

Using Normal Log Distribution in Building Life Table in Syria for Period (1998-2019)

Dr. Abdulhadi Mamdouh AL Rifai*
Hala Mohammed Ntefeh**

(Received 14 / 1 / 2023. Accepted 20 / 3 / 2023)

□ ABSTRACT □

An attempt was made to apply Cumulative death Function of (Normal Log Distribution) on surviving Syrian population data during the observational years 2017,2018,2019,considering 2018 as the base year, for the period (1998-2019), the survival probabilities were calculated by using (Knapp Zeuner) method after using(Sprague coefficient table)to breakup five categories into one-age categories, the survival probabilities complement was taken to arrive at the actual death probabilities, we estimated the two parameters of distribution by using (Non-Linear Least Square Method),and calculated Unconditional and Hazard, probabilities, with the help of (SPSS28) and (R 4.2.2) program, The possibility of using death functions was tested by(Colmogorv-smirnov)&(Anderson- Darling) Test, The results came with appropriateness of distribution to the study data and possibility of using death functions of the distribution in estimating death probabilities for studied period, Hazard probability was used in building life table in Syria for the studied period, due to the least value of its mean square errors comparing with other functions.

Keywords: Normal Log Distribution, Density Function, Unconditional Function, Hazard Function, Sprague coefficient Table, Colmogorv-smirnov test, Anderson Darling test, Knapp Zeuner method, Life Table.

Copyright



:Tishreen University journal-Syria, The authors retain the copyright under a CC BY-NC-SA 04

* Professor, Statistics and Programming Department, Faculty of Economics, Tishreen university, Latakia, Syria, abdul-hadi.al-rifai@tishreen.edu.sy

** PhD Students, Statistics and Programming Department, Faculty of Economics, Tishreen University, Latakia, Syria, hala.ntefeh@tishreen.edu.sy

استخدام التوزيع الطبيعي اللوغارتمي في بناء جداول الحياة في سورية للفترة (1998-2019)

د. عبد الهادي ممدوح الرفاعي*

هلا محمد نتيفة**

(تاريخ الإيداع 2023 / 1 / 14. قُبِلَ للنشر في 2023 / 3 / 20)

□ ملخص □

جرت محاولة تطبيق دالة الوفاة التراكمية (الشرطية) للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي (Normal log Distribution) الاحتمالي المستمر على بيانات لعدد السكان السوريين الباقين على قيد الحياة من الذكور والإناث خلال أعوام المراقبة 2017 و 2018 و 2019، واعتبار عام 2018 عام الأساس للفترة (1998-2019)، تم حساب احتمالات البقاء باستخدام قانون (Knapp Zeuner) وبمساعدة جدول معاملات سبراغ (Sprague coefficient Table) لتفكيك فئات السن الخماسية الى فئات سن أحادية، تم أخذ متمم احتمالات البقاء للوصول الى احتمالات الوفاة الفعلية لكلا النوعين، تم تقدير معلمتي التوزيع باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية، وحساب احتمالات الوفاة اللاشرطية واحتمالات خطر الوفاة بالاستعانة ببرنامج (SPSS, V28) وبرنامج (R 4.2.2)، ولمعرفة إمكانية استخدام دوال الوفاة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي في ايجاد احتمالات الوفاة المقدرّة تم اختبارهم باستخدام اختباري Anderson (Colmoco-rv-Smirnov), (darling)، وجاءت النتائج بملائمة التوزيع لبيانات الدراسة وإمكانية استخدام دالة الوفاة للتوزيع والدوال المرتبطة بها في تقدير احتمالات الوفاة لسكان سورية للفترة المدروسة، وتم استخدام احتمال خطر الوفاة في بناء جدول الحياة في سورية، لأنه أعطى أقل قيمة لمتوسط مربعات الخطأ مقارنة بباقي دوال التوزيع.

الكلمات المفتاحية: التوزيع الطبيعي اللوغارتمي، دالة الكثافة للوفاة، دالة الوفاة اللاشرطية، دالة الخطر، اختبار كولموجورف-سميرنوف، اختبار اندرسون دارلينغ، قانون ناب زونر، جدول معاملات سبراغ، جداول الحياة.



حقوق النشر : مجلة جامعة تشرين- سورية، يحتفظ المؤلفون بحقوق النشر بموجب الترخيص

CC BY-NC-SA 04

* أستاذ، قسم الإحصاء والبرمجة، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين، اللاذقية، سورية. abdul-hadi.al-rifai@tishreen.edu.sy

** طالبة دكتوراه، قسم الإحصاء والبرمجة، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين، اللاذقية، سورية. hala.ntefeh@tishreen.edu.sy

مقدمة:

يعد التوزيع الطبيعي اللوغارتمي من التوزيعات الإحصائية المستمرة ذات التطبيقات الحياتية العديدة، فله أهمية في موضوع الرقابة على جودة الإنتاج، وفي دراسة احتمال البقاء وخاصة للمرضى المصابين بمرض السرطان والذين يخضعون لجرعات من العلاج الكيميائي، وله استخدامات واسعة في مجال الإتصالات الخليوية في تقدير القيم الوسيطة لمقدار خفوت الحجب الذي يتبع للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي، وكذلك في تحليل وتقدير احتمالات الوفاة والبقاء على قيد الحياة لسكان دولة ما خلال فترة زمنية مدروسة والتنبؤ بها. وما نريده هو الاستفادة من هذا التوزيع الاحتمالي في تقدير احتمالات الوفاة لسكان الجمهورية العربية السورية باستخدام دالة الوفاة التراكمية بمراقبة السنوات (2017، 2018، 2019) وباعتبار 2018 سنة أساس، وبما أن سنوات المراقبة تقع في فترة زمنية لا تشبه الفترات الزمنية السابقة لها أبداً، لما عانته سورية من ظروف استثنائية شكلت خللاً كبيراً في المؤشرات الديموغرافية فيها، أهمها زيادة عدد الوفيات بشكل غير متوقع وأيضاً زيادة الهجرة غير الشرعية، وبهدف الحصول على بيانات أقرب ما تكون للصحة سنحسب دالة خطر الوفاة للتوزيع لكل فئة عمرية مدروسة أحادية السن لتقدير احتمال وفاة الأشخاص لأسباب خارجية لا علاقة لها بالأفراد في المجتمع المراقب، ثم سيتم بناء جداول الحياة للمدروسة بالإعتماد على احتمالات الوفاة المقدرة بعد اختبار ملائمتها وإمكانية تطبيق أفضلها.

الدراسات السابقة (Literature review):

- 1- دراسة (Serfling, 2002) بعنوان "Efficient and Robust Fitting of Lognormal Distributions" "نمذجة فعالة وقوية للتوزيعات الطبيعية اللوغارتمية" هدفت الدراسة الى تقدير معلمتي التوزيع الطبيعي اللوغارتمي لدالة الفشل، وأكدت على ضرورة توفر خاصتي ملائمة النموذج للبيانات وهي الكفاءة والتي تتحقق بصغر قيمة مربع الخطأ، والقوة والتي تتحقق بانخفاض حساسية النموذج المقدر لقيم البيانات المتطرفة مستخدمة بذلك معامل المتانة (BP) ومعاملات أخرى تخدم هدف البحث، واستنتجت الدراسة متانة وكفاءة نموذج التوزيع المدروس في نمذجة البيانات المدروسة.
 - 2- دراسة (Overduin, 2004) بعنوان "Use of the Lognormal Distribution for Survival Data: Inference and Robustness" استخدام التوزيع اللوغارتمي الطبيعي لبيانات البقاء: القوة والاستدلال " هدف الباحث الى نمذجة مجموعتين من البيانات الشهرية لوفيات مرضى السرطان بكندا باستخدام أربع توزيعات احتمالية من ضمنها التوزيع الطبيعي اللوغارتمي، واختبر جودة ملائمة النماذج عبر اختبارات حسن المطابقة GOF، واستنتج أن التوزيع الطبيعي اللوغارتمي ذو تغطية جيدة للبيانات في حال كان حجم العينة صغيراً، كما تساوى معامل الشكل الكبير لكل من توزيع جاما والطبيعي اللوغارتمي لتتماثل نتائج كل من التوزيعين.
 - 3- دراسة (الموسوي وحسين، 2017) بعنوان "تقدير معالم التوزيع الأفضل لمعدلات سقوط الأمطار في العراق باستعمال التوزيعات الإحصائية المختلفة" هدفت الدراسة الى إيجاد التوزيع الاحتمالي المناسب لبيانات سقوط الأمطار، وكان التوزيع الطبيعي اللوغارتمي من ضمن التوزيعات المدروسة، واستخدمت الدراسة طرق تقدير متعددة منها المربعات الصغرى، واستنتجت الدراسة أن التوزيع الأسّي المختلط أو توزيع جاما هو التوزيع الأنسب لعشر محافظات عراقية من أصل اثنتي عشرة محافظة، وحظيت المحافظتين الباقيتين بملائمة التوزيع الطبيعي اللوغارتمي لبياناتها.
- مشكلة البحث (Research problem):** تتجسد مشكلة البحث في النقطتين الأساسيتين الآتيتين:
- 1- عدم توفر القيم الفعلية لاحتمالات الوفاة لسكان سورية وكذلك تعداد سكانها في فئات عمرية أحادية السن.

2- عدم وجود طريقة فعالة لتقدير معالم دالة الوفاة المجهولة لإستخدامها في تقدير احتمالات الوفاة لسكان سورية خلال الفترة المدروسة (1998-2019) ودراسة فعاليتها في التنبؤ بها للفترات القادمة.

أهمية البحث وأهدافه:

تأتي أهمية البحث من استخدامه لدالة الوفاة التراكمية في تقدير احتمالات الوفاة التراكمية ومنها تقدير احتمالات الوفاة لدوال التوزيع المرتبطة بها، ثم اختبارهم واختيار أفضلها ملائمة لاحتمالات الوفاة الفعلية بهدف بناء جداول الحياة في سورية للفترة المدروسة، لذلك انصب هدف البحث على المعرفة النظرية لدالة الوفاة التراكمية والدوال المرتبطة بها والمعرفة التطبيقية لطريقة تقدير معالم دالة الوفاة التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي باعتبارها دالة غير خطية باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية وتحويلها الى دالة خطية، وكذلك المعرفة النظرية لمفهوم جداول الحياة وفروضة وأهم الدوال المؤلفة لأعمده ثم حسابها بالاستعانة باحتمالات الوفاة المقدره باستخدام إحدى دوال التوزيع.

متغيرات البحث (Research variables) : تنقسم متغيرات البحث الى نوعين:

1- المتغيرات التابعة للبحث وسيتم ذكر أهمها على أن يتم شرح معنى كل منها في الجزء النظري من البحث وهي: احتمال الوفاة التراكمي، احتمال الوفاة اللاشرطي، احتمال خطر الوفاة، احتمال البقاء، معدل الوفيات المركزي، متوسط العمر المتوقع

2- المتغيرات المستقلة للبحث: وتشمل

- الزمن: وهو الفترة الزمنية مقيسة بالسنوات التي تجري خلالها الدراسة الحالية

- السن: ويمثل العمر الذي يبلغه الفرد عند آخر عيد ميلاد له بالضبط

فرضيات البحث (Research hypotheses): يقوم البحث على الفرضيتين البحثيتين الآتيتين:

- تتبع احتمالات الوفاة الفعلية والمقدرة للذكور والإناث للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي الاحتمالي.

- يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لتقدم عمر الأشخاص على احتمال وفاتهم في سورية للفترة المدروسة.

منهجية البحث:

اعتمد البحث المنهج الوصفي التحليلي في توصيف دالة الوفاة التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي وذكر خصائصها والدوال المرتبطة بها وتقدير معالمها باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية، وذلك لتقدير احتمالات الوفاة لسكان سورية في الفترة المدروسة بهدف بناء جداول الحياة لسكان سورية في تلك الفترة، تم أخذ البيانات الأساسية من قاعدة البيانات المفتوحة التي أتاحتها البنك الدولي للمعلومات (<https://data.albankaldawli.org>) على شكل فئات عمرية خماسية السن، تم تفكيكها الى فئات أحادية السن عبر الإستعانة بجداول معاملات سبراغ، وتم تسليط الضوء على كيفية تطبيق اختبار كولموجوروف -سميرنوف واختبار أندرسون دارلينغ لاختبار ملائمة التوزيع الطبيعي اللوغارتمي لاحتمالات الوفاة الفعلية والمقدرة، ثم استخدام احتمالات خطر الوفاة في بناء جداول الحياة لسكان سورية في الفترة المدروسة كونها الأكثر ملائمة لاحتمالات الوفاة الفعلية، تم تحليل الانحدار واختبار كولموجوروف وسميرنوف و اختبار أندرسون دارلينغ وبناء جداول الحياة بمساعدة برنامج SPSS28 وبرنامج R4.2.2.

مكان وزمان البحث (Time & Place of Research):

تم تطبيق دوال الوفاة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي على بيانات السكان من الذكور والاناث في الجمهورية العربية السورية للفترة (1998-2019)، ولأعمار السكان الأقل من عام حتى عمر الثانية والعشرين، والذين تمت مراقبتهم خلال الأعوام 2017، 2019، 2018 واعتبار عام 2018 عام الأساس.

1- دالة الوفاة التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي (Cumulative Death function for Normal) (Log distribution):

تمثل دالة التوزيع التجميعية للزمن t حتى حدوث الوفاة، وتعني احتمال وفاة الشخص قبل الزمن t أي خلال فترة زمنية معينة $[0, t]$ ، وتمثل بذلك احتمال عدم البقاء على قيد الحياة حتى الزمن t (D'Agostino; Stephens, 1986) وتعطى دالة الوفاة التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي بالعلاقة التالية (O'Connor & Modarres, 2016):

$$F(t) = P(T < t) = 1 - S(t) = \frac{1}{\sigma_N \sqrt{2\pi}} \int_0^t \frac{1}{t} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N} \right)^2} dt \quad (1)$$

$F(t)$ دالة الوفاة التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي.

T متغير عشوائي يشير الى الفترة الزمنية التي عاشها الشخص حتى حدوث الوفاة.

$S(t)$ دالة البقاء وتمثل احتمال بقاء الشخص حياً خلال فترة زمنية معينة $[0, t]$.

$\ln(t)$ متغير التوزيع الطبيعي بمتوسط μ وانحراف معياري σ ، ويمثل لغاريتم الأعمار في هذا البحث.

μ_N معامل القياس لمتغير التوزيع $\ln(t)$ ولا يحدد هذا المعامل الموقع كما في التوزيع الطبيعي.

σ_N^2 معامل الشكل لمتغير التوزيع الطبيعي $\ln(t)$ ولا يحدد هذا المعامل القياس كما في التوزيع الطبيعي.

وبمعالجة التكامل بتغيير المتحول $Z = \frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}$ وتغيير حدود التكامل سنحصل على الصيغة التالية:

$$F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}} e^{-\frac{1}{2} Z^2} dz$$

إن حساب هذا التكامل غير ممكن حتى الآن وتم إيجاد قيمة تقريبية له عن طريق نشره حسب سلسلة تايلور في جوار نقاط متتالية ذات خطوات صغيرة واختيار المتوسط بقيمة صفر والتباين بقيمة واحد لسهولة النشر ليصبح تابع التوزيع بالشكل التالي (العلي وعكروش، 2007):

$$F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{1}{2} t^2} dt = \Phi(Z) = \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right) \quad (2)$$

Φ قيم الاحتمالات لتابع التوزيع الطبيعي المعياري

تتمتع دالة الوفاة التراكمية بخصائص مهمة (الباقر، 2017):

- 1- أنها موجبة ومستمرة ولجميع قيم t
 - 2- دالة متزايدة مع الزمن أي تتناسب طردياً مع الزمن
 - 3- باعتبار $F(t)$ دالة احتمالية فإن قيمها محصورة بين الصفر والواحد $0 \leq F(t) \leq 1$
 - 2- الدوال المرتبطة بدالة التوزيع التراكمية للوفاة:
- هناك دوال أساسية ومهمة لا بد من ذكرها مرتبطة بدالة التوزيع التراكمية للوفاة ومن أهمها:

1- دالة البقاء على قيد الحياة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي (Survival function for Normal Log distribution):

تعرف دالة البقاء على قيد الحياة بأنها احتمال بقاء الشخص على قيد الحياة خلال فترة زمنية معينة $[0, t]$ وهي دالة متممة للدالة $F(t)$ ولها الرمز $S(t)$ وتعرف رياضياً بالشكل التالي: (O'Connor & Modarres, 2016)

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right) \quad (3)$$

تتمتع دالة البقاء على قيد الحياة بخصائص مهمة: (الباقر، 2017)

- 1- أنها موجبة ومستمرة ولجميع قيم t
 - 2- دالة متناقصة مع الزمن أي تتناسب عكسياً مع الزمن
 - 3- باعتبار $S(t)$ دالة احتمالية فإن قيمها محصورة بين الصفر والواحد $0 \leq S(t) \leq 1$
- 2- دالة الكثافة الاحتمالية للوفاة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي (Death density function for Normal Log distribution):**

وهي احتمال حدوث الوفاة للأشخاص خلال الفترة $(t, t + \Delta t)$ وتمثل Δt التغير في قيمة المتغير العشوائي T أي $(\Delta t = T_2 - T_1)$ ويطلق على هذه الدالة أيضاً معدل الوفاة اللاشرطي (Unconditional failure rate) وتعطى بالعلاقة الآتية: (O'Connor & Modarres, 2016)

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p(t < T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{1}{\sigma_N t} \phi\left[\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right] \quad t \geq 0 \quad (4)$$

Φ قيم دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي المعياري

3- دالة خطر الوفاة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي (Hazard function for Normal Log distribution):

وهي دالة احتمالية شرطية وتمثل احتمال وفاة الشخص خلال الفترة الزمنية $(t, t + \Delta t)$ لأسباب خارجية لا علاقة لها بالأسباب المتعلقة بالأفراد والتي قد تؤدي للوفاة حتى الزمن t ، وتستخدم احتمالات الوفاة المحسوبة عن طريقها في فترات الأزمات والكوارث والظروف غير الطبيعية التي من الممكن أن يتعرض لها المجتمع المراقب، ويرمز لها $h(t)$ ويطلق عليها المعدل الآتي أو اللحظي للوفاة، ويعبر عنها بشكل عام بالعلاقة (5) (Lawless, 2003) وللتوزيع الطبيعي اللوغارتمي بالعلاقة (6) (O'Connor & Modarres, 2016)

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p(t < T < t + \Delta t) \setminus T > t}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (5)$$

$$h(t) = \frac{\frac{1}{\sigma_N t} \phi\left[\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right]}{1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right)} = \frac{\phi\left[\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right]}{\sigma_N t \left(1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right)\right)} \quad (6)$$

يتضح من العلاقة (5) أن دالة خطر الوفاة تتناسب عكسياً مع دالة البقاء وطردياً مع دالة الكثافة الاحتمالية، كما نلاحظ أن دالة وفاة أي شخص $f(t)$ خلال الفترة $(t, t + \Delta t)$ تمثل حاصل ضرب دالة خطر الوفاة بمتمم دالة التوزيع التراكمية للوفاة، وعملياً بمعرفة اثنين من الدوال الثلاث نتمكن من الوصول الى الدالة المجهولة.

3- المربعات الصغرى اللاخطية Non-Linear Least Square:

إن نموذج الإنحدار اللاخطي هو نموذج يحوي معلمات غير خطية في دالة النموذج، وعادة يتم أخذ اللوغارتم الطبيعي لطرفي العلاقة المراد تقدير معالمها حتى تتحول الى خطية، إلا أنه في حالة استخدام التوزيع الطبيعي اللوغارتمي فلا داعي لذلك باعتبار أن متغير التوزيع الطبيعي اللوغارتمي هو متغير لوغارتمي، يعبر عن نموذج الانحدار اللاخطي لهذا البحث بالصيغة التالية (عبد الرحمن وآخرون، 2013)

$$q_{i,t} = F_{i,t}(t_i) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

t سن الوفاة، $q_{i,t}$ احتمال ان الفرد (i) سيتوفى قبل بلوغه العمر t
 $F_{i,t}$ دالة التوزيع التراكمية للوفاة باستخدام دالة التوزيع الطبيعي اللوغارتمي
 $\varepsilon_{i,t}$ الخطأ العشوائي بوسط حسابي يساوي الصفر وتباين يساوي الواحد
 إن مقدرات المربعات الصغرى اللاخطية هي قيم المعلمات لدالة الوفاة التي تقلل المقدار التالي الى أقل ما يمكن:

$$\text{minimize } \sum [q_{i,t} - \widehat{F}_{i,t}]^2 \quad (8)$$

سنقدر معلمتي دالة الوفاة التراكمية التوزيع الطبيعي اللوغارتمي كمايلي: (O'Connor & Modarres, 2016)

$$F(t) = \Phi \left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N} \right)$$

$$\text{invNorm}(F(ti)) = \frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}$$

$\text{invNorm}(F(t))$ الدالة العكسية لدالة التوزيع التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي.

$$\text{invNorm}(F(ti)) = \frac{1}{\sigma_N} \ln(t) - \frac{\mu_N}{\sigma_N} \quad (9)$$

بمطابقة العلاقة (13) بمعادلة الإنحدار الخطي $Y = mX + c$ نجد أن:

$$Y = \text{invNorm}(F(t)) \quad X = \ln t \quad m = \frac{1}{\sigma_N} \quad c = -\frac{\mu_N}{\sigma_N} \quad (10)$$

بما أن قيمة $F(t)$ تابعة لقيمتي μ_N, σ_N يمكننا كتابتها بالشكل $(Ft_i; \mu_N, \sigma_N)$ حيث:

$$Y = \text{invNorm}(Ft_i; \mu_N, \sigma_N) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$\widehat{F}_{(i)}$ هي نقطة تقدير ل $(Ft_i; \mu_N, \sigma_N)$ التي يتم إيجادها من إحدى طرق التقدير اللامعلمية التالية:

$$\widehat{F}_{(i)} = \frac{i - \frac{3}{8}}{n + 0.25}, \quad \widehat{F}_{(i)} = \frac{i}{n+1}, \quad \widehat{F}_{(i)} = \frac{i - 0.5}{n}$$

وبما أن $m = \frac{1}{\sigma_N}$ هذا يعني أن تقدير معامل الشكل $\widehat{\sigma}_N$ سيكون:

$$\widehat{\sigma}_{NLS} = \frac{1}{\widehat{m}_{LS}} \quad (11)$$

ولنحصل على تقدير معامل القياس $\widehat{\mu}_N$ نعوض العلاقة (9-3) في علاقة c

$$c = -\frac{\mu_N}{\sigma_N} = -\frac{\mu_N}{\frac{1}{\widehat{m}_{LS}}} \Rightarrow \widehat{\mu}_{NLS} = -\frac{\widehat{c}_{LS}}{\widehat{m}_{LS}} \quad (12)$$

ويحسب تقدير m, c بطريقة المربعات الصغرى:

$$\widehat{m}_{LS} = \frac{\Sigma(Y_i - \bar{Y})(X_i - \bar{X})}{\Sigma(X_i - \bar{X})^2}, \quad \widehat{c}_{LS} = \bar{Y} - \widehat{\beta}_{LS}\bar{X}$$

ومن تعويض تقديري المعلمتين $\widehat{\mu}_{NLS}, \widehat{\sigma}_{NLS}$ في دالة الوفاة التراكمية نحصل على تقدير احتمال الوفاة التراكمي:

$$\widehat{F}(t) = \Phi \left(\frac{\ln(t) - \widehat{\mu}_{NLS}}{\widehat{\sigma}_{NLS}} \right) \quad (13)$$

بعد ذلك سيتم تقدير احتمالات الوفاة اللاشرطية عبر الاستعانة بقيمتي معلمتي التوزيع الطبيعي اللوغارتمي كمايلي:

$$\widehat{f}(t) = \frac{1}{\widehat{\sigma}_{NLS} t} \phi \left[\frac{\ln(t) - \widehat{\mu}_{NLS}}{\widehat{\sigma}_{NLS}} \right] \quad (14)$$

وبما أن الفترة المدروسة تحتوي فترة استثنائية في تاريخ سورية لذلك سنقدر احتمال خطر الوفاة من خلال العلاقة:

$$\widehat{h}(t) = \frac{\widehat{f}(t)}{1 - \widehat{F}(t)} \quad (15)$$

وسنحسب مجموع ومتوسط مربعات الأخطاء بين القيم الفعلية والقيم المقدرة من دوال التوزيع لجميع احتمالات الوفاة وسيتم اختبارهم للتأكد من أكثر الدوال ملائمة للاستعانة بها في بناء جدول الحياة في سورية للفترة المدروسة.

4- اختبارات حسن المطابقة (GOF) (Goodness of fit test):

تستخدم اختبارات حسن المطابقة لمعرفة مدى ملائمة التوزيع الاحتمالي المستخدم للبيانات المدروسة وللتأكد من ملائمة التوزيع الاحتمالي سنستخدم اختبارين لحسن المطابقة وهما:

1- اختبار كولموجوروف سميرنوف (Colmogorov-smirnov Test): يستخدم لاختبار فرضية العدم في مدى ملائمة التوزيع المحدد لبيانات الدراسة، حيث يتم ترتيب البيانات ترتيباً تصاعدياً وحساب القيمة الاحتمالية لدالة

التوزيع: <https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35g.htm>

$$F(t_i) = P_0(t \leq t_i) = CDF(t_i) \quad (16)$$

وحساب القيمتين الاحتماليتين التجريبيتين التراكميتين للبيانات الحقيقية للدراسة: $\frac{i-1}{n}, \frac{i}{n}$ ثم حساب قيمتي D_+, D_- :

$$D^+ = \max_i \left(\frac{i}{n} - F(t_i) \right), \quad D^- = \max_i \left(F(t_i) - \frac{i-1}{n} \right)$$

وتمثل إحصاء اختبار (KS) أكبر قيمة لـ D

$$KS = D = \max_i (D^-, D^+), \quad 1 \leq i \leq n \quad (17)$$

ومقارنة KS المحسوبة مع KS الجدولية بحجم عينة (n) ومستوى دلالة α ، يتم قبول فرضية العدم H_0 إذا كانت القيمة المحسوبة أصغر من القيمة الجدولية ونقر بأن التوزيع المحدد يمثل ويلائم بيانات الدراسة، أما إذا كانت KS المحسوبة أكبر من KS الجدولية سيتم رفض فرضية العدم H_0 .

2- اختبار أندرسون دارلينغ (Anderson Darling Test) (AD): يستخدم اختبار أندرسون دارلينغ (AD

test) لاختبار فرضية العدم في تمثيل وملائمة التوزيع المحدد لبيانات الدراسة، يتم حساب إحصاء الإختبار من العلاقة

التالية: (www.statisticshowto.com/anderson-darling-test)

$$A^2 n = AD = \left| -n - \frac{1}{n} S \right| \quad (18)$$

$$S = \sum_{i=1}^n (2i-1) [\ln F(T_i) + \ln(1 - F(T_{n-i+1}))] \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (19)$$

$A^2 n$ إحصاء اختبار أندرسون- دارلينغ ويمكن أن يرمز لها AD

n حجم العينة، i تسلسل قيم احتمالات البقاء المقدرة والمرتبطة تصاعدياً (ascending order)

$\ln F(T_i)$ اللوغاريتم الطبيعي لقيم دالة التوزيع التراكمية الطبيعية.

$\ln((1 - F(T_{n-i+1}))$ يمثل اللوغاريتم الطبيعي لدالة التوزيع التراكمية الطبيعية ولكن بترتيب تنازلي.

وفي حال استخدام عينة صغيرة الحجم يتم تعديل قيمة اختبار (Anderson Darling) وفق العلاقة التالية Jantschi, (2018) ويرمز له في هذه الحالة بـ AD^*

$$AD^* = AD \cdot \left(1 + \frac{0.75}{n} + \frac{2.25}{n}\right) \quad (20)$$

وبمقارنة AD المحسوبة مع AD الجدولية بحجم عينة ومستوى دلالة معين والموضح في الجدول (1) الموجود في الملحق، يتم اتخاذ القرار بقبول أو رفض الفرضية، فإذا كانت القيمة المحسوبة أصغر من الجدولية نقبل H_0 ونقر بأن التوزيع المحدد يمثل ويلائم بيانات الدراسة، أما إذا كانت أكبر سيتم رفض فرضية العدم H_0 .

5- جداول الحياة:

تعد جداول الحياة أداة إكتوارية هامة يعتمد عليها الباحثون والمخططون في تقدير عدد الأشخاص المتوقع بقائهم على قيد الحياة وتقدير عدد الوفيات من مجموع السكان أو من فئة معينة من السكان وذلك لمدة زمنية لاحقة، بالاستناد على تاريخ وفياتهم سابقاً ومنهما يمكن الوصول الى احتمالات بقاءهم ووفاتهم والمتوسط المتوقع لأعمارهم

تعريف جداول الحياة أو الوفاة (Life or Death Table): هي جداول تلخص بصورة رقمية تاريخ فوج أو جيل يتم فيه قياس ظاهرة الوفاة عن طريق تتبع حياة هذا الفوج من المواليد خلال مراحل عمرهم المختلفة من بداية مولدهم حتى وفاة آخر شخص فيهم. (محمد والقزاز، 2015)

فروض جداول الحياة:

تعتمد فكرة جداول الحياة على إنموذج المجتمع الساكن وهو مجتمع افتراضي يتصف بعدة صفات تعد فروضاً:

1- يمثل الفوج السكاني الإفتراضي مجتمعاً مغلقاً، أي لا يتأثر بعامل الهجرة وإنما يتقلص الفوج السكاني عن طريق الوفاة (<https://sociologydiscussion.com>)

2- يموت الأشخاص في كل عمر وفق معدلات الوفيات الواردة في الجدول والمناظر للفئات العمرية (<https://docs.google.com>).

3- أصل الفوج عدد معياري من المواليد السنوية مفترض ثباته عند الرقم نفسه الذي يبدأ به الجدول وهو عادة رقم تحكيمي افتراضي (1000، 100000، 1000000) ويسمى أساس جدول الحياة (<https://sociologydiscussion.com>)

4- إن معدلات الوفيات التي يتعرض لها سكان كل فئة عمرية ثابتة لا تتغير من عام الى آخر (القزاز ومحمد، 2015)

5- يتحدد عدد الأشخاص الباقيين على قيد الحياة عند كل عمر بمعدلات الوفيات العمرية الثابتة (القزاز ومحمد، 2015).

6- يتوزع عدد الوفيات عند كل عمر بانتظام ماعدا السنوات الأولى من العمر (<https://docs.google.com>).

مكونات جداول الحياة: في جميع رموز جداول الحياة يدل المتغير x أو t على العمر الذي بلغه الفرد عند آخر ميلاد له ولا تحسب كسور السنة مهما بلغت، بينما تدل n على طول الفئة العمرية فتكون $n = 5$ في الجداول المختصرة و $n = 1$ في جداول حياة الفوج (الجدول الكاملة)، تتكون جداول الحياة من أعمدة أساسية تمثلها الدوال التي سنذكر معنى كل منها ضمن دوال جداول الحياة الكاملة كمايلي

دوال جداول الحياة الكاملة:

تمثل هذه الدوال العلاقات الرياضية لدوال جداول الحياة والتي بتطبيق كل منها يتم الوصول الى أعمدة جداول الحياة الكامل لفئات عمرية أحادية ($n = 1$) وطريقة حساب كل دالة موضحة كمايلي: (<http://docs.google.com>)

حساب m_x : تمثل m_x معدل الوفيات المركزية بين العمر x والعمر $(x + 1)$ ويحسب هذا المعدل كما يلي:

$$m_x = \frac{2q_x}{2 - q_x} \quad (21), \quad q_x = \frac{d_x}{l_x} \quad (22)$$

q_x احتمال وفاة الشخص بين العمر (x) والعمر $(x + 1)$

تمثل l_x عدد الأشخاص الباقين على قيد الحياة عند تمام العمر x بالضبط

حساب d_x : وتمثل عدد وفيات الأشخاص بين العمر (x) والعمر $(x + 1)$ ونحصل على d_x من إحدى العلاقتين:

$$d_x = l_x - l_{x+1} \quad (23), \quad d_x = l_x \cdot q_x \quad (24)$$

حساب l_{x+1} : وتمثل عدد الأشخاص الباقين على قيد الحياة عند تمام العمر $x + 1$ بالضبط، يمكن الحصول على قيمتها من إحدى العلاقتين:

$$l_{x+1} = l_x - d_x \quad (25), \quad l_{x+1} = l_x \cdot P_x \quad (26)$$

حساب P_x : ويمثل P_x احتمال البقاء على قيد الحياة بين العمر x والعمر $x + 1$ ويحسب من إحدى العلاقتين:

$$P_x = \frac{l_{x+1}}{l_x} \quad (27), \quad P_x = 1 - q_x \quad (28)$$

حساب L_x : ويمثل عدد الأشخاص بين العمر (x) و $(x + 1)$ ، عند حساب هذا العمود يجب التقيد بفرضية أساسية وهي افتراض توزع الوفيات بصورة منتظمة خلال سنة من العمر أو بين عمريين في الفئات العمرية التي تلي الفئة الأولى والثانية، وذلك لحساب عدد الأشخاص في منتصف الفترة المدروسة كما في العلاقة التالية:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} \quad (29)$$

وباعتبار أنه من غير الممكن افتراض انتظام توزع الوفيات على مدار السنة وخاصة للأشخاص دون السنة والسنة الأولى من العمر لارتفاع الوفيات فيهما، حيث تبلغ ذروة ارتفاعها في الأيام الأولى من العمر ثم في الأسابيع الأولى ثم في الأشهر الأولى، وكلما ازداد العمر قلت خطورة الوفاة، ولتلافي هذه المشكلة اقترح Reed & Merrell طريقة لحساب عدد الأشخاص لهاتين الفئتين العمريتين من خلال العلاقتين التاليتين: (<https://docs.google.com>)

$$L_0 = 0.3l_0 + 0.7l_1 \quad (30), \quad L_1 = 0.4l_2 + 0.6l_2 \quad (31)$$

حساب T_x : وتمثل عدد الأشخاص الذين عمرهم x سنة فأكثر، وتحسب من العلاقة التالية:

$$T_x = \sum_{t=0}^w L_{x+t} \quad (32)$$

حساب e_x^0 : ويمثل متوسط عدد السنوات الكاملة المتوقع أن يعيشها الفرد بعد العمر x مع أجزاء السنة التي عاشها الشخص قبل الوفاة ولكل فئة عمرية، ويحسب من العلاقة التالية:

$$e_x^0 = \frac{T_x}{l_x} \quad (33)$$

وللتويه يوجد فرق بين e_x^0 و e_x وسيوضح الفرق بينهما بتفصيل علاقة كل منهما: (<http://docs.google.com>):

$$e_x^0 = \frac{\sum L_x}{l_x} = \frac{1/2(l_0 + l_1) + 1/2(l_1 + l_2) + \dots}{l_x}, \quad e_x = \frac{\sum l_x}{l_x} = \frac{l_0 + l_1 + l_2 + \dots}{l_x}$$

e_x^0 متوسط عدد السنوات الكاملة مع أجزاء السنة وهذا ماسيتم تطبيقه في هذا البحث، بينما تمثل e_x متوسط عدد السنوات الصحيحة دون أخذ أجزاء السنة بعين الاعتبار.

6- الدراسة التطبيقية:

بعد استعراضنا لأهم دوال التوزيع الطبيعي اللوغارتمي يتبين لنا أهمية استخدام التوزيعات الإحتمالية كأساليب إحصائية في التقدير للظواهر الحياتية، بغية التوصل الى نماذج إحصائية تهدف الى تشخيص هذه الظواهر وتقديرها وتحليلها ودراسة التفاعل فيما بينها، باستخدام الطرائق الإحصائية والرياضية لمعرفة اتجاهاتها، وتفسيرها بعد تقدير معالمها

تقديراً جيداً ما أمكن، بحيث تكون الأساس في وضع الخطط اللازمة لإيجاد الحلول الممكنة لكيفية التعامل معها مستقبلاً، ولما كان تقدير احتمالات الوفاة للسكان في كل فئة عمرية من المسائل السكانية الهامة والمرتبطة بمختلف جوانب الحياة الاجتماعية والإقتصادية والخدمية، ركزنا في هذه الدراسة التطبيقية على حساب احتمالات الوفاة واعتبرناها فعلية، بحساب احتمالات البقاء في كل فئة عمرية لكل من الذكور والإناث باستخدام طريقة (Knapp-Zeuner) وبمراقبة السنوات 2017-2018-2019 واعتماد 2018 كسنة أساس، ثم أخذ متمم احتمالات البقاء للوصول الى احتمالات الوفاة (الأفندي، 1982):

$$l_{t+1} = \frac{2018}{2018-t} L_t - \frac{2019}{2018-t} d_t \quad (34)$$

$$l_t = \frac{2018}{2018-t} L_t + \frac{2018}{2018-t} d_t \quad (35)$$

$$P_t = \frac{\frac{2018}{2018-t} L_t - \frac{2019}{2018-t} d_t}{\frac{2018}{2018-t} L_t + \frac{2018}{2018-t} d_t} \quad (36)$$

P_t احتمال البقاء على قيد الحياة للأشخاص في العمر t

l_t عدد الأحياء من السكان الذين أتموا العمر t خلال العام المدروس (هنا 2018)

l_{t+1} عدد الأحياء الذين أعمارهم t وأتموا العمر $(t+1)$

$\frac{2018}{2018-t} L_t$ عدد الأشخاص الأحياء بين العمر $(t-2018)$ والعمر t في 2018

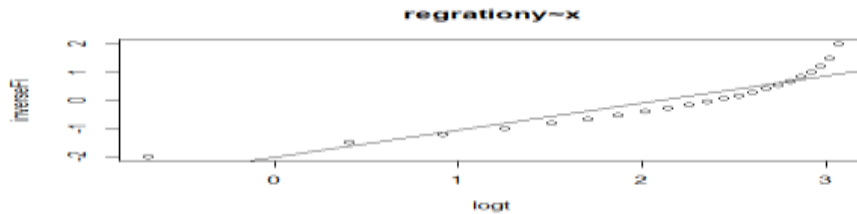
$\frac{2018}{2018-t} d_t$ عدد الوفيات بين العمر $(t-2018)$ والعمر t في 2018

$\frac{2019}{2018-t} d_t$ عدد الأشخاص الذين توفوا في بحر عام 2019 دون أن يبلغ كل منهم العمر $(t+1)$

واجهتنا مشكلتين عند حساب أعداد السكان للفئات العمرية أحادية السن: الأولى هي عدم توفرها في المجموعة الإحصائية السورية إلا في ثلاث سنوات فقط وغير متتالية، وهي السنوات التي أجري فيها التعداد السكاني للأعوام (2004-1994-1981)، وباعتبار أن حاجة متطلبات متغيرات الدراسة هي ثلاث سنوات متتالية يتوفر فيها أعداد السكان في كل فئة عمرية أحادية السن، استعنا بأعداد السكان المتوفرة بشكل فئات خماسية من قاعدة البيانات المفتوحة التي أتاحتها البنك الدولي للمعلومات (<https://data.albankaldawli.org>)، أما المشكلة الثانية هي توفر بيانات أعداد السكان لفئات خماسية وليست أحادية، وهذا لا يخدم البحث القائم في الوصول الى جداول حياة كاملة للفترة المدروسة، لذلك تم الإستعانة بجدول معاملات سبراغ لتفكيك أعداد السكان في الفئات العمرية الخماسية الى فئات عمرية أحادية لكل نوع، ثم حساب أعداد السكان الباقيين على قيد الحياة من العمر أقل من واحد حتى عمر الثانية والعشرين (الجدول (1) في الملحق) وذلك بتطبيق العلاقتين (34) (35) ثم التوصل الى قيم احتمالات البقاء الفعلية للفئات العمرية أحادية السن بتطبيق العلاقة (36)، وبأخذ متممها حصلنا على احتمالات الوفاة الفعلية (الجدول (2))، تم تقدير معلمتي دالة الوفاة التراكمية باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية لكل نوع بتطبيق الخطوات التي تم سردها في الجزء النظري من البحث وبمساعدة برنامجي SPSS28 و R4.4.2 واستخدام $\widehat{F}_{(t)} = \frac{i-0.5}{n}$ ، حصلنا على معادلة انحدار $Y \sim X$ حيث تمثل $y = inverse(\widehat{F}_{(t)})$ و $X = \ln(t)$ وكانت النتائج كالآتي:

Coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-2.03153	0.20716	-9.807	4.39e-09
x	0.96426	0.08996	10.719	9.72e-10
Residual standard error: 0.3924 on 20 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.8517, Adjusted R-squared: 0.8443				
F-statistic: 114.9 on 1 and 20 DF, p-value: 9.721e-10				

أعطت النتائج معادلة انحدار $Y \sim X$ ($Y=0.96426X-2.03153$)، باعتبار أن قيمة p-value أصغر من 0.05 هذا يعني أن الصدفة في حصول هذه العلاقة بين المتغيرين قليلة جداً، والعلاقة قوية بين المتغيرين أي أن قيمة معلمتي الانحدار معنوية وهذا ما دل عليه قيمة اختبار t المحسوبة لكل من المعلمتين عند مستوى دلالة (0.05)، وكانت قيمة معامل التحديد (0.8517) ومعامل التحديد المعدل (0.8443) وخطأ التقدير (0.3924) لكل من الذكور والإناث، ودلت قيمة احصاء F (114.9) بدرجتي حرية (1) للانحدار و(20) للبقايا ومستوى دلالة (0.05) على معنوية الفرق بين متوسطات الأخطار لانحدار $Y \sim X$ وبين متوسطات الأخطاء للبقايا. أي النموذج المقدر معنوي (الشكل (1)).



الشكل (1) خط انحدار $Y \sim X$ المقدر بطريقة المربعات الصغرى ($x=\ln(t)$, $y=\text{inverse Fi}$)

ومن قيم معادلة خط الانحدار وبتطبيق العلاقتين (11)(12) تم تقدير قيمة معلمتي التوزيع الموضحة بالجدول (1):
الجدول رقم (1) القيم التقديرية لمعلمتي التوزيع الطبيعي المعياري للذكور والإناث

المعلم	القيمة
μ_{NLS}	2.136266
σ_{NLS}	1.072961

المصدر: من إعداد الباحث بالإعتماد على بيانات عمودي $\ln t$, invFt في الجدول (2) والاستعانة ببرنامج SPSS28

تم تقدير احتمالات الوفاة التراكمية واللاشرطية وخطر الوفاة لمراكز الفئات العمرية الأحادية السن باستخدام القيم التقديرية لمعلمتي التوزيع وبمساعدة برنامج R4.2.2 من خلال الأوامر التالية:

$$Ft = \text{pnorm}(x, 2.136266, 1.072961)$$

$$ft = (1/t * 1.072961) * \text{dnorm}(x, 2.136266, 1.072961)$$

$$ht = (((1/t * 1.072961) * \text{dnorm}(x, 2.136266, 1.072961)) / ((1 - (\text{pnorm}(x, 2.136266, 1.072961))))$$

الجدول رقم (2) احتمالات الوفاة الفعلية للذكور والإناث واحتمالات الوفاة التراكمية واللاشرطية وخطر الوفاة المقدر

i	t center	ln t	$\text{inv}(\widehat{F}_{(i)})$	Ft male real	Ft female real	qt	ft	ht
1	0.5	-0.69315	-2.00042	0	0	0.00351	0.021417	0.0215
2	1.5	0.405465	-1.48947	0	0	0.0504	0.062894	0.0662
3	2.5	0.916291	-1.20741	0	0	0.12500	0.072623	0.0830
4	3.5	1.252763	-0.9982	0.046426	0.043559	0.20402	0.070541	0.0886
5	4.5	1.504077	-0.82549	0.074995	0.07381	0.27891	0.064736	0.0898
6	5.5	1.704748	-0.67449	0.090047	0.089853	0.34700	0.058111	0.0890
7	6.5	1.871802	-0.53752	0.094664	0.09497	0.40785	0.051717	0.0873
8	7.5	2.014903	-0.40998	0.091921	0.09166	0.46188	0.045910	0.0853
9	8.5	2.140066	-0.28881	0.081691	0.081999	0.50976	0.040768	0.0832
10	9.5	2.251292	-0.17175	0.06562	0.081999	0.55221	0.036268	0.0810
11	10.5	2.351375	-0.057	0.042345	0.06549	0.58991	0.032346	0.0789
12	11.5	2.442347	0.057	0.024086	0.041474	0.62349	0.028932	0.0768
13	12.5	2.525729	0.171747	0.016574	0.022408	0.65347	0.025955	0.0749
14	13.5	2.60269	0.288809	0.024926	0.014171	0.68032	0.023355	0.0731
15	14.5	2.674149	0.409983	0.043516	0.0221	0.70443	0.021077	0.0713

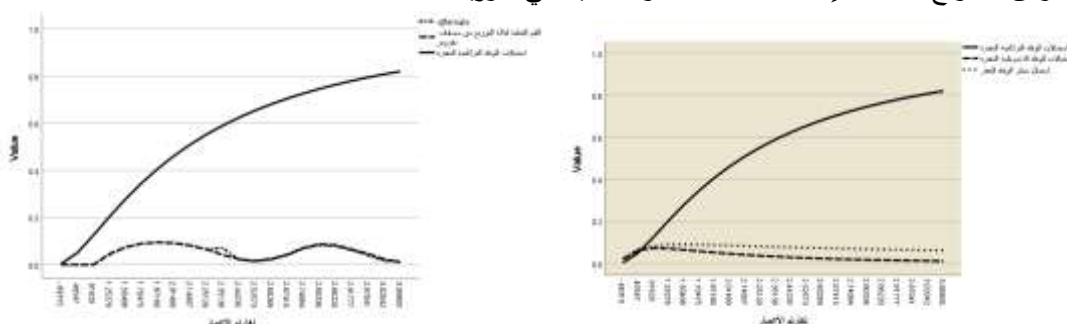
16	15.5	2.74084	0.537519	0.071874	0.040574	0.72615.	0.019075.	0.0697.
17	16.5	2.80336	0.67449	0.086919	0.069126	0.74577.	0.017311.	0.0681.
18	17.5	2.862201	0.825494	0.083066	0.084074	0.76353.	0.015751.	0.0666.
19	18.5	2.917771	0.998201	0.065739	0.079682	0.77966.	0.014367.	0.0652.
20	19.5	2.970414	1.207414	0.046954	0.061339	0.79435.	0.013136.	0.0639.
21	20.5	3.020425	1.48947	0.023953	0.0161441	0.80774.	0.012916	0.063016
22	21.5	3.068053	2.000424	0.010352	0.0146263	0.81999.		

المصدر: تم الحساب بالاعتماد على تقدير دالة التوزيع التراكمية والدوال المرتبطة بها وبالاستعانة ببرنامج SPSS28

يبين الجدول (2) أن القيم الإحتمالية لدالة الكثافة $f(t)$ متزايدة في الأعمار الصغيرة جداً والأعمار الصغيرة ثم تبدأ بالتناقص مع تقدم العمر، ويعود سبب ذلك الى قيم معلمتي دالة التوزيع الطبيعي اللوغارتمي فعندما تكون قيمة متوسط التوزيع مساوية لل2 وقيمة الانحراف مساوية للواحد وهي قيم قريبة للقيم التي حصلنا عليها، تتزايد احتمالات الوفاة في البداية ثم تتناقص مع تقدم العمر حسب طبيعة التوزيع الطبيعي اللوغارتمي (الشكل (1) في الملحق عند قيمتي معلمتي التوزيع (2,1))، ونفس الأمر بالنسبة لاحتمالات خطر الوفاة فهي متزايدة في الاعمار الصغيرة ثم تبدأ بالتناقص كلما تقدم العمر (الشكل (2) في الملحق عند قيمتي معلمتي التوزيع (2,1)) بتأثير قيمتي معلمتي التوزيع وطبيعته، أما احتمالات الوفاة التراكمية فهي متزايدة كلما تقدم العمر حسب طبيعتها في كل التوزيعات الاحتمالية.

يوضح الشكل رقم (2) تطابق شبه تام بين القيم الفعلية لاحتمالات الوفاة لكل من الذكور والإناث مع ارتفاع بسيط لاحتمالات وفاة الإناث للفئات العمرية (10-11) (11-12)، كما يوضح تباعد احتمالات الوفاة التراكمية المقدره عن القيم الفعلية، إلا أنهما يملكان نفس خط الاتجاه المتزايد مع تقدم العمر.

يوضح الشكل (3) تقارب احتمالات الوفاة اللاشروطية المقدره من احتمالات خطر الوفاة المقدر مع امتلاك الأولى لقيم أقل من الثانية وتباعد الاثنتين أيضاً عن احتمال الوفاة التراكمي المقدر، وبمقارنة الشكل (2) مع الشكل (3) نلاحظ تقارب واضح لشكل واتجاه الاحتمالات الفعلية للذكور والإناث مع احتمالات الوفاة اللاشروطية واحتمالات خطر الوفاة المقدر، ومن المتوقع ملائمة إحداهما لبناء جداول الحياة في سورية.



الشكل (2) احتمالات الوفاة الفعلية للذكور والإناث واحتمالات الوفاة التراكمية المقدره، الشكل (3) احتمالات الوفاة التراكمية واللاشروطية وخطر الوفاة المقدر

أعطت كل من هذه الدوال الثلاث مجموع ومتوسط خطأ تقدير كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول (3) مجموع ومتوسط مربعات الأخطاء لاحتمالات الوفاة المقدره عن الفعلية لكل من الذكور والإناث

Statistics						
	SSEf	SSEht	SSEft	SSEffemale	SSEhtfemale	SSEqtfemale
N Valid	22	22	22	22	22	22
Missing	0	0	0	0	0	0
Mean	.0015766	.0013493	.2909078	.0015540	.0013599	.2916094
Sum	.03469	.02968	6.39997	.03419	.02992	6.41541

المصدر: تم الحساب بالاستعانة ببرنامج SPSS28 وذلك بأخذ مجموع مربعات فروق القيم الفعلية لاحتمالات الوفاة واحتمالات الوفاة المقدره لكل من احتمال الوفاة اللاشروطي والتراكمي وخطر الوفاة، ثم حساب متوسط مجموع مربعات الفروق

أعطت احتمالات خطر الوفاة أقل مجموع ومتوسط لمربعات الأخطاء للذكور والإناث بنتائج متقاربة، كما أعطت احتمالات الوفاة التراكمية أكبر مجموع ومتوسط لمربعات الأخطاء حسب قراءة نتائج الجدول (3).

تم حساب احصاء اختبار (Colmogorov-smirnov) بمساعدة R4.4.2 لاختبار فرضية العدم والتي تنص على أن التوزيع الطبيعي اللوغارتمي يمثل ويلائم احتمالات الوفاة المقدرة وكانت قيمتها لكل من نوع كمايلي:

```
# حساب احصاء الاختبار لاحتمالات الوفاة التراكمية المقدرة
ks.test(qt,"pnorm",mean(qt),sd(qt))
Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
data: qt
D = 0.14118, p-value = 0.7213
alternative hypothesis: two-sided data:
ks.test(ft,"pnorm",mean(ft),sd(ft))
Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
# حساب إحصاء الاختبار لاحتمالات الوفاة اللاشرطية المقدرة
data: ft
D = 0.1614, p-value = 0.561
alternative hypothesis: two-sided
Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
# حساب احصاء الاختبار لاحتمالات خطر الوفاة المقدرة
data: ht
D = 0.13895, p-value = 0.7387
alternative hypothesis: two-sided
ht= (ht,"pnorm",mean(ht),sd(ht))
```

دلت قيمة إحصاء الاختبار لجميع احتمالات الوفاة المقدرة على خضوعها للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي، لأن القيم المحسوبة أقل من القيمة الجدولية (0.377) بمستوى دلالة (0.01) وحجم عينة (22) لذلك تم قبول فرضية العدم التي تقر بتمثيل وملائمة التوزيع الطبيعي اللوغارتمي لاحتمالات الوفاة المقدرة، كما جاءت القيمة المحسوبة P-value أكبر من 0.05، مما يؤكد خضوع احتمالات الوفاة المقدرة للتوزيع المدروس.

```
# حساب احصاء الاختبار لاحتمالات الوفاة التراكمية المقدرة
ad.test(qt)
Anderson-Darling normality test
data: qt
A = 0.75258, p-value = 0.04252
Adjust A=0.8043
# حساب احصاء الاختبار لاحتمالات الوفاة اللاشرطية المقدرة
ad.test(ft)
Anderson-Darling normality test
data: ft
A = 0.87766, p-value = 0.02033
Adjust A=0.9973
# حساب احصاء الاختبار لاحتمالات خطر الوفاة المقدرة
ad.test(ht)
Anderson-Darling normality test
data: ht
A = 0.61424, p-value = 0.0962
Adjust A=0.7321
```

أعطت جميع قيم احصاء اختبار أندرسون دارلينغ المعدل مؤشر على قبول فرضية العدم لأن القيم المحسوبة أقل من القيم الجدولية (0.969) عند مستوى دلالة (0.01) مع ملاحظة أن هذه القيمة الجدولية تقريبية لحجم عينة (20)، لذلك من المتوقع أن تكون قيمة إحصاء الاختبار المعدلة لاحتمالات الوفاة اللاشرطية أقل بقليل عند حجم عينة البحث (22) وليست أكبر منها، والقيم الجدولية موضحة في الجدول رقم (2) في الملحق. من مقارنة قيم p-value لكلا الاختبارين نلاحظ أن أعلى قيمة لها كانت لاحتمالات خطر الوفاة المقدرة، وكذلك أعطت أقل قيمة لمجموع ومتوسط مربعات الخطأ (0.0013) للذكور والإناث مقارنة بباقي متوسطات مربعات الأخطاء، وهذا منطقي ومتوقع

حسب الظروف الاستثنائية للفترة المدروسة في سورية، لذلك سيتم اعتمادها في بناء جداول الحياة في سورية للفترة (1998-2019) كما هو موضح في الجدول رقم (4)، ويوجد في الملحق جداول (3)(4) جداول الحياة الفعلية لكل من الإناث والذكور على الترتيب. يوضح الجدول (4) جدول الحياة المقدر من مقارنته بجدولي الحياة الفعليين للذكور والإناث (3)(4) في الملحق:

- 1- تقارب معدلات الوفيات المركزية المقدر من الفعلية ولكلا النوعين في السنوات العمرية المتقدمة، وتباعدت عنها في السنوات العمرية الصغيرة جداً، ومن المرجح أن يكون سبب ذلك أخطاء في جمع البيانات، لأن السنوات الأولى من العمر أعطت قيم سالبة لعدد الوفيات بعد تفكيكها باستخدام جدول معاملات سبراغ، أي تزايدت أعداد المواليد ولم تتناقص بفعل الوفيات خلال سنوات المراقبة، وهذا غير منطقي مما اضطر الباحث لوضع قيمة الصفر بدل القيم السالبة.
- 2- تقارب متوسط العمر المتوقع المقدر من الفعلي لكل من الذكور والإناث فيما عدا السنوات الصغيرة جداً من العمر، لنفس سبب نتيجة 4، كما تساوت متوسط العمر المتوقع الفعلي لكل من الذكور والإناث
- 3- تساوي تقريبي لمعدلات الوفيات المركزية الفعلية بين الذكور والإناث وبفارق بسيط جداً لصالح الذكور.

جدول (4) جدول الحياة في سورية باستخدام احتمالات خطر الوفاة للفترة المدروسة

years	t	nMt	ht	lt	pt	ndt	nLt	Tt	et
1	0	0.021734	0.0215	1000000	0.9785	21500	984434	10998106	11
2	1	0.068466	0.0662	978500	0.9338	64777	939634	10013672	10
3	2	0.086594	0.083	913724	0.917	75839	1332667	9074038	10
4	3	0.092707	0.0886	837885	0.9114	74237	800767	7741371	9
5	4	0.094022	0.0898	763649	0.9102	68576	729362	6940604	9
6	5	0.093145	0.089	695074	0.911	61862	664144	6211242	9
7	6	0.091285	0.0873	633213	0.9127	55279	605574	5547098	9
8	7	0.0891	0.0853	577934	0.9147	49298	553286	4941524	9
9	8	0.086811	0.0832	528637	0.9168	43983	506646	4388238	8
10	9	0.084419	0.081	484655	0.919	39257	465027	3881592	8
11	10	0.08214	0.0789	445398	0.9211	35142	427828	3416565	8
12	11	0.079867	0.0768	410257	0.9232	31508	394504	2988737	7
13	12	0.077814	0.0749	378750	0.9251	28368	364566	2594233	7
14	13	0.075873	0.0731	350382	0.9269	25613	337576	2229667	6
15	14	0.073936	0.0713	324770	0.9287	23156	313192	1892091	6
16	15	0.072217	0.0697	301614	0.9303	21022	291103	1578899	5
17	16	0.070501	0.0681	280592	0.9319	19108	271038	1287796	5
18	17	0.068894	0.0666	261484	0.9334	17415	252777	1016758	4
19	18	0.067397	0.0652	244070	0.9348	15913	236114	763981	3
20	19	0.066009	0.0639	228157	0.9361	14579	220868	527867	2
21	20	0.064623	0.0626	213578	0.9374	13370	206894	306999	1
22	21	0.063345	0.0614	200209	0.9386	12293	100105	100105	1

المصدر تم الحساب من قبل الباحث بتطبيق علاقات دوال جداول الحياة المذكورة في الفقرة (5) من هذا البحث بمساعدة برنامج SPSS28

الاستنتاجات والتوصيات:

- يمكننا استنتاج من خلال ما تم استعراضه في هذا البحث حول دوال الوفاة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي مايلي:
- 1- إمكانية تطبيق دوال الوفاة للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي على بيانات سكان سورية نظراً لخضوعها لهذا التوزيع الاحتمالي حسب اختبار **Colmogorov-smirnov** واختبار **Anderson Darling**.
 - 2- أعطت دالة خطر الوفاة أفضل تقدير لاحتمالات الوفاة الفعلية للذكور والإناث بأقل مجموع ومتوسط لمربعات الخطأ

- 3- تزايدت احتمالات الوفاة لدوال التوزيع الطبيعي اللوغارتمي مع تقدم العمر وخاصة في الأعمار الصغيرة والصغيرة جداً ليقل حدة تزايد احتمالات الوفاة مع تقدم العمر.
وبناء على ما تقدم فإننا نوصي بالآتي:
- الاستفادة من التوزيعات الاحتمالية في الدراسات السكانية ولاسيما التوزيع الطبيعي اللوغارتمي والدوال الاحتمالية المرتبطة به في تقدير احتمالات الوفاة وفي بناء جداول الحياة.
 - إمكانية الاستفادة من منهجية البحث المتبعة في تقدير احتمالات الوفاة للسكان من قبل الجهات المستفيدة (المكتب المركزي للإحصاء، شركات التأمين، وزارة الصحة....) ليكون هناك بيانات مقدره وأقرب ما تكون للواقع عن أعداد الوفيات وأعداد المواليد وخاصة عند تعذر جمع بيانات حقيقية لفترات زمنية قصيرة.
 - أهمية توفير معلومات عن أعداد السكان في كل فئة عمرية على الأقل لثلاث سنوات متتالية عند إجراء التعدادات السكانية وبفئات عمرية أحادية السن لزيادة دقة ومنطقية التقدير.

References:

- 1-Alali, Ebraheem; Akrosh, Mohammed. *Applied Statistics*, Faculty of Economics, Tishreen University, Lattakia,2005.
- 2-Almosawi, Nabaa; Alwakeelm, Ali. *Estimate Distribution Parameters for Rainfall Rates in Iraq by Using different Statistical Distributions*. 2017, Vol.1, Issue.28, P297-307.
- 2-Albakir, Zenab. *Estimates of Reliability Function of Poisson distribution with practical application*. Karbalaa, Iraq, 2017,96.
- 3-Alafandi, Abdulkadir. *Insurance mathematics*. First edition, Directorate of University Books and Publications, Aleppo,1982,686.
- 4-Abdulrahman, Yasmeen; Albayati, Mahmood; Alapati.Using.Weibull distribution's survival function to construct subjective life tables based on an individual's subjective expectations. Qadisiya Journal for administrative and Economic Sciences,2014, Vol.16.
- 5- D'Agostino, R; A. Stephens, M. *goodness-of-Fit Techniques*. Journal of Educational Statistics, American Educational Research Association, Vol.12, No.4, 1987, P(412-416). <<http://www.jstor.org>>.9/11/2022,3p.m
- 6-Jantschi, L; D. Bolboaca, S. *Computation of Probability Associated with Anderson-Darling Statistic*. 2018,<<http://www.mdpi-res.com>> ,Sunday,3p.m
- 7-Khawaja, Khaled. *Life Tables*. Arabic Institute for Statistical Research & Training <https://docs.google.com> ,11/12/2022,10:25Pm
- 8-Lawless, J.F.2003. *Statistical model and methods for life time data*. Jhon Wiley and Sons, Inc. New Jersey. USA
- 9- Mohammed, Jasem; Alkazaz,Nabel. 2015. *Cloose the best model for building life tables in Iraq*, journal of Economic and Adminstrative Sciences,Volume21,Issue 85,p:360-383
- 10-O'Connor, Andrew N; Modarres, Mohammad; Mosleh, Ali. 2016. *Probability Distribution Used in Reliability Engineering*. Center for Risk and Reliability, 0151 Glenn L Martin Hall, University of Maryland, College Park, Maryland, USA.
- 11-Overduin, Stephen. 2004.*Use of the Lognormal Distribution for Survival Data: Inference and Robustness*.Simon Fraser Valley College, Statistical and Actuarial Sience,Canada
- 12-<http://www.statisticshowto.com/Anderson-darling-test> , 1/12/22,10:00Am

13-https://src.alionscience.com/pdf/K_STest.pdf ,1/12/22,11:12Am14-<https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35g.htm>,13/12/22,3pm

الملحق:

الجدول رقم (1) أعداد السكان للسنوات 2016-2017-2018 حسب فئات السن الأحادية

السن	2017		2018		2019	
	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث
0	173064	164385	180045	171715	195564	187265
1	182016	173695	182438	174440	189714	181795
2	188526	180512	184167	176454	185253	177653
3	195853	185096	185280	177809	181999	174663
4	195254	187707	185827	178555	179773	172649
5	195987	188606	185856	178744	178390	171434
6	195312	188053	185414	178427	177672	170841
7	193485	186308	184552	177655	177434	170694
8	190766	183631	183317	176479	177497	170816
9	187412	180283	181758	174951	177679	171031
10	183340	176187	179984	173180	178248	171605
11	178467	171268	178106	171278	179476	172806
12	174758	167468	175866	168998	178924	172239
13	173153	165721	173190	166272	175509	168841
14	172887	165278	170310	163330	170402	163767
15	172287	164498	167406	160354	165618	158997
16	171730	163763	164290	157170	160461	153853
17	170888	162734	162192	154958	157312	150668
18	169442	161095	162692	154282	157465	150714
19	167661	159129	161692	154573	159654	152752
20	166053	157388	162583	154798	161486	154468
21	164419	154457	163164	155067	163645	156560

الجدول رقم (2) القيم الجدولية لاختبار (Anderson Darling) حسب حجم العينة n ومستوى الدلالة a

n \ a	1%	2.5%	5%	10%
10	0.926	0.779	0.683	0.578
20	0.969	0.815	0.704	0.591
50	1.021	0.861	0.735	0.616
100	1.047	0.884	0.754	0.631
∞	1.092	0.918	0.787	0.656

المصدر: البنك الدولي للمعلومات بفئات خماسية وتم تحويلها الى فئات أحادية بالاستعانة بجدول معاملات سبراغ

جدول (3) جدول الحياة الفعلي للإناث للفترة المدروسة

المصدر: <http://www.statisticshowto.com/Anderson-darling-test>

years	Age	nMx	qtfemale	lx	px	ndx	nLx	Tx	ex
1	0	0	0	1000000	1	0	1000000	14146757	14
2	1	0	0	1000000	1	0	1000000	13146757	13
3	2	0	0	1000000	1	0	1500000	12146757	12
4	3	0.04453	0.04356	1000000	0.95644	43560	978220	10646757	11
5	4	0.076638	0.07381	956440	0.92619	70595	921143	9668537	10
6	5	0.094076	0.08985	885846	0.91015	79593	846050	8747394	10
7	6	0.099704	0.09497	806253	0.90503	76570	767969	7901344	10
8	7	0.096063	0.09166	729684	0.90834	66883	696243	7133375	10
9	8	0.085506	0.082	662802	0.918	54350	635628	6437132	10
10	9	0.067707	0.06549	608453	0.93451	39848	588530	5801504	10
11	10	0.042348	0.04147	568606	0.95853	23580	556816	5212974	9
12	11	0.022664	0.02241	545026	0.97759	12214	538919	4656158	9
13	12	0.014271	0.01417	532812	0.98583	7550	529038	4117239	8
14	13	0.022347	0.0221	525263	0.9779	11608	519459	3588201	7
15	14	0.04141	0.04057	513655	0.95943	20839	503236	3068742	6
16	15	0.071605	0.06913	492817	0.93087	34068	475783	2565506	5
17	16	0.087759	0.08407	458749	0.91593	38567	439466	2089723	5
18	17	0.082986	0.07968	420182	0.92032	33480	403442	1650257	4
19	18	0.063281	0.06134	386702	0.93866	23720	374842	1246815	3
20	19	0.042004	0.04114	362982	0.95886	14933	355516	871973	2
21	20	0.016271	0.01614	348049	0.98386	5618	345241	516457	1
22	21	0.014738	0.01463	342432	0.98537	5010	171216	171216	1

المصدر تم الحساب من قبل الباحث بتطبيق علاقات الدوال المذكورة في الجزء النظري من هذا البحث بمساعدة برنامج SPSS

الجدول (4) جدول الحياة الفعلي للذكور للفترة المدروسة

years	Age	nMx	qtmale	lx	px	ndx	nLx	Tx	ex
1	0	0	0	1000000	1	0	1000000	14035253	14
2	1	0	0	1000000	1	0	1000000	13035253	13
3	2	0	0	1000000	1	93	1499954	12035253	12
4	3	0.047529	0.046426	999907	0.953574	46422	976697	10535299	11
5	4	0.077917	0.074995	953486	0.925005	71507	917733	9558602	10
6	5	0.094292	0.090047	881980	0.909953	79420	842271	8640869	10
7	6	0.099367	0.094664	802561	0.905336	75974	764575	7798598	10
8	7	0.096349	0.091921	726588	0.908079	66789	693194	7034023	10
9	8	0.08517	0.081691	659800	0.918309	53900	632851	6340829	10
10	9	0.067846	0.06562	605901	0.93438	39759	586022	5707978	9
11	10	0.043261	0.042345	566142	0.957655	23973	554156	5121956	9
12	11	0.02438	0.024086	542169	0.975914	13059	535640	4567800	8
13	12	0.016712	0.016574	529111	0.983426	8769	524727	4032160	8
14	13	0.025241	0.024926	520342	0.975074	12970	513857	3507433	7
15	14	0.044484	0.043516	507372	0.956484	22079	496333	2993576	6
16	15	0.074553	0.071874	485294	0.928126	34880	467854	2497243	5
17	16	0.090868	0.086919	450414	0.913081	39150	430840	2029389	5
18	17	0.086665	0.083066	411265	0.916934	34162	394184	1598549	4
19	18	0.067973	0.065739	377103	0.934261	24790	364708	1204365	3
20	19	0.048083	0.046954	352313	0.953046	16543	344042	839657	2
21	20	0.024243	0.023953	335771	0.976047	8043	331750	495615	1
22	21	0.010406	0.010352	327729	0.989648	3393	163865	163865	1

المصدر تم الحساب من قبل الباحث بتطبيق علاقات الدوال المذكورة في الجزء النظري من هذا البحث بمساعدة برنامج SPSS

