

تحليل إحصائي لتعداد طلاب دراسات الماجستير في الجامعات السورية بين 1991-2006

حميد العكله

قسم الإحصاء الرياضي - كلية العلوم - جامعة البعث - سورية

تاريخ الإيداع 2008/05/08

قبل للنشر في 2009/08/04

الملخص

يتناول هذا البحث تحليلاً إحصائياً لتعداد طلاب دراسات الماجستير في الجامعات السورية بين 1991 و2006 مع التركيز على تعيين التوزيعات الاحتمالية للبيانات، ومن ثمّ تقدير الطوري العشوائي المولّد للمتسلسلات الزمنية، وبعد ذلك إظهار السلوك المستقبلي لهذه الطوريات لاستنباط بعض القيم المتنبأ بها.

تعدّ نتائج هذه الدراسة تقييماً لواقع فترة زمنية مهمة في تاريخ دراسات الماجستير في الجامعات الحكومية السورية. إذ أنها تناولت الفترة بين 1991-2006، وعلاوةً على ذلك تظهر لنا هذه الدراسة مستقبل هذه الدراسات لو أنها استمرّت على النحو الذي سارت عليه في الماضي.

الكلمات المفتاحية: طوري عشوائي، متسلسلة زمنية، تحليل إحصائي، هادئ.

Statistical Analysis of the Master Degree Studies in the Syrian Universities Between 1991 - 2006

Hamid Al-Oklah

Department of Mathematical Statistics, Faculty of Sciences, Al-Baath University, Syria

Received 08/05/2008

Accepted 04/08/2009

ABSTRACT

In this paper we statistically analyzed the number of master studies in Syrian Universities between 1991– 2006 with emphasizing on the time series as representation. And then give the future behavior of these time series by the random process estimator that represents it is shown.

The results of this study is considered as an evolution for that important duration in the history of the master studies in Syria. The study concerned on the time period 1991 – 2006. Moreover, the study shown the future of the master if it continued on the same manner as it was before.

Key Words: Random processes, Time series, Statistically analyzed, Stationry.

المقدمة

يأتي هذا البحث في سلسلة بحوث تناولت فيها تحليلاً إحصائياً لأعداد طلاب وخريجي الدراسات العليا في الجامعات السورية، وذلك لأن مسيرة التعليم العالي في الجامعات السورية شهدت تطوراً ملحوظاً (وعلى وجه الخصوص بعد عام 1990) كما أبدت الدراسات لأعداد طلاب وخريجي الدراسات العليا (دبلوم - ماجستير - دكتوراه) سلوكاً متبايناً فيما بينها. في هذا الإطار قدّمت بحثاً بعنوان «تحليل إحصائي لدبلوم الدراسات العليا في الجامعات السورية بين 1991-2005» لدى مجلة جامعة حلب (العدد 58 لعام 2008 علوم أساسية).

جاءت نتائج هذه الدراسة لتقييم واقع فترة زمنية مهمة (1991-2006) في تاريخ دراسات الماجستير في الجامعات السورية للسببين الآتيين:

1- في الفترة 1991-2006 كانت دراسات الماجستير في الجامعات السورية مقتصرة على الجامعات الحكومية في سورية؛ وذلك وفقاً للبيانات المقدمة من المكتب المركزي للإحصاء.

2- كان العام الدراسي 2006-2007 هو العام الدراسي الأول الذي طبقت فيه الخطة الجديدة لدراسات الماجستير بعد توقف دراسات دبلوم الدراسات العليا الاختصاصية في الجامعات السورية.

في هذا البحث ساقدم عروفاً وصفيةً مبسطةً، وسأركز بشكل أساسي على دراسة سلوك المتسلسلات الزمنية، وذلك للأسباب الآتية:

1- إنّ دراسة سلوك المتسلسلات الزمنية لأعداد طلاب وخريجي الماجستير والدكتوراه أوسع من أن يستوعبها بحث واحد، وهذا ما نوهت عنه في البحث الخاص بدراسة تعداد طلاب دبلوم الدراسات العليا.

2- التحوّل إلى نظام جديد لمنح درجة الماجستير بعد التوقف عن منح درجة دبلوم الدراسات العليا للاختصاصات في الأقسام التخصصية في الجامعات السورية (باستثناء بعض التخصصات العامة والتميزية)، ومن ثمّ سيكون هذا البحث بمنزلة تقييم لواقع فترة مهمة من تاريخ دراسات الماجستير في الجامعات السورية.

3- التمايز الواضح لسلوك دراسات الماجستير عن دراسات دبلوم الدراسات العليا والدكتوراه في الجامعات السورية (بحث دراسة تعداد طلاب الدكتوراه قيد الإعداد).

إنّ المنهج الذي اعتمد في هذه الدراسة قائم على نقطتين أساسيتين:

الأولى: إظهار الجانب الاحتمالي والوصفي المبسط لهذه الدراسات، وذلك لإعطاء تصور أولي عن طبيعة توزيع البيانات المتعلقة بهذه الدراسة.

الثانية: استخدام المتسلسلات الزمنية Time Series لإظهار سلوك تعداد طلاب دراسات الماجستير، ومن ثمّ التنبؤ بمستقبل هذه التعدادات مستخدماً في ذلك الطوري العشوائي المقدر للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة وذلك بسبب قلة البيانات المتوفرة لهذه الدراسة. هنا أود أن أنوه إلى أنني استخدمت مصطلح متسلسلة لـ Series لتوافقها مع المعنى العلمي لهذه الكلمة Series (تسلسل الماء إذا تدفق على دفعات متتالية ومتصلة) ولتمييزها عن عبارة سلسلة chain كما في سلاسل ماركوف Markov chain حيث أن كلمة سلسلة chain في هذا المصطلح الأخير تأخذ معنى متطابق تماماً مع المفهوم العلمي لهذا المصطلح بحسب الخاصية الماركوفية.

كما أود أن أنوه إلى أن البيانات التي استخدمت في هذا البحث صادرة عن المكتب المركزي للإحصاء، وأن العمليات الحسابية والعروض البيانية اللازمة ستم.

المنافشة والنائج

أولاً - طلاب دراسات الماجستير:

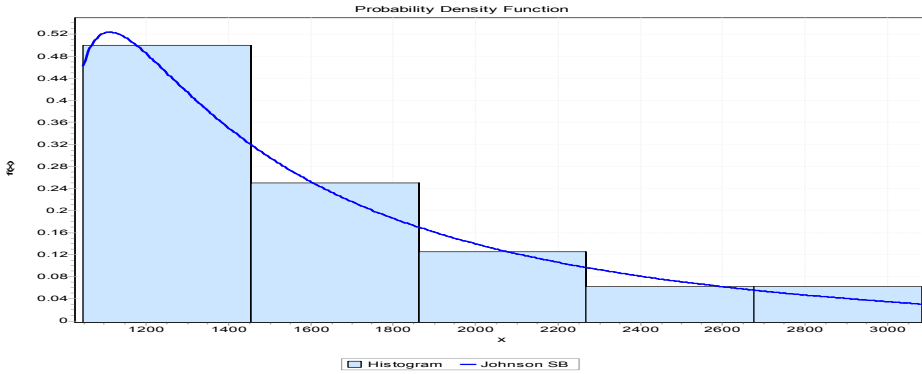
كانت البيانات المقدّمة حول عدد طلاب دراسات الماجستير كما في الجدول الآتي:

الجدول (1)

العام	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
عدد طلاب الماجستير	1232	1384	1185	1048	1338	1266	1052	1304
العام	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
عدد طلاب الماجستير	1470	1659	1793	2011	2130	1828	2619	3082

1- عروض احتمالية و وصفية:

بناءً على البيانات المقدّمة نجد التوزيع التكراري لمجموعة البيانات هذه كما في الشكل (1) (موزعة على خمس فئات فقط - وهو الحد الأدنى لعدد الفئات المرغوب به- بسبب قلة البيانات التي لدينا، وسنقوم باستخدام هذا العدد من الفئات من أجل الفقرات القادمة).



الشكل (1)

أمّا التوزيع الاحتمالي التوفيقي Fitting of distribution المناسب للبيانات المقدّمة وفقاً لاختبار كلموغوراف - سميرنوف (انظر [1]) فهو توزيع جونسون Johnson SB distribution ذو الوسطاء $\lambda > 0$ & $\delta > 0$ & $\gamma \in \mathbb{R}$ & $\mu \in \mathbb{R}$ ، ومن أجل البيانات التي لدينا سيصبح لقيم هذه الوسطاء القيم الآتية عند مستوى الأهمية $\alpha = 0.05$:

$$\mu = 975.42 ; \gamma = 1.3875 ; \delta = 0.80583 ; \lambda = 3267.8$$

علماً أنّ دالة الكثافة الاحتمالية لهذا التوزيع تُعطى من خلال العلاقة الآتية:

$$f(x) = \frac{1}{\lambda \cdot \sqrt{2\pi} \cdot z(1-z)} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\gamma + \delta \cdot \ln \frac{z}{1-z} \right)^2 \right]$$

$$\text{مع } z = \frac{x - \mu}{\lambda} \text{ ، وكذلك } \mu \leq x \leq \mu + \lambda$$

وفقاً لهذا التوزيع نجد احتمال تسجيل أكثر من 2226 طالباً (والذي يُعبّر عن قيمة المتوسط مضافاً إليه قيمة انحراف معياري واحد) في عام ما مساوياً 0.158 فقط.

يعرض لنا الجدول (2) أول عشرة دوال من أسرة الدوال المناسبة لتوفيق توزيع البيانات الخاصة بعدد طلاب الماجستير التي لدينا مرتبةً بحسب قيمة إحصاء كلموغوراف - سميرنوف (فيما بعد - من أجل الفقرتين القادمتين بخصوص عدد خريجي طلاب الماجستير، والنسبة المئوية لعدد خريجي طلاب الماجستير - سنكتفي بتقديم أفضل هذه الدوال).

الجدول (2)

Distribution	Kolmogorov - Smirnov	
	Statistic	Rank
Johnson SB	0.09492	1
Gen. Extreme Value	0.09514	2
Fatigue Life (3P)	0.09697	3
Lognormal (3P)	0.10049	4
Gen. Pareto	0.10863	5
Exponential (2P)	0.11838	6
Weibull (3P)	0.13648	7
Gumbel Max	0.13762	8
Pareto	0.14240	9
Gamma	0.14461	10

والآن لنقم بتقديم بعض قيم المقاييس الوصفية للبيانات الخاصة بعدد طلاب الماجستير من خلال الجدول الآتي:

الجدول (3)

معامل التفرطح	معامل الالتواء	الانحراف المعياري	المتوسط	المجموع	أكبر قيمة	أصغر قيمة
1.302	1.295	576.26	1650.06	26401	3082	1048

علماً أنّ القيم المقدّمة هنا محسوبة وفقاً لبرنامج SPSS (وهي ذاتها مستخدمة لدى البرامج الأخرى)، وهنا نلاحظ أنّ توزيع بيانات طلاب الماجستير ملتو نحو اليمين بشكل واضح، وهذا يعني أنّ عدد المسجلين في هذه النوع من الدراسات كان في السنوات الأولى للفترة التي قيد الدرس غير رتيب وإنما متذبذب حول قيمة البدء لهذه الفترة، ومن ثمّ سار على نحو مطّرد في الفترات اللاحقة. أمّا من حيث التفرطح، فإننا نلاحظ تدبياً قليلاً لتوزيع البيانات التي لدينا، وهذا يعني بدوره أنّ تبعثر البيانات حول متوسطها قليلاً نسبياً. علماً أنّ معامل الالتواء والتفرطح المستخدم في برنامج SPSS هو معامل الالتواء العزومي العملي (أو المعدّل).

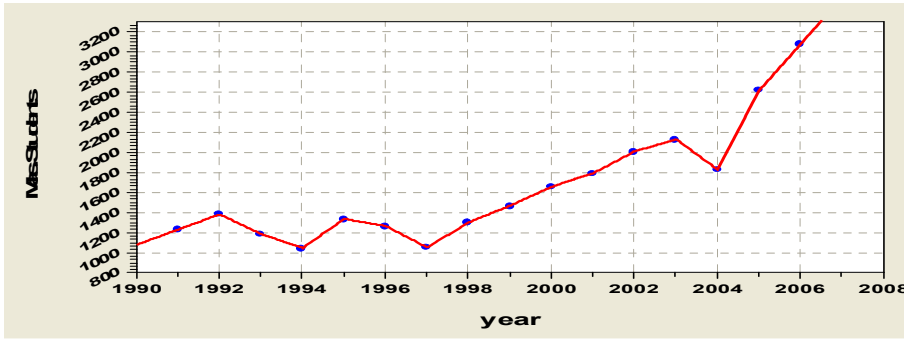
2- المتسلسلات الزمنية:

من المعلوم أنّ دراسة المتسلسلة الزمنية تهدف بشكل أساسي إلى الحصول على الوصف الدقيق للملامح الخاصة للطور العشوائي الذي ولد المتسلسلة الزمنية، ومن ثمّ إنشاء نموذج رياضي لتفسير وشرح سلوك المتسلسلة الزمنية، وبعد ذلك استخدام النتائج التي نحصل عليها للتنبؤ بسلوك المتسلسلة الزمنية في المستقبل وذلك اعتماداً على معلومات الماضي، والذي يولد لدينا الثقة بقبول هذه التنبؤات هو أنّ دراسة المتسلسلات الزمنية تنطلق من الافتراض بوجود ارتباط متبادل بين البيانات. بالطبع إذا ما تبين لنا نتيجة لاختبار ما أنّ البيانات ليست مرتبطة عشوائياً فإنّ ذلك لا يمنعنا من استخدام الطوري العشوائي في التنبؤ، ولكن يجب الانتباه إلى أننا أمام نمط خاص من المتسلسلات الزمنية (متسلسلات زمنية من النمط العشوائي البحث).

نظراً لأنّ كل متسلسلة زمنية سيوافقها طوري عشوائي $\{X_t\}_{t \in T}$ ، عندئذ يمكن تمثيل قيم هذه المتسلسلة الزمنية بقيم الطوري العشوائي والتي سنرمز لها بـ X_t من أجل أي $t \in T$. في مجال دراستنا سنقوم بدراسة المتسلسلات الزمنية والتي مشاهداتها مأخوذة على فترات زمنية متساوية الطول (كل عام)، وهذه الميزة مفروضة بحسب طبيعة البيانات المقدّمة وهي تبسط دراسة المتسلسلات الزمنية.

المتسلسلة الزمنية لطلاب الماجستير:

العرض الآتي الممثل بالشكل (2) يقدّم لنا الشكل الانتشاري (أو البصمة) للمتسلسلة الزمنية الخاصة بعدد طلاب الماجستير، حيث نلاحظ من هذا العرض وجود اتجاه عام Trend للمتسلسلة الزمنية وهو يمثل تغيّرات قيم الطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية على المدى البعيد للزمن.



الشكل (2)

لنقم الآن باختبار الارتباط العشوائي للبيانات المعطاة مستخدمين في ذلك اختبار الفروق الأولى لـ مور-وليس Moore -Wallis test، وذلك عند مستوى من الأهمية $\alpha = 0.05$ (ويمكن الحصول على النتيجة ذاتها باستخدام اختبار الفروق لـ نويمان Neumann differences test أيضاً) [9]. إنَّ هذا الاختبار ينطلق من اختبار فرضية العدم (أو الفرضية الصفرية):

H_0 : البيانات المعطاة تمثل عينة عشوائية (ومن ثمَّ ستكون البيانات مستقلةً عشوائياً).
مقابل الفرضية البديلة:

H_A : للبيانات المعطاة اتجاه عام مطرد (ومن ثمَّ ستكون البيانات مرتبطة عشوائياً).
لأجل ذلك لنقم ببناء الجدول الآتي:

الجدول (4)

العام	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
عدد طلاب الماجستير	1232	1384	1185	1048	1338	1266	1052	1304
Sig (x_{t+1}, x_t)	+	-	-	+	-	-	+	+
العام	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
عدد طلاب الماجستير	1470	1659	1793	2011	2130	1828	2619	3082
Sig (x_{t+1}, x_t)	+	+	+	+	+	-	+	+

نجد أنَّ عدد إشارات الـ (+) يساوي $10 = \zeta$ (علماً أنَّ ζ هو متغيّر عشوائي يتوزّع

طبيعياً $\left(N\left(\mu = \frac{n-1}{2} ; \sigma = \sqrt{\frac{n+1}{12}} \right) \right)$ [9]، ونظراً لأنَّ عدد البيانات $n < 30$ فإنَّ قيمة

الإحصاء الخاص بهذا الاختبار تُعطى من خلال العلاقة الآتية:

$$TG = \frac{\left| \zeta - \frac{n-1}{2} \right| - \frac{1}{2}}{\frac{n+1}{12}} = \frac{\left| 10 - \frac{16-1}{2} \right| - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{16+1}{12}}} = 1.68$$

ونظراً لأننا لاحظنا وجود اتجاه عام للمتسلسلة الزمنية فإننا سنستخدم اختباراً وحيد الطرف، ولهذا علينا تعيين قيمة $Z_{1-\alpha}$ ، فنجدها من جدل التوزيع الطبيعي المعياري مساوية لـ $Z_{1-0.05} = 1.64$ ، وهكذا نجد أن $Z_{1-\alpha} < TG$ ، ومن ثم نرفض الفرضية الابتدائية H_0 ونقبل بالفرضية البديلة H_A عند هذا المستوى من الأهمية. أي أن البيانات التي لدينا مرتبطة عشوائياً عند مستوى الأهمية $\alpha = 0.05$.

والآن لنبحث في هدوء المتسلسلة الزمنية المعطاة وذلك من خلال تفحص معاملات الارتباط الذاتي Coefficient of auto correlations $\hat{\rho}$ لبيانات العينة الممتلئة لمسار المتسلسلة الزمنية [3]، فإذا لوحظ أن $|\hat{\rho}| > 0.7$ من أجل القيم $k \leq 6$ ، فعندئذ يمكن القبول بهدوء المتسلسلة الزمنية التي قيد الدرس، ومن أجل البيانات المقدّمة في الجدول (1) نجد أن معاملات الارتباط الذاتي الخاصة بها هي كما في الجدول الآتي:

(الجدول 5)

Lag	1	2	3	4	5	6	7
Auto Corr.	.641	.399	.401	.227	.066	-.055	-.180
Lag	8	9	10	11	12	13	14
Auto Corr.	-.302	-.358	-.269	-.279	-.313	-.200	-.158

وهكذا نجد أنه يمكننا القبول بهدوء المتسلسلة الزمنية المعطاة.

ملاحظة: هنا أودّ أن أشير إلى سبب استخدام كلمة هادئ كترجمة لكلمة Stationary وعدم الأخذ بعبارة مستقر أو ساكن يعود للأسباب الآتية:

1- وجود مصطلح التوزيعات المستقرّة Stable distributions في نظرية الاحتمالات، إذ من المعلوم أن لهذا المصطلح معنىً مختلفاً تماماً عن معنى Stationary في نظرية الطوريات العشوائية، والتي تعدّ بدورها قاعدة للعمل عند تحليل المتسلسلات الزمنية.

2- أمّا عدم الأخذ بعبارة ساكن رغم وجودها كترجمة لكلمة Stationary في القواميس إلى جانب كلمة هادئ، فإنه يعود إلى أن السكون لا يجيز الحركة (في اللغة السكون عكس الحركة)، وهذا ما لا يتناسب مع سلوك الطوريات العشوائية، في حين نجد أن معنى هادئ لا يعني التوقف عن الحركة أو الثبات وإنما يجيز الحركة الخفيفة قليلة الترنح، ومن الدلالات الوطيدة على ذلك قول العرب: هدأ البعير إذا صغّر سنامه، وجر هادئ إذا صغر ارتفاع أمواجه وتساوت مطالاتها تقريباً، وهذا المعنى أقرب ما يكون للمفهوم الرياضي Stationary في نظرية الطوريات العشوائية.

بالعودة للعرض الانتشاري للمتسلسلة الزمنية نلاحظ ظهور حركة اهتزازية أقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية والتي تمثلها المركبة الدورية للمتسلسلة الزمنية، وأمّا المركبة

الموسمية فلا وجود لها في هذا العرض، إذ إننا نعلم بأن المركبة الموسمية تمثل التغيرات التي تحصل عند مواسم محددة تعيد نفسها برتابة شبه منتظمة (على فترات زمنية متساوية الطول تقريباً). لهذا نجد أن النموذج الجمعي هو النموذج المناسب لعرض هذه المتسلسلة الزمنية (والذي يفضل استخدامه عند انعدام إحدى المركبات غير العشوائية إذ إنه في هذه الحالة من غير الممكن استخدام النموذج الضريبي أو النموذج الجمعي الزائف، كما يفضل استخدامه إذا كان تنامي الدالة الممثلة للمركبة الموسمية والدورية متوافقاً مع نمو الاتجاه العام للمتسلسلة الزمنية)، علماً أنه للنموذج الجمعي العرض الآتي:

$$\xi_t = T(t) + P(t) + S(t) + E_t \quad (1)$$

مع $T(t)$ هي مركبة الاتجاه العام، $P(t)$ المركبة الدورية، $S(t)$ المركبة الموسمية، وأخيراً E_t المركبة العشوائية، كما أن لهذه المركبة دوراً أساسياً في توليد الاهتزازات المرافقة لمسار المتسلسلة الزمنية، وتنشأ عادة عن أخطاء قياسية وعوامل خارجية لا يمكن السيطرة عليها وعن تأثيرات غير قابلة للاستيعاب (لا يمكن تفسيرها). في إطار دراستنا هذه سنفترض أن هذه الأخطاء تخضع للتوزيع الطبيعي بتوقع رياضي معدوم وتباين مساوٍ إلى σ_e^2 ، وأكثر من ذلك فإنه يُنظر إلى الطوري العشوائي $\{E_t\}_{t \in T}$ مع $R \supseteq T$ على أنه من طبيعة الضجيج الأبيض white noise، وهو طوري عشوائي هادي.

الآن لتقدير الطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية يجب علينا تقدير المركبات التي يلاحظ وجودها، ويُبدأ عادة بتقدير الدالة الممثلة لمركبة الاتجاه العام للمتسلسلة الزمنية، ومن ثم المركبة الدورية، وبعد ذلك المركبة الموسمية (وهنا لن نبحت بتقديرها لعدم وجودها) وأخيراً يضاف إليها المركبة العشوائية.

– تقدير مركبة الاتجاه العام للمتسلسلة الزمنية:

لنبحث الآن في مسألة تقدير دالة الاتجاه العام $T(t)$ ، مفترضين ضمناً أن المركبة الدورية والموسمية (سواء كانت موجودة أم لا) محتواة في مركبة الاتجاه العام ومن ثم ستؤول العلاقة (1) إلى الشكل الآتي:

$$\xi_t = T(t) + E_t \quad (2)$$

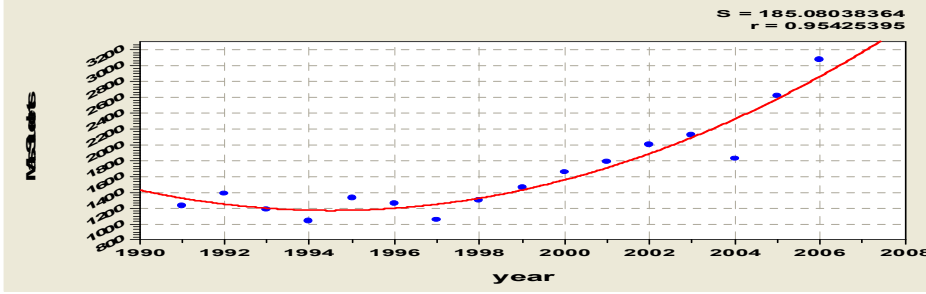
في هذا الصدد يُحيد الخطأ العشوائي E_t في أثناء عملية التقدير ويضاف كمتغير عشوائي بعد الانتهاء من عملية التقدير، ولذلك لن ندخله في عملية تقدير مركبة الاتجاه العام والمركبة الدورية.

إن تقدير مركبة الاتجاه العام بأفضل خط (مناسب لا يؤدي إلى تفسيرات متناقضة) يمر ببيانات المتسلسلة الزمنية، وهذا يعني تعيين خط انحدار مناسب لبيانات المتسلسلة الزمنية المُعطاة. وهذا يتطلب منا توفيق منحنى fitting curve (والذي سندعوه بالمنحنى التوفيق) لبيانات هذه المتسلسلة الزمنية، ولهذه الغاية سنستخدم برنامج Curve، والذي

يقوم بتوفيق المنحني اعتماداً على طريقة المربعات الصغرى من ناحية، ومن ناحية أخرى يقوم بتعيين المنحني ذو الخطأ المعياري الأصغري أولاً ومن ثم أكبر قيمة لمعامل الارتباط آخذاً في عمله هذا أسر الدوال الآتية في أثناء عملية التقدير:

Polynomials with order (n), linear regressions, Exponential family, Power law family, Yield –density models, Sigmoidal models, Growth models, Miscellaneous models.

ف نجد أن للاتجاه العام لهذه المتسلسلة الزمنية المنحني المقدم في الشكل الآتي:



الشكل (3)

ولمعادلته العرض الآتي (شكل لدالة قطعية من الدرجة الثانية):

$$\hat{T}(t) = 50981540 - 51121.292 t + 12.815651 t^2 \quad (3)$$

وبخطاً معياري لخط الانحدار قدره $s = 185.08$ ومعامل ارتباط $r = 0.954254$

– تقدير المركبة الدورية للمتسلسلة الزمنية:

الآن لتقدير المركبة الدورية سنقوم بفصلها عن مركبة الاتجاه العام، ومن ثم سيكون للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية العرض الآتي:

$$\xi_t = \hat{T}(t) + P(t) + \mathbf{E}_t$$

والتي يمكن كتابتها على النحو الآتي:

$$\tilde{\xi}_t := \xi_t - \hat{T}(t) = P(t) + \mathbf{E}_t \quad (4)$$

وهذه العلاقة تُعرف باسم النموذج المختزل للمتسلسلة الزمنية، علماً أن $\hat{T}(t)$ هي الدالة المقدرة لـ $T(t)$.

تحت الفرضيات الخاصة بالمركبة العشوائية، وبسبب أن عدد البيانات قليل نسبياً، واهتزازات هذه المتسلسلة أقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية، وبأدوار متساوية الطول

ودور كل منها يساوي $p=5$ على وجه التقريب (وهو عدد القياسات في كل دور)، فإن الطريقة المناسبة لتقدير المركبة الدورية هي طريقة التجيب لـ هالبرغ - HALBERG cosine method ، وهذه الطريقة تقوم على عدّة افتراضات [9] منطلقة من الصيغة الآتية لدالة المركبة الدورية $P(t)$:

$$P(t) = m + \alpha \cdot \cos(\omega t + \varphi) \quad (5)$$

علماً أنّ m هي القيمة المتوسطة لقيم الفروقات Residual values عن خط الانحدار للمتسلسلة الزمنية، وأمّا α فهو مطال الاهتزاز أو سعته، في حين أنّ ω تمثل السرعة الزاوية للاهتزاز والتي تساوي إلى $\omega = \frac{2\pi}{p} = 1.257$ ، وأخيراً φ هو فرق الصفحة (أو الطور) بين المتسلسلة الزمنية ودالة التجيب.

الآن، ونظراً لأنّ طول الدور (أو السرعة الزاوية للاهتزاز ω) معلوماً دوماً من معطيات العينة المأخوذة من مسار المتسلسلة الزمنية، لذلك يتمّ تعيين الدالة المعطاة وفقاً للعلاقة (5) إذا قمنا بتقدير قيم ثلاثة وسطاء فهي: m و α و φ فقط.

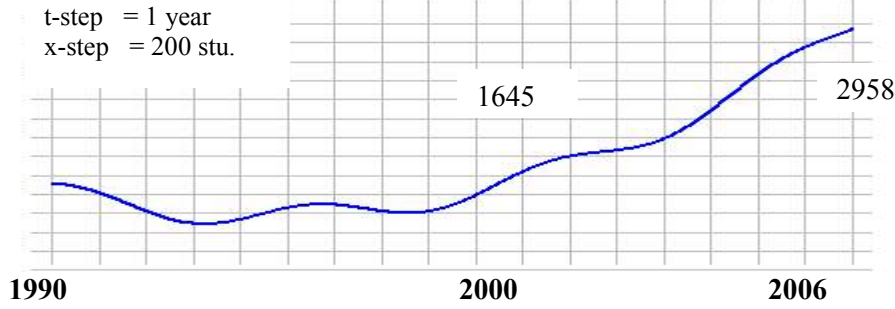
إنّ تقدير الوسطاء m و α و φ يعتمد وبشكل أساسي على قيم الفروقات \tilde{x}_t بين القيم الحقيقية x_t والقيم المقدّرة لها \hat{x}_t وفقاً للمنحنى التوفيقى لهذه البيانات، ولكي نتجنب العروض المطوّلة في الحسابات سنقدّم تقديرات هذه الوسطاء مباشرة، ويمكن لمن يودّ الاطلاع على كيفية تقدير هذه القيم الرجوع إلى المرجع [9]، فنجد بفرض n هو حجم العينة المأخوذة من مسار المتسلسلة الزمنية أنّ القيمة المقدّرة لـ m هي $\hat{m} = -0.0000000075$ في حين أنّ القيمة المقدّرة لـ α هي $\hat{\alpha} = 107.471$ ، وأخيراً نجد أنّ القيمة المقدّرة لـ φ هي $\hat{\varphi} = -1.3903$ ، ومن ثمّ بالتعويض في الصيغة (5) نجد أنّ الدالة المقدّرة للمركبة الدورية $P(t)$ هي:

$$\hat{P}(t) = -0.0000000075 + 107.471 \cos\left(\frac{\pi}{2}t - 1.3903\right)$$

وبالتعويض في الصيغة (1) والأخذ بالحسبان عدم وجود المركبة الموسميّة نجد أنّ العرض الممثل للطوري العشوائي المقدّر للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية والخاص بعدد طلاب الماجستير له العرض الآتي:

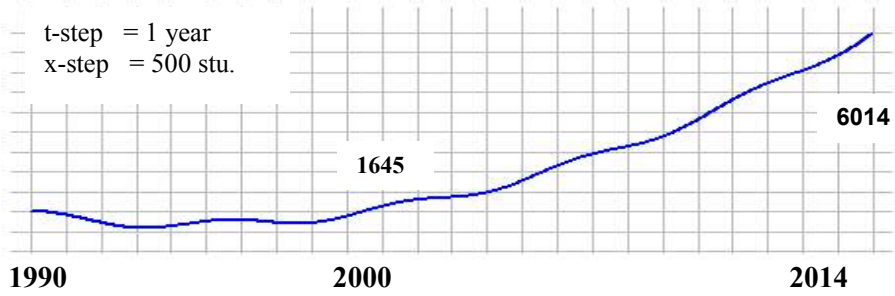
$$\begin{aligned} \hat{\xi}_t &= \hat{T}(t) + \hat{P}(t) + \mathbf{E}_t \\ &= 50981540 - 51121.292 t + 12.815651 t^2 + 107.471 \cos\left(\frac{\pi}{2}t - 1.3903\right) + \mathbf{E}_t \end{aligned}$$

ومن ثمّ بالنظر إلى أحد المسارات المقدّرة للطوري العشوائي المولّد للمتسلسلة الزمنية المعطاة نلاحظ له الشكل الآتي (قد لا تلاحظ تعرجات المركبة العشوائية في العروض الخاصة بعدد الطلاب والخريجين بسبب كبر وحدة القياس المستخدمة، (الشكلين 3 و4):



الشكل (4)

وهنا نلاحظ أنّ القيمة المقدّرة للعام 2000 و2006 ووفقاً للطوري العشوائي المقدّر للطوري العشوائي المولّد للمتسلسلة الزمنية هي على الترتيب 1645 و2958، وبملاحظة أنّ الخطأ المعياري الذي لدينا هو $S = 185.08$ ، فإننا نجد أنّ القيم الحقيقية لهذين العامين (1659 و3082) ما زالتا ضمن التقدير الجيد ووفقاً للطوري العشوائي المقدّر الذي قمنا بتعيينه. وهذا بدوره يوّلّد لدينا الثقة في استخدامه للتنبؤ، ولهذا فإنه على المدى المسموح به للتنبؤ (إذ إنه يجوز لنا استخدام هذا المنحني للتنبؤ حتى نهاية فترة طولها يساوي إلى نصف طول الفترة التي استخدمت للدراسة) سيكون لدينا العرض الآتي:



الشكل (5)

وهكذا نلاحظ أنّ عدد الطلاب المتقدمين لدراسة الماجستير في الجامعات السورية تبدي تنامياً واضحاً حتى على مدى السنوات المقبلة، ومن المتوقع أن يصل إلى مستوى كبير نسبياً في حلول عام 2014 إذ سيصل العدد إلى قرابة 6014 طالب (بالطبع هذا إن سارت الأمور على النحو السابق).

ثانياً - خريجو كلية الماجستير:

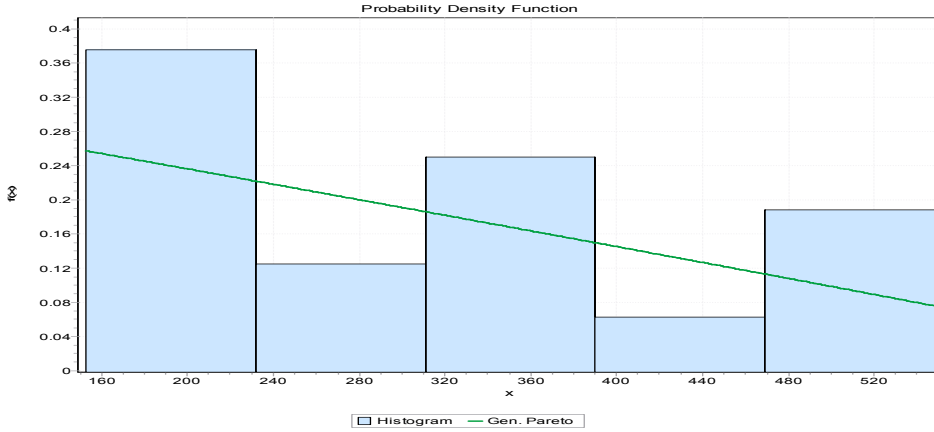
لدينا البيانات الخاصة بعدد خريجي ماجستير الدراسات العليا كما في الجدول الآتي:

الجدول (6)

العام	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
عدد خريجي الماجستير	215	184	179	260	227	153	300	171
العام	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
عدد خريجي الماجستير	333	361	339	548	494	448	372	534

1- عروض احتمالية و وصفية:

ومن ثم نجد التوزيع التكراري لمجموعة البيانات هذه كما في الشكل الآتي:



الشكل (6)

إنّ التوزيع الاحتمالي التوفيقي Fitting of distribution المناسب للبيانات المقدّمة وفقاً لاختبار كموغوراف - سميرنوف هو توزيع بايتو المعمّم Generalized Pareto distribution ذو الوسطاء $\mu \in \mathbb{R}$ & $\sigma > 0$ & $k \in \mathbb{R}$ (حيث لدينا قيمة إحصاء كموغوراف - سميرنوف هي 0.09027)، علماً أنّ دالة الكثافة الاحتمالية لهذا التوزيع تعطى من خلال العلاقة الآتية:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \left(1 + k \cdot \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{-1 - \frac{1}{k}} & \text{for } k \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} \exp \left[-\frac{x - \mu}{\sigma} \right] & \text{for } k = 0 \end{cases}$$

مع $\mu \leq x < +\infty$ إذا كان $0 \leq k$ ، وأما إذا كان $0 > k$ فإننا نأخذ $\mu \leq x \leq \mu - \frac{\sigma}{k}$ ،

ومن أجل البيانات التي لدينا سيصبح للوسطاء القيم الآتية:

$$k = -0.51328 ; \quad \sigma = 293.55 ; \quad \mu = 975.42$$

ومنه سيكون وفقاً لهذا التوزيع لدينا احتمال تخرج أكثر من 452 طالباً في سنة ما مساوياً لـ 0.193 فقط.

بعض القيم الوصفية لهذه البيانات يقدّمها الجدول الآتي:

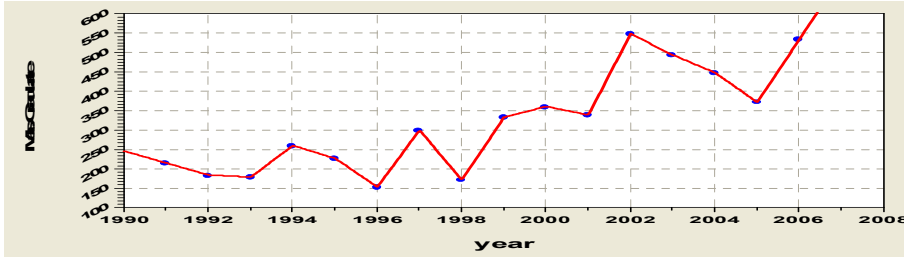
الجدول (7)

Kurtosis	Skewness	Std. Deviation	Mean	Sum	Max	Min
-1.014	0.459	132.03	319.88	5118	548	153

نجد توزيع بيانات عدد الخريجين ملتويًا قليلاً نحو اليمين، ومفطحاً بشكل واضح.

2- المتسلسلة الزمنية لخريجي الماجستير:

من العرض الآتي (الشكل 7) الذي يقدّم لنا الشكل الانتشاري للمتسلسلة الزمنية الخاصة بعدد طلاب الماجستير نلاحظ وجود اتجاه عام للمتسلسلة الزمنية، كما أننا نلاحظ في هذا العرض ظهور حركة اهتزازية أقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية في مسار المتسلسلة الزمنية، وأما المركبة الموسمية فلا وجود لها في هذا العرض، ولهذا نجد أنّ النموذج الجمعي المعطى وفقاً للعلاقة (1) هو النموذج المناسب لعرض هذه المتسلسلة الزمنية.



الشكل (7)

والآن لنقم باختبار الارتباط العشوائي للبيانات المعطاة مستخدمين في ذلك اختبار الفروق الأولى لـ مور- واليس التي استخدمت في الفقرة السابقة، وذلك عند مستوى من الأهمية $\alpha = 0.05$ ، فنجد وبشكل مماثل لما سبق أنّ $Z_{1-\alpha} < TG$ ، ومن ثمّ ليس لدينا ما يدفعنا لرفض الفرضية الابتدائية H_0 عند مستوى الأهمية $\alpha = 0.05$.

أي أنّ البيانات التي لدينا غير مرتبطة عشوائياً عند هذا المستوى من الأهمية.

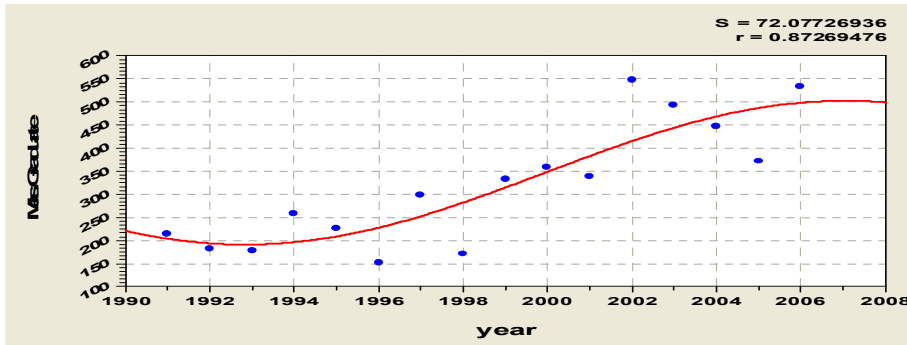
والآن لنبحث في هدوء المتسلسلة الزمنية وذلك من خلال تفحص معاملات الارتباط الذاتي، فنجد من أجل البيانات المقدّمة في الجدول (6) أنه يمكن القبول بهدوء المتسلسلة الزمنية، علماً أنّ معاملات الارتباط الذاتي الخاصّة بهذه البيانات مقدّمة من خلال الجدول الآتي:

الجدول (8)

Lag	1	2	3	4	5	6	7
Auto Corr.	.584	.554	.433	.226	.041	-.133	-.194
Lag	8	9	10	11	12	13	14
Auto Corr.	-.359	-.284	-.405	-.339	-.214	-.194	-.132

– تقدير مركبة الاتجاه العام للمتسلسلة الزمنية:

سنقوم وبشكل مماثل لما سبق بتقدير دالة الاتجاه العام $T(t)$ ، فنجد أنّ أفضل خط انحدار لبيانات هذه المتسلسلة الزمنية باستخدام برنامج Curve هو:



الشكل (8)

والذي لمعادلته العرض الآتي:

$$\hat{T}(t) = 347.13278 + 155.76936 \cos(0.22074593 t - 22.074863) \quad (6)$$

وبخطاً معياري لخط الانحدار قدره $S = 72.0773$ ، ومعامل ارتباط $r = 0.873$ ، وكما هو ملاحظ فإنّ المعادلة (6) تبيّن لنا أنّ الاتجاه العام لهذه المتسلسلة الزمنية له شكل دالة اهتزازية، وهكذا نلاحظ أنه لو استمرت عملية تخريج الطلبة على النحو الذي تمّ في الماضي فإنّ عدد خريجين الماجستير سيتضاءل خلال العقد المقبل.

– تقدير المركبة الدورية للمتسلسلة الزمنية:

لتقدير المركبة الدورية نجد وبشكل مماثل لما سبق (وتحت الفرضيات الخاصّة بالمركبة العشوائية) أنّ لهذه المركبة العرض الآتي وفقاً لطريقة التجيب لـ هالبرغ (لدينا أدوار متساوية الطول ودور كل منها يساوي 5).

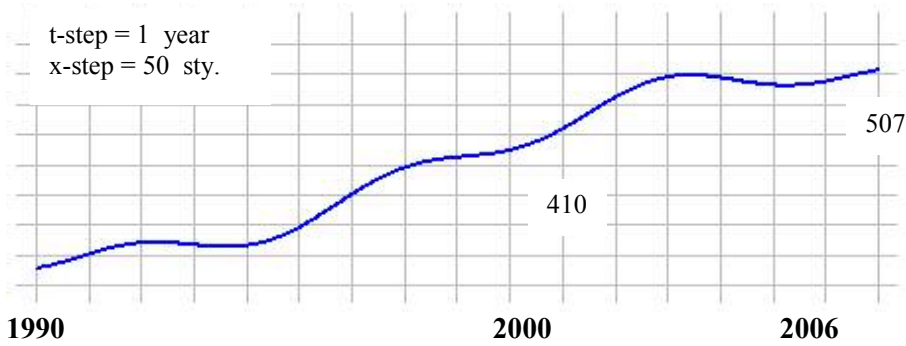
إذن سنفترض أنّ للمركبة الدورية العرض المقدّم بالعلاقة (5) فنجد أنّ قيمة مقدّر m هي $\hat{m} = -0.2511$ ، علماً أنّه لدينا $\omega = 2\pi/5 = 1.257$ ، ومنه سيكون لمقدّر α القيمة $\hat{\alpha} = 20.887$ ، وأمّا مقدّر φ فهو $\hat{\varphi} = -3.049$ ، وبالتعويض في صيغة المركبة الدورية نجد عرضها كما في العلاقة الآتية:

$$\hat{P}(t) = -0.2511 + 20.887 \cos(1.257 t - 3.049) \quad (7)$$

وبالتعويض في العلاقة (1) نحصل على العرض الآتي للطوري العشوائي المقدّر للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية الخاصة بعدد خريجي الماجستير التي قيد الدراسة:

$$\hat{\xi}_t = \hat{T}(t) + \hat{P}(t) + \mathbf{E}_t = 346.882 + 155.769 \cos(0.221 t - 22.075) + 20.887 \cos(1.257 t - 3.049) + \mathbf{E}_t$$

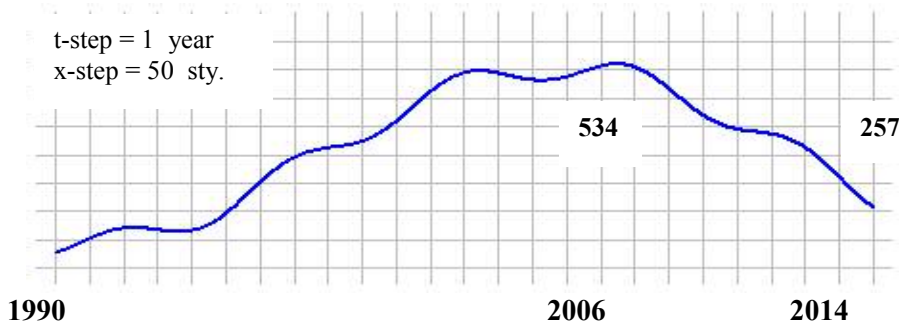
ومن ثمّ سيصبح لأحد المسارات المقدّرة للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية التي قيد الدرس الشكل الآتي:



الشكل (9)

وبحساب القيمة المقدّرة للعام 2000 و 2006 ووفقاً للطوري العشوائي المقدّر للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية نجدها على الترتيب 410 و 507، وبملاحظة أنّ الخطأ المعياري الذي لدينا هو $S = 72.07$ ، نجد أنّ القيم الحقيقية

لهذين العامين (361 و 534) ما زالتا ضمن التقدير الجيد وفقاً للطوري العشوائي المقدّر الذي قمنا بتعيينه. وهذا بدوره يولد لدينا الثقة في استخدامه للتنبؤ، ولهذا فإنه على المدى المسموح به للتنبؤ سيكون لدينا العرض الآتي:



الشكل (10)

وهكذا نلاحظ أنه إذا ما استمرت البيئة المحيطة بعملية تخرُّج الطلاب على النحو الذي كانت عليه في السابق فإنَّ عدد الخريجين سيتضاءل وبشكل كبير، إذ من المتوقع أن يصل إلى مستوى متدنٍ في حلول عام 2014.

ثالثاً - المتسلسلة الزمنية للنسبة المئوية لعدد خريجي الماجستير:

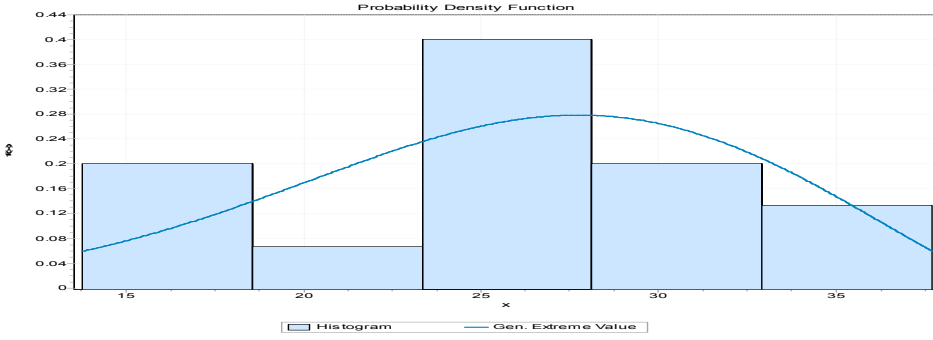
من المتطلبات المهمة في مثل هذه المسائل معرفة النسب المئوية لعدد الخريجين لأنها تعطينا تصوراً حول طبيعة الدراسة في هذه المرحلة سواء من حيث التعلم والتعليم والأساليب الامتحانية المتبعة، وبحساب النسب المئوية (على افتراض حصول الطالب على درجة الدبلوم مسبقاً، وأنَّ مدَّة الدراسة مساوية لعامٍ واحدٍ فقط) نجدها على النحو الآتي:

الجدول (9)

العام	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
عدد خريجي الماجستير	18.09	14.92	25.85	28.81	13.77	26.95	22.73	
العام	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
عدد خريجي الماجستير	29.39	31.76	26.12	37.69	33.77	27.38	26.96	23.77

1- عروض احتمالية و وصفية:

من بيانات الجدول (9) نجد التوزيع التكراري المناسب لهذه المجموعة من البيانات كما في الشكل الآتي:



الشكل (11)

إنّ التوزيع الاحتمالي التوفيقي Fitting of distribution المناسب للبيانات المقدّمة وفقاً لاختبار كموغوراف - سميرنوف هو توزيع القيمة الحدية المعمّم Generalized extreme value distribution ذو الوسطاء $\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0, k \in \mathbb{R}$ حيث لدينا قيمة إحصاء كموغوراف - سميرنوف هي 0.13248، ومن أجل البيانات التي لدينا سيصبح لهذه الوسطاء القيم:

$$k = -0.44605 ; \quad \sigma = 7.1139 ; \quad \mu = 24.04$$

إنّ دالة الكثافة الاحتمالية لهذا التوزيع تعطى من خلال العلاقة الآتية:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma} (1 + k \cdot z)^{-1-\frac{1}{k}} \exp \left[- (1 + k \cdot z)^{-\frac{1}{k}} \right] & \text{for } k \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} \exp [-z - \exp(-z)] & \text{for } k = 0 \end{cases}$$

علماء أنّ $z := \frac{x - \mu}{\sigma}$ وكذلك لدينا $1 + k \frac{x - \mu}{\sigma} > 0$ من أجل $k \neq 0$ ، وأمّا من

أجل $k = 0$ فلدينا $-\infty < x < +\infty$.

ومنه سيكون وفقاً لهذا التوزيع لدينا احتمال أن تصل النسبة المئوية للمتخرجين أكثر من 32.43% في عام ما مساوياً لـ 0.171 فقط.

بعض القيم الوصفية بقدمها لنا الجدول الآتي:

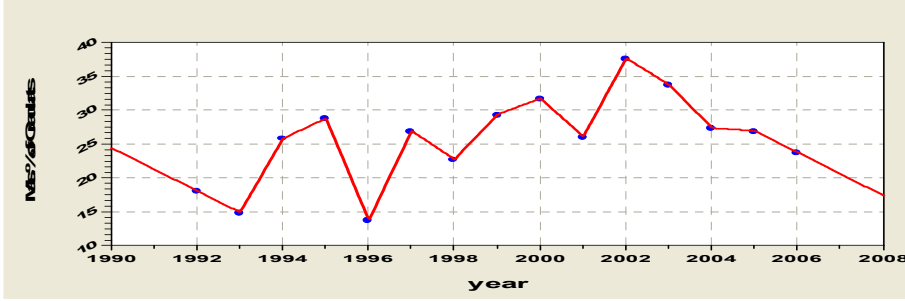
الجدول (10)

Kurtosis	Skewness	Std. Deviation	Mean	Max	Min
0.040	-0.338	6.5652	25.8630	37.69	13.77

وهكذا نلاحظ أن توزيع بيانات النسبة المئوية لخريجي الماجستير ملتوٍ نحو اليسار قليلاً، وتفرطه من النوع المدبب قليلاً جداً.

2- المتسلسلة الزمنية للنسبة المئوية لخريجي الماجستير:

العرض الآتي يقدم لنا الشكل الانتشاري للمتسلسلة الزمنية الخاصة بالنسبة المئوية لعدد خريجي الماجستير:



الشكل (12)

ومن هذا العرض نلاحظ الاتجاه العام لهذه المتسلسلة الزمنية متذبذباً بمطال ثابت وتردد ثابت أيضاً، وكذلك ظهور حركة اهتزازية أقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية، وأما المركبة الموسمية فلا وجود لها في هذا العرض، ولهذا نجد أن النموذج الجمعي (1) هو النموذج المناسب لعرض هذه المتسلسلة الزمنية.

الآن لنقم باختبار الارتباط العشوائي للبيانات المعطاة مستخدمين في ذلك اختبار الفروق الأولى لـ مور- واليس التي استخدمت في الفقرة السابقة، وذلك عند مستوى من الأهمية $\alpha = 0.05$ ، فنجد وبشكل مماثل لما سبق أن $Z_{1-\alpha} < TG$ ، ومن ثم ليس لدينا ما يدفعنا لرفض الفرضية الابتدائية H_0 عند مستوى الأهمية $\alpha = 0.05$.

أي أن البيانات التي لدينا غير مرتبطة عشوائياً عند هذا المستوى من الأهمية.

وأما بخصوص هدوء المتسلسلة الزمنية التي قيد الدرس فإننا نجد من خلال تفحص معاملات الارتباط الذاتي للبيانات المقدمة في الجدول (10) أنه يمكن القبول بهدوء المتسلسلة الزمنية، علماً أن معاملات الارتباط الذاتي الخاصة بهذه البيانات مقدّمة من خلال الجدول الآتي:

الجدول (11)

Lag	1	2	3	4	5	6	7
Auto Corr.	.252	.092	.203	-.129	.059	-.381	-.120
Lag	8	9	10	11	12	13	
Auto Corr.	.035	-.052	-.158	-.011	.044	-.014	

– تقدير الطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية:

على نحوٍ مماثل لما سبق نجد أن للاتجاه العام للمتسلسلة الزمنية العرض الآتي:

$$T(t) = 30.226 \exp \left[\frac{-(2001.558-t)^2}{2 \cdot 8.529^2} \right] \quad (8)$$

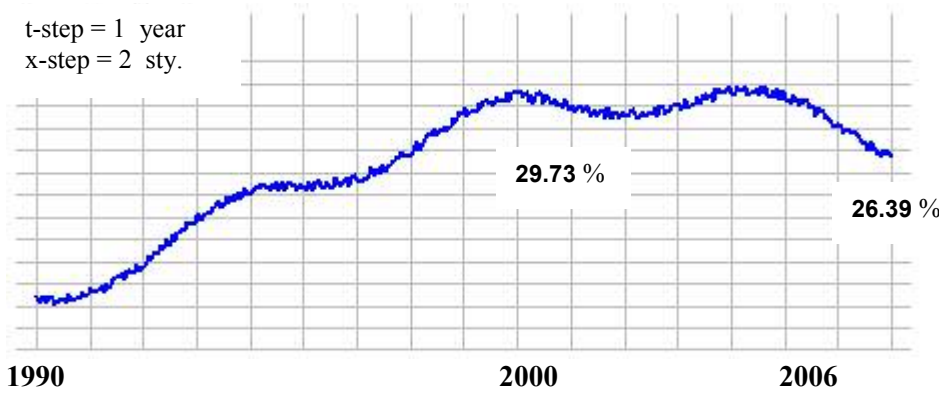
وبخطاً معياري قدره $s = 5.2185225$ ، ومعامل ارتباط $r = 0.6770772$ وأما الدالة المقدرة للمركبة الدورية فلها العرض الآتي:

$$\hat{P}(t) = 0.017 + 1.516 \cos \left(\frac{2\pi}{5} t - 4.6045 \right) \quad (9)$$

ومن ثمّ سيصبح لمقدّر الطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية العرض الآتي:

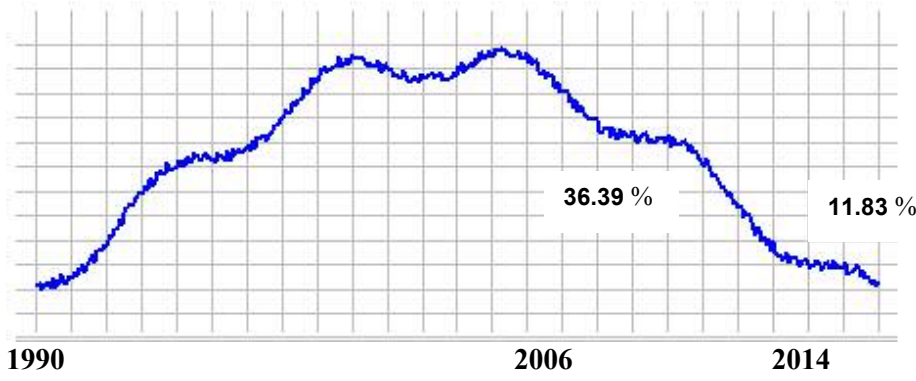
$$\hat{\xi}_t = 0.017 + 30.226 \exp \left[\frac{-(2001.558-t)^2}{2.8.529^2} \right] + 1.516 \cos \left(\frac{2\pi}{5} t - 4.6045 \right) + E_t$$

ومن ثمّ يصبح لأحد المسارات المقدرة للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية التي قيد الدراسة الشكل الآتي:



الشكل (13)

وبحساب القيمة المقدرة للعام 2006 و2000 وفقاً للطوري العشوائي المقدّر للطوري العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية نجدها على الترتيب 29.73% و26.39%، وبملاحظة أنّ الخطأ المعياري الذي لدينا هو $s = 5.218$ ، نجد أنّ القيم الحقيقية لهذين العاملين (31.76% و23.77%) ما زالتا ضمن التقدير الجيد وفقاً للطوري العشوائي المقدّر الذي قمنا بتعيينه. وهكذا نجد أنه على المدى المسموح به للتنبؤ سيكون لدينا العرض الآتي:



الشكل (14)

وهنا نلاحظ أنّ للنسبة المئوية لعدد خريجي الماجستير سلوكاً مختلفاً عن سلوك عدد طلاب وخريجي الماجستير، وهذا يدلّ على عدم وجود ضوابط محدّدة وموحّدة في دراسة ماجستير الدراسات العليا و إلا لكان من المفترض أن يكون هناك تشابه في سلوك الطوريات المقدّمة سابقاً.

الخلاصة

مما سبق يتبيّن لنا أنّ دراسات الماجستير في الجامعات السورية كانت خلال الفترة الزمنية 1991 - 2006 تسير بوتيرة متنامية في معظم الحالات، ولكن سلوك هذا التنامي أشار إلى مستقبل غير متفائل بخصوص عدد الخريجين وكذلك النسبة المئوية للخريجين لو أنها استمرّت بالفعل على النحو الذي كانت عليه في الماضي، وهذا واضح من خلال الصيغ الممثلة لمقدرات الاتجاه العام لكل من المتسلسلة الزمنية لعدد الخريجين والنسبة المئوية للخريجين أيضاً. هذا من جانب. من جانب آخر أظهرت الدراسة وجود عوامل عديدة مؤثرة وفاعلة في دراسات الماجستير، وتجلّت هذه العوامل في ظهور الالتواء في التوزيعات الممثلة للبيانات التي خضعت للدراسة.

المراجع REFERENCES

- 1- جلال مصطفى الصياد. (1993). الاستدلال الإحصائي ، دار المريخ.
- 2- حميد العكلة. (2008). تحليل إحصائي لدبلوم الدراسات العليا في الجامعات السورية بين 1991-2005 ، مجلة جامعة حلب العدد 58 لعام 2008 علوم أساسية.
- 3- والتر فاندل. (1988). السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس - جنكنز - ترجمة عبد المرضي حامد عزام، أحمد حسين، دار المريخ.
- 4-ANDEL, J. (1984). Statistische Analyse von Zeitreien; Akademie-Verlag Berlin 276.
- 5-BROCKWELL, PETER, J.; DAVIS, RICHARD A. (1991). Time Series Theory and Methods, Second Edition Springer-Verlag, New York.
- 6-CLIVE, W. GRANGER. (2004). Time Series Analysis, Cointegration, and Applications, Paper 2004-02 University of California, San Diego.
- 7-GEORGE, C.; CANAVOS, C. (1984). Applied Probability and Statistical Methods, Little, Brown and Company- Boston, Toronto 608.
- 8-HAMILTON, J. JAMES, D. (1994). Time Series Analysis, Princeton U. Press, Princeton, NJ ISBN 0-691-04289-6 [SJS].
- 9-KRAUSE, B.; METZLER, P. (1988). Angewandete Statistik; VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften Berlin, 471.
- 10-LARSEN, R. J.; MARX, M. L. (1993). An introduction to Mathematical Statistics and its Applications- Prentice-Hall International, Inc. USA 596.