أعلاه ب $Z_{1-\alpha/2}$، حيث $_{1-\alpha/2}$ المساحة على يسار Z، وفي حالة الاختبار من اليمين تقارن القيمة أعلاه ب $Z_{1-\alpha}$ ؛ في حالة الاختبار من اليسار تقارن بنظير هذه القيمة اي $Z_{1-\alpha}$ - .

4– القرار

يتخذ القرار إما برفض H_0 أو عدم رفضها بحسب نتيجة المقارنة بين القيمة الفعلية والجدولية، بحسب قاعدة القرار. في حالة الرفض نستدل على وجود موسمية إذا كان الاختبار من اليمين أو على وجود توجه إذا كان الاختبار من اليسار، ونستدل على وجود أحدهما على الأقل إذا كان الاختبار ثنائي الاتجاه.

3–2. إختبار التوالي في البرمجيات الاحصائية

إختبار التوالي في Excel

في حالة السلسلة الصغيرة يمكن القيام بالحسابات يدويا، لكن في السلاسل الطويلة يصبح من المفيد إستخدام برنامج إحصائي، يمكن القيام بالاختبار في SPSS أو Excel أو عدة برمجيات أخرى. المثال التالي يوضح العمل في Excel على سلسلة كبيرة والذي تم عبر الخطوات التالية:

- نضع البيانات في مجال خلايا ما؛ سطر أو عمود.

- نحسب الوسيط.[1] الدالة في Excel هي ()MEDIAN.
- نلحق في عمود (أو سطر موازي ل y_t) بكل قيمة y_t القيمة 0 أو 1 بحسب كون y_t أقل أم أكبر أو تساوي الوسيط.
- نحسب n_1 وn_2 وهما على التوالي عدد المفردات الأقل من الوسيط وعدد المفردات التي هي أكبر منه (البروتوكول المعتمد لدى الإحصائيين هو عدم إلحاق رمز بالقيم التي تعادل الوسيط أو جعلها مع القيم الأكبر). الدالة المستخدمة هي ()COUNTIF
- نحسب R، يدويا أو باستخدام مؤشر يتتبع الانتقال من 0 إلى 1 والعكس (أنظر المثال).
- نحسب القيمة الفعلية، وهي في الاختبار الثنائي القيمة المطلقة ل Z ونقارنها مع القيمة الجدولية المستخرجة من جدول التوزيع الطبيعي (لأن العينة هنا أكبر من 20).

مثال: المتوسط والتباين لطول أسطوانة منتجة بآلة ما هو 100 والتباين 9، ونريد التحقق من أن طول الأسطوانة يتباين فعلا عشوائيا حول هذا المتوسط وليس هناك توجه نحو الزيادة أو الانخفاض أو أي دورة مما قد يعني وجود خلل ما. أخذنا عينة من القياسات المتتالية لأطوال الأسطوانات المنتجة في نفس الظروف كل ساعة فجاءت أطوالها كما يلي.

109	97	95	100	97	93	102	100	91	94	107	91	106	105	92
92	101	109	104	102	95	105	103	99	97	92	110	94	105	106

الحل. يمكن أيضا أن نجعلها في عمود واحد أو سطر واحدA1:O2).

نستخرج عمود يحدد ما إذا كانت كل قيمة أكبر أو أصغر من 100. ثم نستخرج عمود لتحديد قيمة R. بعد ذلك نحسب الإحصائية Z ونقارنها مع القيمة الجدولية.

y	Y’	حساب R
109	1	1
97	0	2
95	0	2
100	1	3
97	0	4
93	0	4
102	1	5
100	1	5
91	0	6
94	0	6
107	1	7
91	0	8
106	1	9

n	30
n_1	14
n_2	16
Runs = Max(y’)	17
$E(R)=1+(2*n_1n_2)/(n_1+n_2)$	15,93
$V(R)= 2n_1n_2(2n_1n_2-n_1-n_2)/((n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1))$	7,17
S(R)	2,68
$Z_{cal} = (R-E(R))/S(R)$	0,40
$Z_{tab}= Z_{1-alpha/2}$	1,96

[1] وهو القيمة التي تتوسط السلسلة عندما نرتبها تصاعديا. يمكن ان نختار أيضا المتوسط أو أحيانا المنوال.

105	1	9
92	0	10
92	0	10
101	1	11
109	1	11
104	1	11
102	1	11
95	0	12
105	1	13
103	1	13
99	0	14
97	0	14
92	0	14
110	1	15
94	0	16
105	1	17
106	1	17

المعادلات المستخدمة للحساب تبينها الصورة التالية:

	A	B	C	D	E	F
1	y	y'	حساب R			
2	109	=IF(A2<100;0;1)	1		median	
3	97	=IF(A3<100;0;1)	=IF(B3=B2;C2;C2+1)		n	=COUNT(A2:A31)
4	95	=IF(A4<100;0;1)	=IF(B4=B3;C3;C3+1)		n0	=COUNTIF(B2:B31;"0")
5	100	=IF(A5<100;0;1)	=IF(B5=B4;C4;C4+1)		n1	=COUNTIF(B2:B31;"1")
6	97	=IF(A6<100;0;1)	=IF(B6=B5;C5;C5+1)		Runs	=C31
7	93	=IF(A7<100;0;1)	=IF(B7=B6;C6;C6+1)		E(R)=1+(2*n1n2)/(n1+n2)	=1+(2*F4*F5)/F3
8	102	=IF(A8<100;0;1)	=IF(B8=B7;C7;C7+1)		V(R)=	=((2*F4*F5)*(2*F4*F5-F4-F5))/((F4+F5)^2*(F4+F5-1))
9	100	=IF(A9<100;0;1)	=IF(B9=B8;C8;C8+1)		S(R)	=SQRT(F8)
10	91	=IF(A10<100;0;1)	=IF(B10=B9;C9;C9+1)		Zcal = (R-E(R))/S(R)	=(F6-F7)/F9
11	94	=IF(A11<100;0;1)	=IF(B11=B10;C10;C10+1)		Ztab= Z1-alpha/2	=NORM.S.INV(1-0,025)
12	107	=IF(A12<100;0;1)	=IF(B12=B11;C11;C11+1)		p value	=(1-NORM.S.DIST(F10;TRUE))*2
13	91	=IF(A13<100;0;1)	=IF(B13=B12;C12;C12+1)			
14	106	=IF(A14<100;0;1)	=IF(B14=B13;C13;C13+1)			
15	105	=IF(A15<100;0;1)	=IF(B15=B14;C14;C14+1)			
16	92	=IF(A16<100;0;1)	=IF(B16=B15;C15;C15+1)			
17	92	=IF(A17<100;0;1)	=IF(B17=B16;C16;C16+1)			Plot Area
18	101	=IF(A18<100;0;1)	=IF(B18=B17;C17;C17+1)			
19	109	=IF(A19<100;0;1)	=IF(B19=B18;C18;C18+1)			

صورة 2. حساب القيمة الفعلية والقيمة الجدولية لاختبار التوالي في Excel.

...

مستوى المعنوية هو 0.05 والاختبار ثنائي (نشتبه بكون السلسلة قد تتضمن موسمية أو توجه)، إذن القيمة الجدولية هي 1.96.

القرار: بما أن القيمة الفعلية (القيمة المطلقة ل Z) ليست أكبر من القيمة الجدولية لا نرفض H_0، أي لا يوجد دليل إحصائي على وجود توجه أو موسمية. يمكن اعتماد طريقة أخرى في اتخاذ القرار، بمقارنة Pvalue (أنظر الصورة أعلاه) ب 0.05؛ حيث ترفض الفرضية الصفرية في حال كانت $Pvalue < \alpha$.

هنا لدينا قيمة Pvalue أكبر بكثير من 0.05، مما يعني قبول H_0.

إختبار التوالي في R

للقيام باختبار التوالي Wald-Wolfowitz يمكن استخدام الدالة runs.test() من الحزمة randtests. نقوم إذن أولا بتثبيت الحزمة ثم نستدعيها قبل القيام بالاختبار. هذا الأمر يتم في سطرين: الأول لإدخال البيانات والثاني للاختبار.

```
install.packages('randtests')
library(randtests)
data <- c(13 ,33 ,21 ,9 ,18 ,14 ,5 ,16 ,16 ,2)
runs.test(data)
```

```
     Runs Test

data:  data
statistic = 0.67082, runs = 7, n1 = 5, n2 = 5, n = 10, p-value = 0.5023
alternative hypothesis: nonrandomness
```

بما أن P-value أكبر من 0.05 لا يمكن رفض الفرضية الصفرية وبالتالي نقبل بأن العينة عشوائية أي أنها لا تتضمن موسمية أو توجه. يعطي البرنامج أيضا قيمة الإحصائية (statistic) وقيمة R (runs) حجمي n_1, n_2 والحجم الإجمالي للسلسلة.

الدالة runs.test() لها في الواقع عدد من المدخلات نبينها فيما يلي (Mateus & Caeiro, 2014):

```
runs.test(x, alternative, threshold, pvalue, plot)
```

x: شعاع كمي (numeric) للمشاهدات

alternative: نوع الاختبار؛ ثنائي (وهو المفترض من قبل R وبالتالي يمكن عدم كتابته) أو من اليسار أو من اليمين. يمكن إما كتابة المدخلة كاملة أو الحرف الأول منها (“t” or “l” or “r”):

```
Alternative   →   "two.sided" (default), "left.sided" or "right.sided"
```

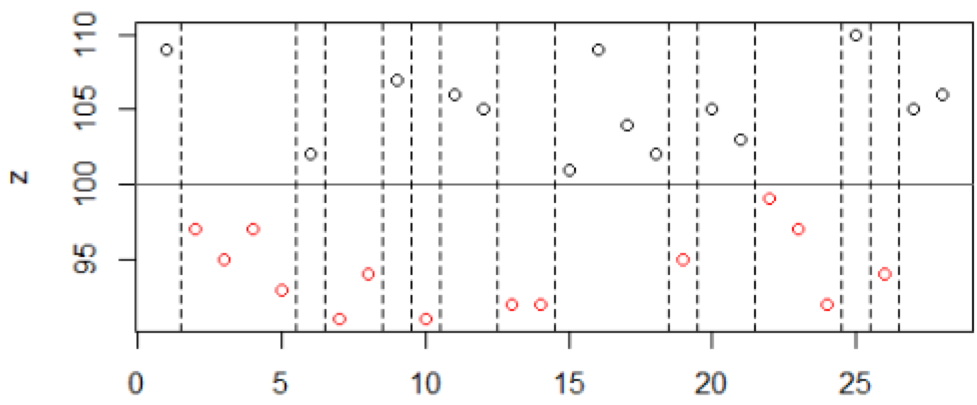
threshold: لتحديد قيمة معيارية تقارن بها المفردات لتكوين المتغيرة الثنائية (المتوسط أو أي قيمة أخرى). القيمة المعيارية لهذه المدخلة هي الوسيط. القيم المساوية للقيمة المعيارية تحذف من العينة.

pvalue: طريقة حساب مستوى المعنوية الفعلي، ندخلها إذا أردنا استخدام طريقة exact وهذه تستخدم فقط للعينات الأقل من 10. الطريقة الأخرى هي المفترضة وتمسى normal.

plot: لإدراج رسم ندخل كقيمة لها TRUE وإلا ندخل FALSE أو لا ندخلها أصلا.

```
z=c(109,97,95,100,97,93,102,100,91,94,107,91,106,105,92,92,101,109,1
04,102,95,105,103,99,97,92,110,94,105,106)
runs.test(z,threshold = 100,pvalue="normal",plot=T)
```

```
     Runs Test
data:  z
statistic = 0, runs = 15, n1 = 14, n2 = 14, n = 28, p-value = 1
alternative hypothesis: nonrandomness
```



إختبار التوالي في SPSS

يعطي SPSS اختبار Runs test للعشوائية مع إمكانية إختيار المتوسط كنقطة فاصلة أو الوسيط أو المنوال أو أيضا أي قيمة يختارها المحلل. يطلب هذا الاختبار كما يلي:

Analyse → Non Paramtric Tests → Legacy Dialogs → Runs

5-5. إختبار نقاط الانعطاف *Turning points test*

الفرضية المختبرة هي عشوائية السلسلة (أن متغيرات العينة هي متغيرات عشوائية مستقلة ولها نفس التوزيع الاحتمالي) ضد فرضية عدم العشوائية، والتي تعني وجود توجه أو موسمية أو دورة.

يعتمد هذا الاختبار على عدد نقاط الانعطاف T في السلسلة الزمنية. نقاط الانعطاف هي كل قيمة y_t تكون أكبر أو أصغر من القيمتين المجاورتين لها. في حالة كون السلسلة متزايدة أو متناقصة فإن عدد نقاط الانعطاف يكون قليلا أو معدوما.

مثال. في التمثيل البياني التالي لسلسلة تحقق من أن نقاط الانعطاف هي الملونة بلون برتقالي.

رسم توضيحي 6. نقاط الانعطاف هي النقاط التي تأتي أقل من كل من القيمتين المجاورتين أو أكبر من كليهما.

لا يتطلب هذا الاختبار أن تكون البيانات تتبع التوزيع الطبيعي، فهو اختبار غير معلمي، لكن يتطلب أن تكون المتغيرة مستمرة والقياسات مأخوذة في ظروف متطابقة، ويتطلب استخدام التوزيع الطبيعي أن يكون حجم العينة (السلسلة) أكبر من 15. على غرار الكثير من الاختبارات غير المعلمية[1].

لشرح مبدأ الاختبار نأخذ مثالا بسيطا لسلسلة مكونة من 3 قيم. لنعرف عدد نقاط الانعطاف $T = \sum T_t$ بحيث $T_t=1$ في حالة كون y_t نقطة انعطاف وتأخذ 0 إذا لم تكن كذلك (النقطتين $t=1$ أو $t=n$ لا يمكن أن يكونا نقاط انعطاف لأنهما في الطرفين). في حالة كون متغيرات العينة (السلسلة) مستمرة، مستقلة ولها نفس التوزيع الاحتمالي فإن الحالات الممكنة لترتيب ثلاث قيم (y_{t-1}, y_t, y_{t+1}) لها نفس الاحتمال، وعددها $3 * 2 = 6$ (يكفي ترتيب قيمتين لتعلم الثالثة)، منها 4 حالات ملائمة لتكون y_t نقطة انعطاف؛ حالتين لأن تكون هي الأكبر، وحالتين لأن تكون هي الأصغر. هذا يعني أن احتمال أن تكون أي قيمة ما y_t نقطة انعطاف هو 4 قسمة 6، أي ثلثين، واحتمال ألا تكون كذلك هو الثلث. المتغيرة T لها عموما التوقع والتباين التاليين[2]:

$$E(T) = \frac{(n-2)2}{3}; V(T) = \frac{16n-29}{90}$$

إبتعاد T عن توقعها الرياضي يعني أن السلسلة تتذبذب أكثر أو أقل من المتوقع لسلسلة عشوائية، ونستدل بالتالي على أن السلسلة المختبرة هي في الواقع غير عشوائية. في العينات الكبيرة الحجم، فإن T يؤول إلى التوزيع الطبيعي، و**عمليا يمكن تقريب T إلى التوزيع الطبيعي إبتداءا من** $n > 15$ وبالتالي يمكن استخدام التوزيع الطبيعي في الاختبار. الفرضيات وقاعدة القرار للاختبار الثنائي يكتبان كما يلي:

H_0: السلسلة عشوائية، H_1: السلسلة غير عشوائية.

$$RH_0 \ if \ \left|\frac{T-E(T)}{\sqrt{V(T)}}\right| > Z_{1-\alpha/2}$$

في حالة استخدام 0.05 كمستوى معنوية فإن القيمة الجدولية هي $Z = 1.96$.

إختبار نقاط الانعطاف في Excel

تحسب قيمة E(T) وV(T) بسهولة بدون حتى الحاجة إلى برمجية ما أما قيمة الجدولية $Z_{1-\alpha/2}$ فتستخرج في Excel بالدالة بحسب قيمة ألفا ونوع الاختبار ثنائي أم أحادي كما يلي:

---

1 لا يعد اختبار نقاط الانعطاف "فعالا"، خاصة مقارنة مع اختبار الميل، لذلك يفضل هذا الأخير إذا توفرت شروطه، فهو أقدر على كشف الاختلاف عن العشوائية إن وجد.

2 قد يفكر القارئ أن عدد نقاط الانعطاف يتبع التوزيع الثنائي، وبالتالي نستخرج بسهولة التوقع والتباين ل T من التوقع والتباين للتوزيع الثنائي، لكن الأمر ليس كذلك بسبب عدم الاستقلالية بين النقاط المتجاورة مما يؤثر على حساب التباين.

alpha	1-alpha/2	1-alpha	Z(1-alpha/2)	Z(1-alpha)
0,05	=1-C16/2	=1-C16	=NORM.S.INV(D16)	=NORM.S.INV(E16)
0,01	=1-C17/2	=1-C17	=NORM.S.INV(D17)	=NORM.S.INV(E17)
0,1	=1-C18/2	=1-C18	=NORM.S.INV(D18)	=NORM.S.INV(E18)

النتائج تأتي كما يلي:

alpha	1-alpha/2	1-alpha	Z(1-alpha/2)	Z(1-alpha)
0,05	0,975	0,95	1,960	1,645
0,01	0,995	0,99	2,576	2,326
0,1	0,95	0,9	1,645	1,282

في حالة الاختبار الثنائي بمستوى معنوية 0.05، فإن القيمة الجدولية هي 1.96 كما يبين ذلك الجدول.

إختبار نقاط الانعطاف في R

نستخدم المثال التالي:

```
z=c(109,97,95,100,97,93,102,100,91,94,107,91,106,105,92,92,101,109,104,102,95,105,103,99,97,92,110,94,105,106)
turning.point.test(z)
```

```
	Turning Point Test

data:  z
statistic = -1.3646, n = 29, p-value = 0.1724
alternative hypothesis: non randomness
```

بما أن $p\text{-value}>0.05$ لا نرفض H_0 .

3-3. إختبار فيشر

يمكن اختبار الموسمية بمقارنة مجموع مربعات الخطأ SSE للطريقتين: T و $T*S_j$. الفرضية المختبرة (الصفرية) هي عدم وجود موسمية، وبالتحديد أن إدراج الموسمية مع التوجه لا يحسن التقدير. الإحصائية المستخدمة هي كالتالي (بوربوني ريجي و إيزينيه جون كلود، 2008):

$$\boldsymbol{F}=\frac{[\sum_{i=1}^{n}(y_i-T_i)^2-\sum_{i=1}^{n}(y_i-T_i\times S_i)^2]/[(n-2)-(n-2-(J-1)]}{\sum_{i=1}^{n}(y_i-T_i\times S_i)^2/(n-2-(J-1))}$$

درجة حرية البسط هي الفرق بين درجة الحرية لمجموع مربعات الفروق لطريقة التوجه وطريقة التوجه مضروبا في الموسمية. العدد 2 سببه أن التوجه يستخدم معاملين هما الميل والثابت. قاعدة القرار تكتب كما يلي:

$$RH_0 \text{ si } F > F_{J-1,n-2-J+1}$$

6. سلسلة تمارين

6-1. التمارين

تمرين 1. مراجعة

1. أذكر باختصار كيف يتم استكشاف وجود الموسمية والتوجه ونوع النموذج بطريقة بايز-بالوت؟
2. أكتب صيغة معاملات الموسمية في النموذج الجدائي. هل تقارن مع 0 أم 1؟ كيف تفسر؟
3. كيف يتم إزاحة الموسمية من السلسلة في النموذج الجدائي (الصيغة)؟
4. كيف يتم إزاحة الموسمية والتوجه من السلسلة في النموذج الجدائي (الصيغة)؟
5. كيف يتم عزل الموسمية في النموذج الجدائي؟
6. كيف يتم احتساب الموسمية في النموذج الجدائي عند القيام بالتنبؤ (الصيغة)؟
7. أجب على الأسئلة السابقة في حالة النموذج الجمعي.
8. ما الهدف من عزل الموسمية؟ ما هو الهدف من إزاحة الموسمية أو من إزاحة الموسمية والتوجه؟

تمرين 2. إستهلاك البنزين – التنبؤ والتحليل في النموذج الجدائي

لديك البيانات التالية لاستهلاك البنزين بالهكتولتر في محطة ما خلال 12 أسبوعا.

January				February				March			
Week 1	W 2	W 3	W 4	W1	W 2	W 3	W 4	W1	W 2	W 3	W 4
48	41	60	65	58	52	68	74	60	56	75	78

- إستخدم طريقة بايز – بالوت للإجابة على الأسئلة التالية: هل السلسلة تتضمن موسمية؟ توجه؟ هل النموذج المناسب لتمثيلها جدائي أم جمعي؟
- أحسب معاملات الموسمية بطريقة النموذج الجدائي.
- قم بإزاحة الموسمية من السلسلة (حساب SCS).
- قم بتمثيل y و SCS في رسم واحد مع التعليق. هل يظهر الرسم حوادث أو حركة استثنائية؟
- قم بعزل الموسمية وتمثيلها بيانيا. قارن بين المواسم.
- استخدم معاملات الموسمية والتوجه للتنبؤ باستهلاك البنزين في أسابيع الشهر الرابع ومثله بيانيا.

تمرين 3. مبيعات السيارات – النموذج الجدائي باستخدام Excel

لديك البيانات التالية لمبيعات وكيل سيارات خلال ثلاث سنوات.

- مثل البيانات في رسم واستنتج المكونات الموجودة في البيانات.
- استخرج معاملات الموسمية بطريقة النموذج الجدائي واستخدمها للتنبؤ لثلاثيات السنة المقبلة.

2014	Q_1	130		Q_1	140		Q_1	122
	Q_2	210	2015	Q_2	180	2016	Q_2	170
	Q_3	220		Q_3	196		Q_3	176
	Q_4	126		Q_4	130		Q_4	120

تمرين 4. إستهلاك الطاقة – التنبؤ والتحليل في النموذج الجمعي

البيانات التالية تمثل استهلاك الطاقة (ميقا–وات) خلال الفصول الأربعة. $m_t = 6.5, m_y = 160$

- أحسب معاملات الموسمية بفرض أن النموذج جمعي مع استخدام دالة خطية لتقدير التوجه.
- أحسب الاستهلاك المتوقع للطاقة خلال ثلاثيات السنة المقبلة.

	Year1	Year2	Year3
Q_1	110	140	160
Q_2	135	155	175
Q_3	140	165	180
Q_4	160	180	220

تمرين 5. عدد المواليد في مقاطعة ألمانية - موسمية مع توجه غير خطي

لديك البيانات التالية لعدد المواليد في مقاطعة ألمانية.

- أدخل البيانات إلى Excel ومثلها بيانيا مع التعليق على المكونات التي تظهر لك.
- قم بعزل الموسمية عن السلسلة ثم مثلها بيانيا. علق على الرسم.
- قم بالتمثيل البياني لمكون المتبقي بعد حذف الموسمية والتوجه. ماذا تلاحظ؟

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Qre 1	7 684	7 437	7 311	7 221	7 148	7 105	7 067	7 062
Qre 2	7 899	7 705	7 616	7 471	7 336	7 189	7 146	7 128
Qre 3	7 320	7 208	7 093	7 008	6 970	7 043	6 983	7 008
Qre 4	7 683	7 450	7 298	7 184	7 231	7 206	7 185	7088

تمرين 6. موسمية شهرية. إستخدام **Excel** للتنبؤ في نموذج جدائي.

البيانات التالية هي للمبيعات (ألف و ن) لمؤسسة ما خلال 4 سنوات.

Month	2015	2016	2017	2018
January	13	13	24	13
February	13	13	13	24
March	46	35	46	57
April	13	13	13	24
May	24	13	24	24
June	57	46	57	57
July	24	13	13	13
August	13	24	13	13
SepQember	46	57	46	46
October	13	24	13	24
November	13	13	24	13
December	112	123	101	112

1. قم بالتمثيل البياني وعلق على المكونات.
2. قم بالتنبؤ للسنة المقبلة مع احتساب التوجه والسلسلة (نموذج جدائي).
3. مثل بيانيا السلسلة الأصلية والتنبؤ مع إظهار خط التوجه.

تمرين 7. دراسة حالة. النشاط الجوي- تفكيك السلسلة في R وExcel.

إستخدم بيانات AirPassengers في R (عدد المسافرين بالآلاف على الخطوط الجوية من جانفي 1949 إلى 1960 (Box, 1976) للقيام بما يلي:

- تمثيل السلسلة بيانيا.
- ما هي المكونات التي تظهر لك من خلال الرسم، وما هو نوع النموذج؟ برر.
- قم بتفكيك السلسلة إلى مكوناتها: توجه، موسمية ومتبقي، ومثل كل من هذه المكونات بيانيا، مع التعليق.

قم بالمطالب نفسها باستخدام Excel.

Mois	Passagers	Mois	Passagers	Mois	Passagers	Mois	Passagers	Mois	Passagers	Mois	Passagers
jan-49	112	jan-51	145	jan-53	196	jan-55	242	jan-57	315	jan-59	360
fév-49	118	fév-51	150	fév-53	196	fév-55	233	fév-57	301	fév-59	342
mar-49	132	mar-51	178	mar-53	236	mar-55	267	mar-57	356	mar-59	406
avr-49	129	avr-51	163	avr-53	235	avr-55	269	avr-57	348	avr-59	396
mai-49	121	mai-51	172	mai-53	229	mai-55	270	mai-57	355	mai-59	420
juin-49	135	juin-51	178	juin-53	243	juin-55	315	juin-57	422	juin-59	472
juil-49	148	juil-51	199	juil-53	264	juil-55	364	juil-57	465	juil-59	548
août-49	148	août-51	199	août-53	272	août-55	347	août-57	467	août-59	559
sep-49	136	sep-51	184	sep-53	237	sep-55	312	sep-57	404	sep-59	463
oct-49	119	oct-51	162	oct-53	211	oct-55	274	oct-57	347	oct-59	407
nov-49	104	nov-51	146	nov-53	180	nov-55	237	nov-57	305	nov-59	362
déc-49	118	déc-51	166	déc-53	201	déc-55	278	déc-57	336	déc-59	405
jan-50	115	jan-52	171	jan-54	204	jan-56	284	jan-58	340	jan-60	417
fév-50	126	fév-52	180	fév-54	188	fév-56	277	fév-58	318	fév-60	391
mar-50	141	mar-52	193	mar-54	235	mar-56	317	mar-58	362	mar-60	419
avr-50	135	avr-52	181	avr-54	227	avr-56	313	avr-58	348	avr-60	461
mai-50	125	mai-52	183	mai-54	234	mai-56	318	mai-58	363	mai-60	472
juin-50	149	juin-52	218	juin-54	264	juin-56	374	juin-58	435	juin-60	535
juil-50	170	juil-52	230	juil-54	302	juil-56	413	juil-58	491	juil-60	622
août-50	170	août-52	242	août-54	293	août-56	405	août-58	505	août-60	606
sep-50	158	sep-52	209	sep-54	259	sep-56	355	sep-58	404	sep-60	508
oct-50	133	oct-52	191	oct-54	229	oct-56	306	oct-58	359	oct-60	461
nov-50	114	nov-52	172	nov-54	203	nov-56	271	nov-58	310	nov-60	390
déc-50	140	déc-52	194	déc-54	229	déc-56	306	déc-58	337	déc-60	432

Source: Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco.

2-6. الحلول

7. مراجع

Anderson, S. W. (2007). *Statistiques pour l'économie et la gestion* (éd. 2). (A. David R., W. Dennis J., & A. Thomas A., Trads.) Bruxelles: De Booeck.

Box, G. a. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control.* San Francisco.

Droesbeke, J. J. (1997). *Eléments de statistique.* Bruxelles, Belgique: Ellips.

Hyndman, R. &. (2018). *Forecasting: principles and practice* (2nd ed.). Melbourn: OTexts: Melbourne, Australia. Retrieved 10 20, 2022, from OTexts.com/fpp2.

Institut de la statistique du Quebec. (2015). La désaisonnalisation : pourquoi, quand, comment? Québec.

Malhotra, N., Décaudin, J.-M., & Bouguerra, A. (2007). *Etude Marketing avec SPSS* (éd. 5). Paris: Pearson.

Mateus, A., & Caeiro, F. (2014). An R implementation of several Randomness Tests. *AIP Conf. Proc. 1618* (pp. 531-534). Z. Kalogiratou and T. Monovasilis (eds). Retrieved october 26, 2022, from https://cran.r-project.org/web/packages/randtests/randtests.pdf

Rakotomalala ،(2008) .*Comparaison de populations : Tests non paramétriques, Version 1.0* ، , Lyon 2, France: Université Lumière،

بوربوني ريجي و إيزينيه جون كلود. (2008). *التنبؤ بالمبيعات بين النظرية والتطبيق.* (العشعوش نايف أيمن والعنزي صالح بن ضحوي، المترجمون) سورية: مركز البحوث.