مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والسياسية

اسم المقال: استخدم معياري أكايكي وشوارز في المفاضلة بين دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المستمرة لأعمار السكان في سورية
اسم الكاتب: أ.د. هلا محمد نتيفة، أ. عبد الهادي ممدوح الرفاعي، أ.م. يسيرة حسن درياتي
رابط ثابت: https://political-encyclopedia.org/index.php/library/9511
تاريخ الاسترداد: 2026/11/01 14:49 +03

الموسوعة السياسيّة هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.
لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسيّة - Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة - Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع https://political-encyclopedia.org/terms-of-use

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والسياسية ورفده في مكتبة الموسوعة السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والسياسية
المجلد 41- 3- 2025 :124- 145

Damascus university Journal for the economic and political sciences
Vol 41 - 3- 2025 : 124 - 145

استخدام معياري أكايكي وشوارز في المفاضلة بين دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المستمرة لأعمار السكان في سورية

أ.د هلا محمد نتيفة[1]،عبد الهادي ممدوح الرفاعي[2]، يسيرة حسن دريباتي[3]

1- طالبة دكتوراه في قسم الإحصاء والبرمجة، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين
hala.ntefeh@tishreen.edu.sy
2-أستاذ في قسم الإحصاء والبرمجة- كلية الاقتصاد - جامعة تشرين
abdul-hadi.al-rifai@tishreen.edu.sy
3-أستاذ مساعد في قسم الإحصاء والبرمجة، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين
yessira.draibati@tishreen.edu.sy

الملخص

يقدم هذا البحث محاولة تطبيق دوال البقاء(Survival Functions) للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي(Logistic Log Distribution) والتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي (Normal log Distribution) وتوزيع جومبيرتز (Gompertz Distribution) على أعمار السكان السوريين الباقين على قيد الحياة من الذكور والإناث من عمر أقل من عام حتى عمر مئة عام فأكثر حيث تم تقدير احتمالات البقاء باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية لسكان سورية وبمساعدة برنامج (R 4.2.2) ، تم حساب احتمالات البقاء الفعلية باستخدام قانون (Knapp Zeuner) وجدول معاملات سبراغ (Sprague coefficient Table) لتفكيك فئات السن الخماسية إلى فئات سن أحادية، خلال أعوام المراقبة 2008 و2009 و2010، واعتبار عام 2009 عام، ولمعرفة ملائمة التوزيعات الاحتمالية لاحتمالات البقاء المقدرة تم تطبيق (Kolmogorov-Smirnov Test)، كما تمت المقارنة بين التوزيعات باستخدام معيار معلومات أكايكي (Akaike Information Criterions) ومعيار معلومات شوارز (Schwarz Information Criterions)، وجاءت النتائج بأفضلية توزيع جومبيرتز في تقدير احتمالات البقاء لقربها من احتمالات البقاء الفعلية، حيث أعطى توزيع جومبيرتز أقل قيمة لمعياري المعلومات لأكايكي وشوارتز مقارنة بباقي التوزيعات المدروسة.

الكلمات المفتاحية: دوال البقاء، التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي، التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي، توزيع جومبيرتز، جدول معاملات سبراغ، اختبار كولموجورف سميرنوف، معيار معلومات أكايكي، معيار معلومات شوارتز.

تاريخ الايداع: 2023/6/26
تاريخ النشر : 2023/9/19



حقوق النشر: جامعة دمشق – سورية، يحتفظ المؤلفون بحقوق النشر بموجب
CC BY-NC-SA

ISSN: 2789-8202 (online)
http://journal.damascusuniversity.edu.sy

Using Akaike and Schwarz Criterions in Comparison between Survival Functions of Continuous Probability Distribution for population Age in Syria

Hala Mohammed Ntefeh[1],Abdulhadi Mamdouh AL Rifai[2]
Yessira Hasan Draibati[3]
1. PhD Students in Statistics and Programming Department, Faculty of Economics, Tishreen University,
hala.ntefeh@tishreen.edu.sy
2.Professor in Statistics and Programming Department, Faculty of Economics, Tishreen university,
abdul-hadi.al-rifai@tishreen.edu.sy
3.Assistant Professor in Statistics and Programming Department, Faculty of Economics, Tishreen university.
yessira.draibati@tishreen.edu.sy

Received: 26/6/2023
Accepted: 19/9/2023

Copyright: Damascus University-Syria
The authors retain the copyright under a
CC BY- NC-SA

Abstract

this research is present an attempt to apply Survival functions of Logistic Log Distribution ,Normal Log Distribution and Gompertz Distribution on surviving Syrian population ages for males and females, from less than one year to more than one hundred year, An estimate for survival probabilities was done by using (Non-linear LS Method) and helping(R.4.4.2) program, the real survival probabilities was calculated by using (Knapp Zeuner) method after using(Sprague coefficients table) to breakup five categories into one-age categories, during the observational years 2008.2009,2010,considering 2009 as the base year, to find out the fit of probability distributions to estimated survival probabilities (Colmogorv-smirnov)Test was applied, The results came with appropriateness Gompertz distribution to estimated survival probabilities due to its fit to the real survival probabilities and its least value of Akaike and Schwartz information Criterions comparing with other distributions.

Keywords: Survival Functions, Logistic Log Distribution, Normal Log Distribution, Gompertz Distribution, Sprague coefficients Table, Knapp Zeuner method, Colmogorv-smirnov Test, Akaike information Criterion, Schwartz information Criterion.

1- مقدمة (Introduction)

يستخدم معيار المعلومات لأكايكي (AIC) و ومعيار المعلومات لشوارز (SIC) بكثرة في مقارنة النماذج الإحصائية والاقتصادية القياسية(Aho&others,2014)، ويعتبر كل منهما أداة تعكس الجودة النسبية للنماذج الإحصائية لمجموعة من البيانات، فعند استخدام نموذج إحصائي لتمثيل العملية التي أنتجت البيانات، ستُفقد بعض المعلومات باستخدام هذا النموذج أو التوزيع، وتمثل هذه المعلومات المفقودة بواقي النموذج المقدر، فيقوم كل من المعيارين بإيجاد المقدار النسبي من المعلومات المفقودة باستخدام مجموع مربعات بواقي النموذج وقسمتها على حجم العينة المدروسة، وكلما قلت هذه المعلومات المفقودة زادت جودة النموذج، لذلك ستقدم الدراسة الحالية تقدير دوال البقاء لكل من التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي والتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز، باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية وتحويلهم الى نماذج بقاء خطية، وتقدير معلمات كل دالة من دوال البقاء، بهدف الحصول على احتمالات البقاء المقدرة، ثم مقارنة احتمالات البقاء المقدرة عن طريق دوال البقاء للتوزيعات المذكورة بتطبيق معياري المعلومات لأكايكي وشوارز، لاختيار التوزيع الأفضل في التقدير والأقرب الى احتمالات البقاء الفعلية، والتوزيع الاحتمالي الذي يعطي أقل قيمة لهذين المعيارين هو التوزيع الاحتمالي الأفضل في تقدير احتمالات بقاء ذات دقة تنبؤية وكفاءة أفضل حسب معيار أكايكي وكذلك ذات اتساق أفضل حسب معيار شوارز.

2- مشكلة البحث (Research problem):

تتجسد مشكلة البحث في اختيار التوزيع الاحتمالي الأفضل في تقدير احتمالات البقاء بين التوزيعات الاحتمالية المدروسة، ولا سيما أن جميع التوزيعات الاحتمالية المدروسة تعطي ملائمة لاحتمالات البقاء المقدرة عبر دوال البقاء للتوزيعات كما ستوضح نتائج اختبار كولموجورف سميرنوف عند التطبيق حيث يعكس هذا الاختبار مدى ملائمة التوزيع للاحتمال المقدر ولا يعكس خاصيتي الكفاءة والاتساق، لذلك وجبت الحاجة الى اعتماد معايير للمفاضلة بين احتمالات البقاء المقدرة عن طريق التوزيعات الاحتمالية لاختيار احتمال البقاء المقدر الأكثر كفاءة ودقة تنبؤية بين احتمالات البقاء المقدرة المقبولة، وكذلك احتمال البقاء المقدر الأكثر اتساقاً بين احتمالات البقاء المقدرة المقبولة، ويعكس كل من معياري أكايكي وشوارز خاصتي الكفاءة والاتساق أو الثبات على الترتيب

3- أهداف البحث (Research objectives& importance):

يهدف البحث الى تطبيق معياري المعلومات لأكايكي (AIC) وشوارز (SIC) في المفاضلة بين احتمالات البقاء المقدرة لأعمار السكان في سورية عبر دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المدروسة، وهي التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي والتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز، لاختيار التوزيع الاحتمالي الأكثر كفاءة واتساق في تقدير احتمالات البقاء، والأكثر قرباً من احتمالات البقاء الفعلية في سورية.

4- أهمية البحث (Research importance):

تبرز أهمية استخدام معياري المعلومات لأكايكي وشوارز في إعطاء طريقة علمية رياضية تعتمد على متوسط بواقي النماذج وحجم العينة في الوصول الى احتمالات بقاء مقدرة لسكان أي بلد مدروس، وتكون ذات دقة تنبؤية واتساق وبنفس الوقت قريبة جداً من الاحتمالات الفعلية للبلد المدروس، ولا يخفى على أحد أهمية تقدير احتمالات البقاء في مجال حسابات التأمين وتقدير متوسط العمر المتوقع وبناء جداول الحياة للبلد المدروس.

5- مكان وزمان البحث (Time & Place of Research):

تم تطبيق دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المدروسة على بيانات أعمار السكان من الذكور والإناث في الجمهورية العربية السورية لأعمار السكان الأقل من عام حتى عمر 100 عام فأكثر، وتمت المقارنة مع البيانات الفعلية لاحتمالات البقاء للسكان والتي تم حسابها بأخذ عام 2009 عام الأساس وبمراقبة السنوات 2008-2009-2010

6- منهجية البحث ومتغيراته (Research Methodology &its variables):

اعتمد البحث المنهج الوصفي التحليلي في توصيف دوال البقاء للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي والتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز، وتقدير معالمها باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية، وذلك لتقدير احتمالات البقاء لسكان سورية من العمر أقل من عام واحد حتى العمر أكثر من 100 عام، بالاعتماد على عام 2009 كعام أساس للفترة ما قبل الازمة السورية، ثم مقارنتها مع القيم الفعلية لاحتمالات البقاء، وهي غير متوفرة بشكل جاهز وإنما تم حسابها بتطبيق قانون Knapp-Zeuner، حيث تم أخذ البيانات الأساسية من قاعدة البيانات المفتوحة التي أتاحها البنك الدولي للمعلومات (https://data.albankaldawli.org) والأهرامات السكانية لسكان سورية (https://www.populationpyramidPyramid.net/Syrian-arab-republic) على شكل فئات عمرية خماسية السن ثم تفكيكها الى فئات أحادية السن عبر الإستعانة بجدول معاملات سبراغ، ثم حساب احتمالات البقاء الفعلية، وتم تطبيق اختبار كولموجورف -سميرنوف لاختبار ملائمة التوزيعات الاحتمالية لاحتمالات البقاء المقدرة، ثم تطبيق معياري معلومات أكايكي (AIC) وشوارتز (SIC) لاختيار التوزيع الاحتمالي الأمثل في تقدير احتمالات البقاء. تمت الحسابات بمساعدة برنامج R4.2.2.

أما متغيرات البحث فكانت عل الشكل التالي:

1- المتغيرات التابعة للبحث: احتمال البقاء لكل توزيع احتمالي مدروس

2- المتغيرات المستقلة للبحث: السن ويمثل العمر الذي يبلغه الفرد عند آخر عيد ميلاد له.

7- فرضيات البحث (Research hypotheses): يقوم البحث على فرضيات العدم الآتية:

- لا يوجد فروق بين التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي والتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي من حيث تباين البواقي ومعياري المعلومات لأكايكي وشوارز.
- لا يوجد فروق بين التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز من حيث تباين البواقي ومعياري المعلومات لأكايكي وشوارز
- لا يوجد فروق بين التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز من حيث تباين البواقي ومعياري المعلومات لأكايكي وشوارز

8- الدراسات السابقة (Literature review):

تناولت عدة دراسات استخدام معايير أكايكي وشوارز للمفاضلة بين التوزيعات الاحتمالية كما تناولت بعض الدراسات استخدام التوزيعات الاحتمالية في تقدير النماذج ولكن لم تتناول أي دراسة من الدراسات التي سيتم استعراضها تقدير نماذج البقاء باستخدام التوزيعات الاحتمالية، فنرى دراسة **(Gayawan,2009) بعنوان: "A Comparison of Akaike, Schwarz and R Square Criteria for Model Selection Using Some Fertility Models"** أو مفاضلة معايير أكايكي وشوارز ومعامل التحديد لبعض نماذج الخصوبة المختارة، حيث أجريت هذه الدراسة في نيجيريا، وهدفت الى مقارنة الأداء النسبي لمعيار أكايكي ومعيار شوارز ومعيار معامل التحديد، من خلال ملائمة بعض نماذج الخصوبة المعدة للدراسة والمقارنة للوصول الى نمط نماذج معدل الخصوبة العمرية في سن الإنجاب من الدول الأفريقية

والأوروبية، ثم تطبيق المعايير الثلاثة لاختيار النماذج الأكثر ملائمة، وهذه النماذج هي نموذج هادويجر بثلاث معالم، نموذج جاما بأربع معالم، نموذج بيتا بخمس معالم، ونموذج (2) بست معالم، أخذت الدراسة بأدبيات علماء الديموغرافيا التي تعتبر النموذج الذي يحتوي على أقل قيمة لمجموع مربعات البواقي بين بيانات الخصوبة التجريبية والمقدرة هو الأفضل، مع تعديله بواسطة عامل حجم العينة وعامل عدد المعلمات، تم التقدير لمعلمات النماذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة، كما تم حساب متوسط الخطأ المطلق للنماذج المتنافسة، واستنتجت الدراسة فعالية كل من معياري أكايكي وشوارز في اختيار نفس النماذج في سلسلة البيانات الأفريقية، وكانت لصالح نموذج هادويجر ذي الثلاث معالم على خلاف معامل التحديد الذي اختار نموذج بيتا ذي الخمس معالم، كان هناك اختلاف بين معيار أكايكي ومعيار معامل التحديد ومعيار شوارز، حيث اختار المعيارين الأوليين نموذج (2) بست معالم في أكثر من نصف الدول الأوروبية المدروسة، واختار معيار أكايكي ومعيار شوارز نموذج بيتا ذي الخمس معالم في المتبقي من الدول الأوروبية ، في الحقيقة تشابهت منهجية الدراسة السابقة مع منهجية البحث القائم ولكن اختلفت عنها بنوع التوزيعات الاحتمالية المطبقة لتقدير نماذج البقاء واختيار أمثلها، وتناولت أيضاً **دراسة (Song,Kwon,2014)** بعنوان: **"Assessing Goodness-of-fit of Weibull Distributions for Wind Resource Prediction"** أو تقييم ملائمة توزيعات وايبل للتنبؤ بموارد الرياح والتي أجريت هذه الدراسة في كوريا التنبؤ بسرعة الرياح، باستخدام توزيعات وايبل المتنوعة بمعلمة واحدة ثم بمعلمتين وثلاث معالم وتوزيع وايبل المختلط واستخدمت اختبار كاي مربع واختبار كولموجورف–سميرنوف للتأكد من ملائمة توزيعات وايبل لبيانات الرياح، كما فاضلت الدراسة بين توزيعات وايبل المدروسة لاختيار أفضلها باستخدام معياري المعلومات لأكايكي وشوارز، واستنتجت الدراسة أفضلية توزيع وايبل ذي الثلاث معالم لنمذجة بيانات الرياح الاعتيادية، بينما أعطى توزيع وايبل المختلط ذي الخمس معالم أكثر ملائمة لبيانات الرياح غير الاعتيادية والتي يظهر المنحني البياني لها قمتين بدل قمة واحدة، فتشابهت هذه الدراسة مع دراستنا أيضاً بأدوات المفاضلة بنوع التوزيعات الاحتمالية المستخدمة في تقدير نماذج البقاء واختلفت بنوع التوزيعات الاحتمالية المستخدمة، واختلفت أيضاً دراسة (حموي،2018) عن دراستنا أيضاً بنوع النماذج المستخدمة باستثناء توزيع جومبيرتز وأخذ متمم دالة البقاء في اختيار النموذج والتي كانت بعنوان " **استخدام معياري المعلومات لأكايكي (AIC) وشوارز (SIC) في المفاضلة بين نماذج النمو غير الخطية للأنواع السمكية المختلفة**" والتي أجريت في سورية، وهدفت الى تطبيق معياري المعلومات لأكايكي (AIC) وشوارز (SIC) في مجال نمذجة النمو غير الخطي للأسماك، وكيفية أخذ عدم الموثوقية بعين الاعتبار في اختيار النموذج عند تقدير معاملات النمو، واستخدمت الدراسة نموذج نمو بيرتلانفي ونموذج النمو الأسي ونموذج النمو اللوجستي ونموذج نمو جومبيرتز على بيانات العلاقة بين الطول والعمر للأنواع السمكية، واستنتجت الدراسة أن نموذج بيرتلانفي والنموذج الأسي لنمو الأسماك هما الأنسب لوصف نمو هذا النوع السمكي حسب المعيارين المذكورين، لأنهما أعطيا أقل قيمة لمعياري أكايكي وشوارز بالمقارنة مع باقي قيم النماذج الأخرى، وتشابهت دراسة (حسن وآخرون،2022) مع دراستنا الحالية باستخدام معيار أكايكي واختلفت بنوع النماذج والتي كانت بعنوان:" **استخدام نموذج التحليل الطيفي للتنبؤ بالتطبيق على بيانات الكمية المنتجة من الأقمشة لشركة سور بمصنع النسيج بمدينة شندي** " والتي أجريت في السودان، وهدفت إلى بناء نماذج إحصائية تساعد المصانع والشركات في تحليل المنتجات والتنبؤ بها، عبر تحديد أفضل وأكفأ نموذج طيفي من ناحية الدقة التنبؤية باستخدام معيار المعلومات لأكايكي، وقد استخدمت المنهج الوصفي والتحليلي لوصف وتقدير نموذج إحصائي مناسب، وكانت أهم النتائج اختيار نموذج ARIMA (2,1,1) والذي أعطى نتائج أقرب الى البيانات الحقيقية.

مما سبق يمكن القول بأن الدراسة الحالية تختلف عن غالبية الدراسات بالمتغير العشوائي المستمر الذي تم تناوله في الدراسة وبحدود البحث المكانية والزمانية ومجتمع البحث إضافة الى ماتم عرضه من تشابه واختلاف حول أنواع التوزيعات الاحتمالية المستمرة المستخدمة

9- الإطار النظري لدوال البقاء على قيد الحياة للتوزيعات الاحتمالية:

تدعى دالة البقاء بدالة الموثوقية وهو مصطلح احصائي يشير الى الوثوق بشيء (الباقر،2017)، ويستخدم لتحليل المتغيرات العشوائية ذات القيم الموجبة التي تمثل الوقت حتى حدوث الوفاة، بمعنى بقاء الشخص على قيد الحياة خلال فترة زمنية محددة $[0,t]$ وحتى اللحظة الزمنية t واحتمال حدوث الوفاة بعد t، ويرمز لها عامة بالرمز $R(t)$، وبالرمز $S(t)$عندما يتعلق الأمر بالدراسات السكانية، ويجب توضيح أن الرمز T يدل على متغير زمن البقاء بينما المتغير t يدل على القيم التي يأخذها متغير البقاء، يمكننا التعبير عن دالة البقاء التراكمية رياضياً كمايلي:

$$\boldsymbol{S(t) = P(T > t) = \int_{t}^{+\infty} f(T)d(T)} \quad (1)$$

T متغير زمن البقاء ويشير الى الفترة الزمنية التي عاشها الشخص حتى حدوث الوفاة، فتكون فترة حياة الشخص حتى حدوث الوفاة أكبر أو تساوي الصفر $t \geq 0$.

$f(t)$ دالة الكثافة الاحتمالية للوفاة، $S(t)$ دالة البقاء على قيد الحياة التراكمية

لهذه الدالة الخصائص التالية: (الباقر، 2017)

1- أنها موجبة ومستمرة ولجميع قيم t

2- دالة متناقصة مع الزمن أي تتناسب عكسياً مع الزمن بمعنى $S(t=0) = 1$ و $\lim_{t\to\infty}(t) = 0$

3- باعتبار $S(t)$ دالة احتمالية فإن قيمها محصورة بين الصفر والواحد أي أن: $0 \leq S(t) \leq 1$

يختلف شكل علاقة دالة البقاء باختلاف نوع التوزيع الاحتمالي المستخدم في التقدير، لكنها تشترك جميعها بالمفهوم ذاته، والخواص ذاتها، وفيما يلي علاقات دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المدروسة في هذا البحث.

9-1 دالة البقاء للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي:

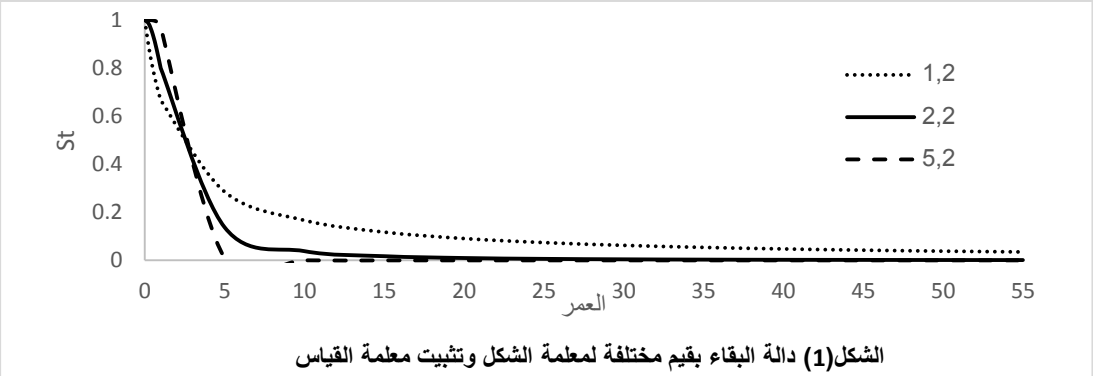
يمكن تعريف التوزيع اللوجستي (المنطقي) اللوغاريتمي على أنه توزيع احتمالي لمتغير عشوائي موجب، يستعمل كتوزيع لزمن الحياة أي كنموذج وسيطي لأزمنة الأحداث التي يرتفع معدل خطر وقوعها في البداية ثم يتناقص المعدل لاحقاً، ويكون في بعض الأحيان على شكل سنام، ويستعمل هذا التوزيع في دراسة تدفق المياه مثل الفيضانات وانهيار السدود، وفي الدراسات الاقتصادية كتوزيع دخل الفرد(التنجي،2014)، يمكن اعتبار التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي مزيج من توزيع جومبيرتز وتوزيع جاما عندما تأخذ كل من معلمة الشكل ومعلمة القياس للقيمة واحد، وينظر اليه أيضاً على أنه توزيع أسي مرجح، ويحسب احتمال بقاء شخص بعد العمر tعن طريق دالة البقاء التراكمية $S(t)$ للتوزيع (**AL-shomrani& others,2016**):

$$\boldsymbol{S(t) = (1 + (\frac{t}{\theta})^{\beta})^{-1} \quad t > 0, \theta > 0, \beta > 0} \quad (2)$$

β معامل الشكل للتوزيع اللوجستي اللوغارتمي، θ معامل القياس للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي،t عمر الفرد في آخر عيد ميلاد له

يوضح الشكل (1) منحنيات البقاء لقيم مختلفة لمعلمة الشكل وتثبيت معلمة القياس، حيث نلاحظ انخفاض احتمال البقاء للمنحنيات الثلاث بشكل سريع عند الأعمار الصغيرة، وانخفاضه بشكل تدريجي ومتقارب مع محافظته على مستوى شبه ثابت مع تقدم العمر، وبمقارنة المنحنيات الثلاث نلاحظ ازدياد احتمال البقاء كلما ازدادت قيمة معلمة الشكل قبل نقطة

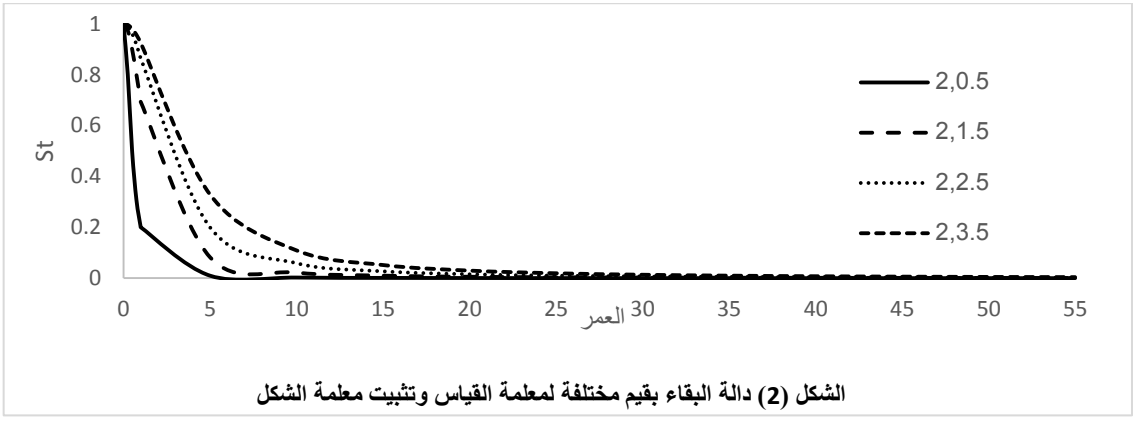
تقاطع المنحنيات، ويتغير سلوك المنحنيات بعدها حيث ينخفض احتمال البقاء كلما ازدادت قيمة معلمة الشكل وبثبات معلمة القياس.



الشكل(1) دالة البقاء بقيم مختلفة لمعلمة الشكل وتثبيت معلمة القياس

المصدر: تم الرسم بحساب احتمالات البقاء للفئات العمرية الأحادية السن بإعطاء قيم افتراضية لمعلمة الشكل والقياس بالاستعانة ببرنامج اكسل المتقدم

كما يوضح الشكل (2) منحنيات البقاء بقيم مختلفة لمعلمة القياس وتثبيت معلمة الشكل، نلاحظ انخفاض سريع لاحتمال البقاء عند الأعمار الصغيرة، ثم يأخذ شكل شبه خطي كلما تقدم العمر، ولا يوجد نقاط تقاطع بين المنحنيات، وإنما يزداد احتمال البقاء بازدياد قيمة معلمة القياس وتثبيت معلمة الشكل، مع محافظة الدالة على شكلها.



الشكل (2) دالة البقاء بقيم مختلفة لمعلمة القياس وتثبيت معلمة الشكل

المصدر: تم الرسم بحساب احتمالات البقاء للفئات العمرية الأحادية السن بإعطاء قيم افتراضية لمعلمة الشكل والقياس بالاستعانة ببرنامج اكسل المتقدم

9-2 دالة البقاء للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي:

للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي تطبيقات حياتية عديدة، فله أهمية في موضوع الرقابة على جودة الإنتاج، وفي دراسة ونمذجة احتمال البقاء وخاصة للمرضى المصابين بمرض السرطان والذين يخضعون لجرعات من العلاج الكيميائي.(http://www.itu.int/ITU-R/go/patents/en)، وفي تحليل وتقدير احتمالات البقاء خلال فترة زمنية مدروسة والتنبؤ بها، ويحسب احتمال بقاء الشخص خلال فترة زمنية معينة $[0,t]$ أو بعد العمر tعن طريق دالة البقاء التراكمية $S(t)$ للتوزيع: **(O'Connor Modarres, Ali,2016)**

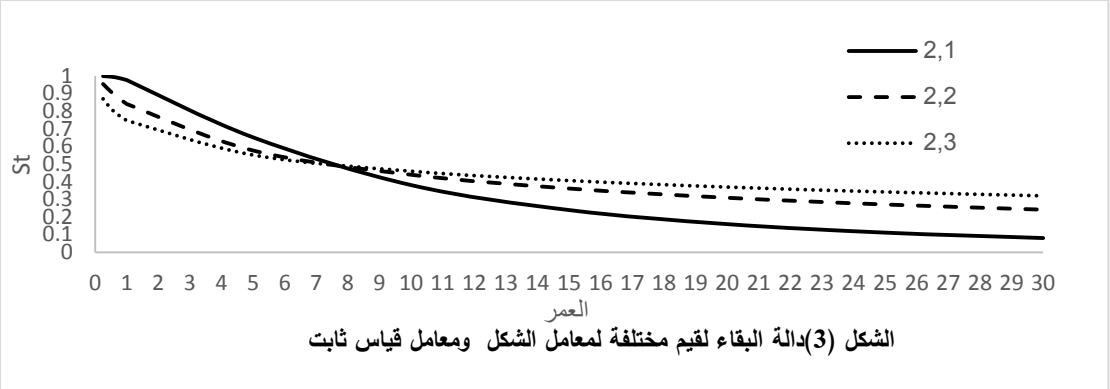
$$S(t) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu_N}{\sigma_N}\right) \quad (3)$$

Φ قيم الاحتمالات لتابع التوزيع الطبيعي المعياري، $\ln(t)$ متغير التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي بمتوسط μ وانحراف معياري σ، ويمثل لوغاريتم مراكز فئات الأعمار في هذا البحث.

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

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

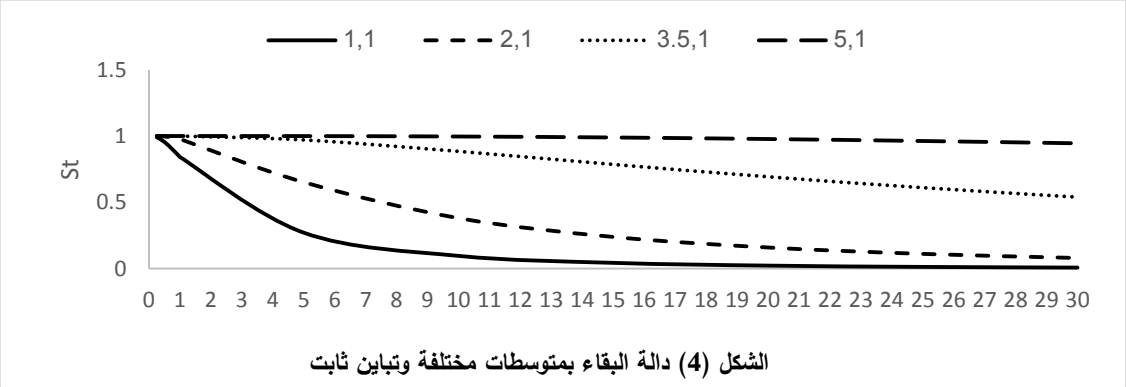
يوضح الشكل (3) منحنيات البقاء بتثبيت معامل القياس أو متوسط التوزيع وبقيم مختلفة لمعامل الشكل أو تباين التوزيع، حيث نلاحظ أن منحنيات البقاء متناقصة بتزايد قيم التباين وبثبات المتوسط، وكلما زاد التباين يتناقص مستوى منحنيات البقاء للأعمار الصغيرة جداً والصغيرة ويتزايد بعد ذلك مع تزايد العمر، ولا يحافظ منحني البقاء على شكله.



الشكل (3)دالة البقاء لقيم مختلفة لمعامل الشكل ومعامل قياس ثابت

المصدر: تم الرسم بحساب احتمالات البقاء للفئات العمرية أحادية السن بإعطاء قيم افتراضية لمعلمة الشكل والقياس وبالاستعانة ببرنامج اكسل المتقدم

كما يوضح الشكل (4) منحنيات البقاء بتثبيت التباين وقيم مختلفة للمتوسط، حيث نلاحظ أنه كلما زادت قيمة المتوسط ارتفع مستوى منحنى البقاء، بمعنى يزداد احتمال البقاء للأشخاص كلما زادت قيمة متوسط التوزيع بثبات التباين، ويتناقص بشكل تدريجي ليصل الى أدنى قيمة له، كما يحافظ منحني البقاء على شكله



الشكل (4) دالة البقاء بمتوسطات مختلفة وتباين ثابت

المصدر: تم الرسم من قبل الباحث بإعطاء قيم افتراضية لمعلمة الشكل والقياس لدوال البقاء وبالاستعانة ببرنامج اكسل المتقدم

3-9 دالة البقاء لتوزيع جومبيرتز:

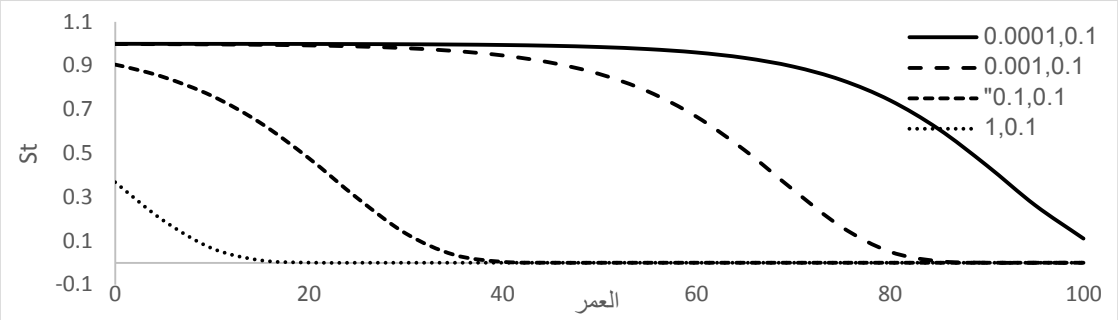
يعد توزيع جومبيرتز من التوزيعات الهامة والمستخدمة بشكل واسع في وصف أنماط الوفيات عند الرضع والمراهقين والشباب **(Lenart,2014)**، وحظي هذا التوزيع باهتمام الديموغرافيين في مجال تحليل زمن البقاء نظراً للمرونة التي يتمتع بها، حيث يمكن أن تأخذ دالة الكثافة أشكالاً مختلفة وفقاً لاختلاف قيم معلمات التوزيع، ويوافق هذا التوزيع العديد من الظواهر الحيوية وخاصة زمن الاحتفاظ بالزبائن، ويحسب احتمال بقاء شخص بعد العمر t عن طريق دالة البقاء $S(t)$ التالية:(التنجي،2014)

$$S(t) = e^{-\theta e^{\beta t}} \quad \beta > 0, \theta > 0, t > 0 \quad (4)$$

β معلمة الشكل، θ معلمة القياس، t عمر الفرد في آخر عيد ميلاد له **(Moala& Dey,2018)**

يوضح الشكل (5) منحنيات البقاء لقيم مختلفة لمعلمة القياس وتثبيت معلمة الشكل، فنلاحظ احتمال بقاء مرتفع وشبه ثابت في بدايته، ثم يتناقص ليصل الى أدنى حد له كلما تقدم العمر وذلك كلما اقتربت قيمة معلمة القياس من الصفر، ويظهر احتمال البقاء تناقص سريع عند الأعمار الصغيرة جداً والصغيرة ليقترب من أدنى حد له (الصفر) ويصبح شبه

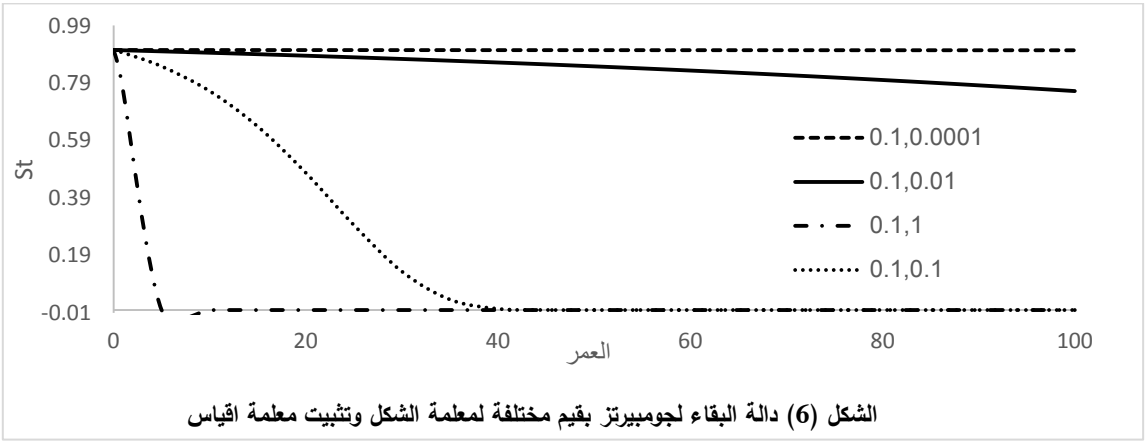
ثابت كلما تقدم العمر وذلك عندما يقترب معامل القياس من الواحد. تبدأ منحنيات البقاء لجومبيرتز من قيم مختلفة لاحتمالات البقاء عند إعطاء قيم مختلفة لمعلمة القياس، بحيث تنخفض القيمة البدائية التي لا تساوي الواحد كلما ازدادت قيمة معلمة الشكل.



الشكل(5) دالة البقاء لجومبيرتز بقيم مختلفة لمعلمة القياس وتثبيت معلمة الشكل

المصدر: تم الرسم بحساب احتمالات البقاء للفئات العمرية الأحادية السن بإعطاء قيم افتراضية لمعلمة الشكل والقياس بالاستعانة ببرنامج اكسل المتقدم

كما يوضح الشكل (6) منحنيات البقاء بقيم مختلفة لمعلمة الشكل وتثبيت معلمة القياس، نلاحظ احتمال بقاء مرتفع ومتناقص بشكل بطيء عند إعطاء قيم مختلفة لمعلمة الشكل وقريبة من الصفر، وتأخذ شكل متناقص بشكل تدريجي كلما ابتعدت عن الصفر (لاحظ المنحني (0.1,0.1)، وتتناقص بشكل حاد وخاصة عند الأعمار الصغيرة لتتابع تناقصها بشكل بطيء جداً كلما اقتربت قيمة معلمة الشكل من الواحد. تبدأ كل المنحنيات من قيمة بدائية واحدة قريبة من الواحد عند إعطاء قيم مختلفة لمعلمة الشكل وتثبيت معلمة القياس.



الشكل (6) دالة البقاء لجومبيرتز بقيم مختلفة لمعلمة الشكل وتثبيت معلمة اقياس

المصدر: تم الرسم بحساب احتمالات البقاء للفئات العمرية الأحادية السن بإعطاء قيم افتراضية لمعلمة الشكل والقياس بالاستعانة ببرنامج اكسل المتقدم

10- تقدير دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية:

تتميز طريقة المربعات الصغرى اللاخطية (Non- Linear Least Square Method) بأنها طريقة واضحة ومعقولة تسمح ببناء نماذج من بيانات إحصائية وتعطي تقديرات جيدة تحت افتراضات معينة، إن نموذج الانحدار اللاخطي هو نموذج يحوي معلمات غير خطية في دالة النموذج، ولتحويل دالة النموذج من علاقة غير خطية الى علاقة خطية يتم إجراء تحويل بسيط باستخدام التحويل اللوغاريتمي.

يعبر عن نموذج الانحدار اللاخطي لهذا البحث بالصيغة التالية (عبد الرحمن وآخرون،2013)

$$S(t) = \widehat{S(t_i)} + \varepsilon_{t_i} \qquad (5)$$

$\widehat{S(t_i)}$ احتمال البقاء المقدر للشخص i على قيد الحياة حتى العمر t ، ويقدر من دالة البقاء للتوزيع الاحتمالي المحدد.
$S(t) = 1 - \widehat{F_{(i)}}$ احتمال البقاء للشخص i على قيد الحياة حتى العمر tويقدر بإحدى الطرائق اللامعلمية لتقدير دالة توزيع الوفاة التراكمية التجريبية وهي في الجدول التالي:

الجدول (1) طرق تقدير $\mathbf{F}(_{(i)})$

طرق التقدير	$\mathrm{F}(t_{(i)})$
رتبة المتوسط $(Mean\ Rank)$	$\widehat{F_{(i)}} = \frac{i}{n+1}$
رتبة الوسيط$(Median\ Rank)$	$\widehat{F_{(i)}} = \frac{i - 0.3175}{i + 0.365}$
تماثل دالة التوزيع $(Symmetrical\ F(t))$	$\widehat{F_{(i)}} = \frac{i - 0.5}{n}$

المصدر:(مخول وغانم،2011)

ε_{t_i} الخطأ العشوائي بوسط حسابي يساوي الصفر وتباين يساوي الواحد، ويسمى أيضاً بواقي النموذج غير المفسرة.
إن مقدرات المربعات الصغرى اللاخطية هي قيم المعلمات لدالة البقاء التي تقلل المقدار التالي الى أقل ما يمكن:

$$\boldsymbol{SSE = minimize \sum_{i=1}^{i=n}\left[\varepsilon_{t_i}\right]^2 = minimize \sum_{i=1}^{i=n}\left[S(t_i) - \widehat{S(t_i)}\right]^2} \quad (6)$$

n عدد الفئات أحادية السن
وبنفس الطريقة سيتم حساب الفروق بين القيم المقدرة لاحتمالات البقاء عن القيم الفعلية لها $(P(t))$ لكل من الذكور والإناث (والتي سيتم حسابها في الجانب التطبيقي من هذه الدراسة) وفق العلاقة التالية:

$$\boldsymbol{SSE = \ minimize \sum_{i=1}^{i=n}\left[P(t) - \widehat{S(t_i)}\right]^2} \quad (7)$$

10-1 تقدير معلمتي دالة البقاء للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي:

نأخذ اللوغاريتم الطبيعي لمعكوس دالة البقاء الخاصة بالتوزيع **(O'Connor, Modarres & Mosleh,2016)**:

$$\boldsymbol{S(t) = (1 + (\frac{t}{\theta})^{\beta})^{-1}}$$

$$\boldsymbol{1 - F(t) = \frac{1}{1 + (\frac{t}{\theta})^{\beta}}}$$

$$\boldsymbol{\frac{1}{1 - F(t)} = 1 + (\frac{t}{\theta})^{\beta}}$$

$$\boldsymbol{\ln\left(\frac{1}{1 - F(t)} - 1\right) = \beta(lnt - ln\theta)}$$

$$\boldsymbol{\ln\left(\frac{F(t)}{1 - F(t)}\right) = \beta \ln t + \beta ln\frac{1}{\theta}} \quad (8)$$

بمقارنة العلاقة (8) بصيغة الانحدار الخطي التالية: $Y = mX + c$

$$\boldsymbol{Y = \ln(\frac{F(t)}{(1 - F(t))}),\quad m = \beta,\quad X = lnt,\quad c = \beta ln\frac{1}{\theta}} \quad (9)$$

$$\boldsymbol{\widehat{\beta_{LS}} = \widehat{m_{LS}}} \ (10)$$

$$\boldsymbol{\widehat{\theta_{LS}} = e^{-\frac{\widehat{c_{LS}}}{\widehat{m_{LS}}}}} \ (11)$$

بما أن قيمة $F(t)$ تابعة لقيمتي β, θ يمكننا كتابتها بالشكل $Ft_{(i)}; \beta, \theta)$ حيث: $i = 1,2, \dots, n$

$$Y = \ln(\mathrm{F}(t_{(i)};\boldsymbol{\beta},\boldsymbol{\theta})/\left(1-\mathrm{F}(t_{(i)};\boldsymbol{\beta},\boldsymbol{\theta})\right) = \ln(\frac{\widehat{F_{(i)}}}{\left(1-\widehat{F_{(i)}}\right)})$$

$\widehat{F_{(i)}}$ هي نقطة تقدير ل$(t_{(i)};\beta,\theta)$ Fالتي يتم إيجادها من خلال إحدى طرق التقدير اللامعلمية المذكورة في الجدول (1).

ويحسب تقدير m, c بطريقة المربعات الصغرى وفق التالي: **(Johnson& Kuby,2012)**

$$\widehat{m_{LS}} = \frac{\Sigma(Y_i-\overline{Y})(X_i-\overline{X})}{\Sigma(X_i-\overline{X})^2}\ , \widehat{c_{LS}} = \overline{Y} - \widehat{\beta_{LS}}\overline{X}$$

وبعد تقدير معلمتي التوزيع $(\hat{\beta};\widehat{\theta})$ يمكن تقدير احتمالات البقاء عبر دالة البقاء للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي من العلاقة التالية: (O'Connor, Modarres & Mosleh,2016)

$$\widehat{S(t)} = \frac{1}{1+(\frac{t}{\widehat{\theta_{LS}}})^{\widehat{\beta_{LS}}}} \qquad (12)$$

10-2 تقدير معلمتي دالة البقاء للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي:

يتم تقدير معلمتي التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي كمايلي: **(O'Connor, Modarres & Mosleh,2016)**

$$S(t) = 1-\Phi\left(\frac{\ln(t)-\mu_N}{\sigma_N}\right)$$

$$1-F(t) = S(t) = 1-\Phi\left(\frac{\ln(t)-\mu_N}{\sigma_N}\right)$$

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

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

$invNorm(F(t)$ تمثل الدالة العكسية لدالة التوزيع التراكمية للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي.

$$invNorm(F(ti) = \frac{1}{\sigma_N}ln(t) - \frac{\mu_N}{\sigma_N} \quad (13)$$

بمقارنة العلاقة (13) بصيغة الانحدار الخطي: $Y = mX + c$

$$Y = invNorm\left(F(t)\right),\quad X = lnt,\quad m = \frac{1}{\sigma_N}\ , c = -\frac{\mu_N}{\sigma_N} \quad (14)$$

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

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

$\widehat{F_{(i)}}$ هي نقطة تقدير ل$(t_{(i)};\mu_N,\sigma_N)$ F يتم ايجادها من إحدى الطرق اللامعلمية المذكورة في الجدول (1).

بما أن $m = \frac{1}{\sigma_N}$ هذا يعني أن تقدير معامل الشكل $\widehat{\sigma_N}$ سيكون

$$\widehat{\sigma_{N_{LS}}} = \frac{1}{\widehat{m_{LS}}} \quad (15)$$

وللحصول على تقدير معامل القياس $\widehat{\mu_N}$ يتم التعويض في cالعلاقة (14):

$$c = -\frac{\mu_N}{\sigma_N} = -\frac{\mu_N}{\frac{1}{m}} \Rightarrow \widehat{\mu_{N_{LS}}} = -\frac{\widehat{c_{LS}}}{\widehat{m_{LS}}} \quad (16)$$

ويمكن الحصول على تقدير دالة البقاء للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي:(**O'Connor, Modarres & Mosleh,2016**)

$$\widehat{S(t)} = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \widehat{\mu_{N_{LS}}}}{\widehat{\sigma_{N_{LS}}}}\right) \quad (17)$$

10-3 تقدير معلمات دالة البقاء لتوزيع جومبيرتز:

سيتم هنا أخذ اللوغاريتم الطبيعي مرتين متتاليتين لمقلوب دالة البقاء لتوزيع جومبيرتز كمايلي:

$$S(t) = e^{-\theta e^{\beta t}}$$

$$1 - F(t) = e^{-\theta e^{\beta t}}$$

$$\frac{1}{1 - F(t)} = e^{\theta e^{\beta t}}$$

$$\ln\left(\frac{1}{1 - F(t)}\right) = \theta e^{\beta t}$$

$$\ln\left(ln\frac{1}{1 - F(t)}\right) = ln\theta + \beta t \quad (18)$$

بمقارنة العلاقة (18) بصيغة الانحدار الخطي التالية: $Y = mX + c$

$$Y = \ln(\ln(\frac{1}{(1 - \mathrm{F(t)})}) \quad m = \beta \quad X = t \quad c = ln\theta$$

$$\widehat{\beta_{LS}} = \widehat{m_{LS}} \quad (19)$$

$$c = ln\theta \implies \widehat{\theta_{LS}} = e^{\widehat{c_{LS}}} \quad (20)$$

وسيكون تقدير دالة البقاء لتوزيع جومبيرتز:

$$\widehat{S(t)} = e^{-\widehat{\theta_{LS}}\, e^{\widehat{\beta_{LS}} t}} \quad (21)$$

11- معايير المفاضلة بين احتمالات البقاء للتوزيعات الاحتمالية:

سيتم استخدام معيار معلومات أكايكي ومعيار معلومات شوارز للمفاضلة بين التوزيعات الاحتمالية المدروسة في البحث، وذلك من حيث ملاءمتها وتمثيلها لاحتمالات البقاء المقدرة عن طريقها، ومعرفة أي توزيع احتمالي أقرب لاحتمالات البقاء الفعلية لسورية لفترة ما قبل الأزمة السورية، ووقع الخيار على هذين المعيارين معاً لأن كل واحد منهما يسلط الضوء على خاصية مهمة في النموذج المختار، فمعيار أكايكي يظهر الدقة التنبؤية أو كفاءة النموذج بينما يظهر معيار شوارز اتساق النموذج المختار.

11-1 معيار معلومات أكايكي (AIC) (Akaike Information Criterion):

قدم العالم الياباني **(Hirotugo Akaike)** عام 1974 معياراً للمعلومات سمي بمعيار أكايكي واختصاراً AIC، يعد مقياساً يعكس الجودة النسبية للنماذج الإحصائية لمجموعة معينة من البيانات. حيث يقدر AIC نوعية كل نموذج نسبة الى كل من النماذج الأخرى، ويعتبر أداة هامة لاختيار النماذج بناءاً على كفاءتها أو دقتها التنبؤية **(Breiman,2001)**، لأنه يفاضل بين النماذج العشوائية للبيانات بين حسن المطابقة وقليل المطابقة بشكل مثالي، على الرغم من أن معيار AIC يستخدم للمقارنة بين النماذج المعقدة**(Aho&others,2014)**، لكنه لا يرجح النماذج ذات المعالم الكثيرة التي بطبيعتها تنتج فرط مطابقة **(overfitting)**، باعتبار أن تكثير المتغيرات في نموذج ما يحسن من جودة مطابقته بشكل تلقائي، وبالتالي يستند معيار AIC في اختيار النموذج الى التوفيق بين جودة مطابقة النموذج وتخفيف تعقد النمذجة، أي

النموذج الذي يفسر أكبر قدر ممكن من التباين بأقل عدد من المتغيرات المستقلة، ويكون النموذج الأفضل حسبAIC هو النموذج الذي يملك أدنى قيمة لهذا المعيار، يعطى معيار AIC بالعلاقة التالية:(**Venables &Ripley ,2002**)

$$\boldsymbol{AIC = nln(\sigma_e^2) + n + nln(2\pi) + 2K} \quad (22)$$

$$\boldsymbol{\sigma_e^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(y_t - \hat{y})^2 = \frac{SSE}{n}}$$

n حجم العينة، K عدد معلمات النموذج + (1)، σ_e^2 التباين لبواقي النموذج (**Residual Deviance**).

في حال كان حجم العينة المستخدم صغيراً، يتم استخدام معيار معلومات أكايكي المصحح $AICc$(**Corrected Akaike Information Criterion**) والذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$\boldsymbol{AICc = AIC + \frac{2k^2 + 2k}{n - k - 1}} \quad (23)$$

2-11 معيار معلومات شوارز (Schwarz Information Criterion)

قدم الباحث (**Gideon E. Schwarz**) عام 1978 معياراً جديداً للمقارنة بين النماذج سمي بمعيار **Schwarz** أو المعيار البايزي، ويعرف اختزالاً بالرمز BIC وله العلاقة الرياضية التالية: (**Aho&others,2014**)

$$\boldsymbol{BIC = nln(\sigma_e^2) + kln(n) + nln(2\pi) + n} \quad (24)$$

n حجم العينة، K عدد معلمات النموذج +(1)، σ_e^2 مقدار التباين لبواقي النموذج المحدد

يرجح معيار BIC كفة النماذج التي تحقق أحسن توافق بين درجة تعقيد النموذج وقوته الوصفية، ويوصف بأنه معيار متسق، أي عندما يكون حجم العينات كبيراً بما فيه الكفاية يختار BIC النموذج الصحيح (**Aho&others,2014**)، والقريب جداً من النموذج الحقيقي، وكذلك يستخدم BICنماذج خوارزمية، ويعامل آلية البيانات على أنها غير معروفة (**Breiman,2001**)، يتم حساب معيارBIC لكل نموذج من النماذج المدروسة، والنموذج الذي يعطي أقل قيمة له يتم اختياره على أنه النموذج الأفضل.

مما سبق نستنتج أن لكل معيار مزاياه المختلفة في الاختيار بين النماذج، فيعتبر معيار BIC ثابت ومتسق إلا أنه لا يمكن أن يكون الأمثل لأنه لا يعكس الدقة التنبؤية للنماذج، على عكس ما يقدمه معيار AIC في إبراز الدقة التنبؤية للنماذج الا أنه غير متسق(**yang,2005**)، يجب التنويه أن معياري AIC,BIC معيارين نسبيين للمقارنة بين النماذج فقط، وليست لهما أية دلالة بخصوص الجودة المطلقة لنموذج ما.

12- التحليل ومناقشة النتائج (Analysis and Results Discussion)

واجهت الدراسة مشكلتين، الأولى هي حساب أعداد السكان للفئات العمرية أحادية السن، نظراً لعدم توفرها في المجموعة الإحصائية السورية إلا في ثلاث سنوات فقط غير متتالية، وهي السنوات التي أجري فيها التعداد السكاني للأعوام(1981-1994-2004)، وباعتبار أن متطلبات الدراسة هي توفر ثلاث سنوات متتالية يكون فيها أعداد السكان في فئات عمرية أحادية السن، تمت الاستعانة بأعداد السكان المتوفرة بشكل فئات خماسية السن من قاعدة البيانات المفتوحة التي أتاحها البنك الدولي للمعلومات، (https://data.albankaldawli.org) والأهرامات السكانية لسكان سورية للسنوات المذكورة (https://www.populationpyramidPyramid.net/Syrian-arab-republic) والموضحة في الجدول التالي:

الجدول (2) أعداد السكان في سورية للأعوام 2008-2009-2010

	2008		2009		2010	
الفئات	الذكور	الإناث	الذكور	الإناث	الذكور	الإناث
0-4	1485890	1419601	1528638	1464354	1502298	1440465
5-9	1336099	1269316	1338550	1276533	1328882	1270642
10-14	1234102	1164341	1256393	1188369	1255836	1189400
15-19	1142546	1083662	1143387	1086116	1135043	1077805
20-24	1100174	1063571	1112679	1078245	1106129	1072389
25-29	949483	937866	986806	979365	1005541	1000619
30-34	733411	734869	772996	779328	802796	813024
35-39	570224	574610	592889	601872	611694	624641
40-44	481859	483925	493893	499966	501099	510663
45-49	400562	399553	416909	419226	425958	431092
50-54	311465	312148	322872	324657	331677	334812
55-59	231767	229038	246863	249041	257149	262645
60-64	159868	155955	166494	160704	173412	167628
65-69	123142	132822	126854	137525	129067	139194
70-74	94701	102593	94568	104027	94377	105220
75-79	68733	71796	70148	76529	70053	79036
80-84	35581	32818	36734	35750	37409	38672
85-89	13,122	13,205	13,467	13,458	13,483	13,977
90-94	3084	5055	3102	5077	2818	4716
95-99	464	948	452	963	308	793
100+	19	49	20	54	20	58
total	10476296	10187741	10724714	10481159	10785049	10577491

المصدر: https://www.populationpyramidPyramid.net/Syrian-arab-republic

أما المشكلة الثانية فكانت في توفر بيانات أعداد السكان بشكل فئات خماسية وليست أحادية، لذلك تمت الإستعانة بجدول معاملات سبراغ[1] لتفكيك أعداد السكان في الفئات العمرية الخماسية الى فئات عمرية أحادية لكل نوع، ثم حساب قيم احتمالات البقاء الفعلية، للفئات العمرية أحادية السن بتطبيق العلاقة (27) لطريقة(**Knapp-Zeuner**) بمراقبة السنوات 2008-2009-2010 واعتماد 2009 كسنة أساس (الأفندي، 1982) (**Keiding,2000**):

$$lt = {}^{2009}_{2009-t}L_t + {}^{2009}_{2009-t}d_t\,, \quad l_{t+1} = {}^{2009}_{2009-t}L_t - {}^{2010}_{2009-t}d_t$$

$$P_t = \frac{l_{t+1}}{l_t} = \frac{{}^{2009}_{2009-t}L_t - {}^{2010}_{2009-t}d_t}{{}^{2009}_{2009-t}L_x + {}^{2009}_{2009-t}d_t} \qquad (27)$$

P_t احتمال البقاء الفعلي للأشخاص في العمر t، l_t هو عدد الأحياء الذين أتموا العمر t خلال عام 2009

l_{t+1} هو عدد الأشخاص الأحياء من بين l_t الذين أتموا العمر $t+1$ عام 2010

${}^{2009}_{2009-t}L_t$ عدد الأشخاص الأحياء بين العمر $(2009-t)$والعمر t في 2009

${}^{2009}_{2009-t}d_t$ عدد الوفيات بين العمر $(2009-t)$ والعمر t في 2009

${}^{2019}_{2018-t}d_t$ عدد الأشخاص الذين توفوا في بحر عام 2010 دون أن يبلغ كل منهم العمر $(t+1)$

12-1 تقدير الانحدار الخطي لدوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المدروسة:

تم تقدير الانحدار الخطي لدوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المدروسة باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية وبتطبيق الخطوات التي تم سردها في الإطار النظري للبحث وبمساعدة برنامج R4.4.2 تم الحصول على النتائج التالية:

[1] لمزيد من التفاصيل عن جداول معاملات سبراغ يمكن الرجوع الى (**Calot& Sadron,2004**)

```
> #انحدار y ~ x للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي
             Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)   -6.0231       0.2816    -21.39    <2e-16
X              1.6645       0.0751     22.16    <2e-16
MultipleR-squared:0.8323, Adjusted R-squared:  0.8306
> #انحدار y ~ x للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي
             Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept) -3.33799    0.15871    -21.03     <2e-16
x            0.92247    0.04234     21.79     <2e-16
Multiple R-squared:  0.8275, Adjusted R-squared:  0.8257
#انحدار y~x لتوزيع جومبيرتز
             Estimate   Std. Error    t value    Pr(>|t|)
(Intercept) -2.556758   0.071973    -35.52      <2e-16
x            0.039537   0.001234     32.03       <2e-16
Multiple R-squared:  0.912, Adjusted R-squared:  0.9111
> #جدول تحليل التباين للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي
             Df   Sum Sq   Mean Sq   F value      Pr(>F)
X             1  268.685   268.685   491.17    < 2.2e-16
Residuals    99   54.156     0.547
> #جدول تحليل التباين للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي
             Df   Sum Sq   Mean Sq   F value      Pr(>F)
x             1  82.523    82.523    474.76    < 2.2e-16
Residuals    99  17.208     0.174
> #جدول تحليل التباين لتوزيع جومبيرتز
             Df    Sum Sq   Mean Sq   F value      Pr(>F)
x             1   134.197   134.197    1026.1    < 2.2e-16
Residuals    99    12.948     0.131
```

المصدر: مخرجات برنامج R.4.2.2

ويعرض الجدول (3) ملخص عن أهم النتائج التي حصلنا عليها:

الجدول (3) معادلات انحدار $y\sim x$ للتوزيعات الاحتمالية المدروسة

التوزيع الاحتمالي	مقدار(x) و(y) لكل توزيع احتمالي بعد إجراء التحويل الخطي	طريقة تقدير $\widehat{F_{(i)}}$	معادلة انحدار y~t
التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي	$x = lnt, y = \ln(\frac{\mathrm{F(t)}}{(1-\mathrm{F(t)})})$	$\widehat{F_{(i)}} = \frac{i-0.5}{n}$	$y = 1.665t - 6.023$
التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي	$x = ln(t), y = inverse(\widehat{F_{(i)}})$	$\widehat{F_{(i)}} = \frac{i-0.5}{n}$	$y = 0.9225t - 3.3380$
توزيع جومبيرتز	$, y = \ln(\ln(\frac{1}{(1-\mathrm{F(t)})})$	$\widehat{F_{(i)}} = \frac{i}{n+1}$	$y = 0.03954t - 2.5568$

المصدر: تم التطبيق من قبل الباحث بناء على صيغ الانحدار الخطي لدوال البقاء الواردة في الفقرات (10-1) (10-2) (10-3)

تدل معادلات الانحدار $y\sim x$ الموجودة في الجدول (3) للتوزيعات اللوجستي اللوغاريتمي، الطبيعي اللوغاريتمي، وجومبيرتز على الترتيب على وجود علاقة طردية بين المتغيرين x و y، وتوضح قيمة P-value المساوية للصفر لاختبار t لمعاملات الانحدار لكل التوزيعات على وجود علاقة معنوية بين الأعمار واحتمال البقاء التجريبي، بمعاملات تحديد (0.8323، 0.8275، 0.912) على الترتيب من اليمين الى اليسار، ومعاملات تحديد معدلة (0.8306 ، 0.8257، 0.9111)، أي استطاعت النماذج المقدرة بطريقة المربعات الصغرى تفسير (83.06% ، 82.57%،91.11%) من التغيرات الحاصلة في المتغير y بتأثير المتغير x، أكدت قيمة معاملات الارتباط (0.91 ، 0.908، 0.955) على وجود علاقة طردية وقوية جداً بين المتغيرين x و y ، ويتوقع القارئ أن تكون العلاقة عكسية باعتبار أن احتمال البقاء يتناقص مع تقدم العمر إلا أن النتيجة الطردية جاءت من التحويل اللوغارتمي لعلاقة دالة البقاء، من الواضح أن القدرة التفسيرية ومعامل الارتباط لنموذج توزيع جومبيرتز هي الأعلى مقارنة بالتوزيعين الآخرين، كما تبين جداول تحليل التباين معنوية معاملات الانحدار الخطي، وخاصة أن قيمة P-value لاختبار فيشر مساوية للصفر لكل التوزيعات المدروسة، وكانت مجموع مربعات البواقي (54.156-17.208-12.948) لنماذج الانحدار الخطي للتوزيعات الاحتمالية على الترتيب، حيث أعطى توزيع جومبيرتز أيضاً أقل مجموع لمربعات البواقي مقارنة بالتوزيعين الآخرين.

12-2 تقدير معلمتي البقاء واحتمالات البقاء واختبار حسن المطابقة للتوزيعات الاحتمالية المدروسة:

تم تقدير معلمتي دوال البقاء، وفق ما ذكر في الفقرة (10) من الإطار النظري للبحث ولخصت النتائج في الجدول التالي:

الجدول (4) القيم التقديرية لمعلمتي دوال البقاء للتوزيعات الاحتمالية المدروسة

المعالم	التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي		التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي		توزيع جومبيرتز	
المعالم	β_{LS}	θ_{LS}	$\mu_{N_{LS}}$	$\sigma_{N_{LS}}$	β_{LS}	θ_{LS}
القيمة	1.665	37.241	3.6184	1.084	0.0395	0.07756

المصدر: مخرجات برنامج R.4.2.2 بتعويض معاملات معادلات الجدول (2) في العلاقات (10) (11) و(15)(16) و(19)(20)

تم تقدير احتمالات البقاء بتعويض القيم المقدرة لمعلمتي كل توزيع من التوزيعات الاحتمالية المذكورة بالجدول (4)، في العلاقات (12) (17) (21)، وتتوضح احتمالات البقاء المقدرة مع احتمالات البقاء الفعلية في الجدول (2) بالملحق، وللتأكد من ملائمة التوزيعات الاحتمالية لاحتمالات البقاء المقدرة تم تطبيق اختبار كولموجورف–سميرنوف (Colmogorv-smirnov)، كأحد أنواع اختبارات حسن المطابقة وفق الفرضية الصفرية: يلائم التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي احتمالات البقاء المقدرة.

#اختبار كولمو جورف سميرنوف لاحتمالات البقاء المقدرة للتوزيع اللوجستي اللوغاريتمي

> ks.test(esSt,"pnorm",0.4603595,0.2616721), data: esSt D = 0.13358, p-value = 0.0544

تدل قيمة P-value لاختبار كولموجورف– سميرنوف والتي هي أكبر من 0.05 على ملائمة التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي لاحتمالات البقاء، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية لهذا الاختبار ونرفض البديلة.

وكذلك الأمر تم اختبار الفرضية الصفرية: يلائم التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي لاحتمالات البقاء المقدرة

 # <حساب اختبار كولموجورف–سميرنوف لاحتمالات البقاء المقدرة للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي

> ks.test(St,"pnorm",0.4676278,0.2490944), data: St D = 0.12857, p-value = 0.07095

تدل قيمة P-value لاختبار كولموجورف– سميرنوف والتي هي أكبر من 0.05 على ملائمة التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي لاحتمالات البقاء وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية لهذا الاختبار ونرفض البديلة

واختبار الفرضية الصفرية: يلائم توزيع جومبيرتز احتمالات البقاء المقدرة.

اختبار كولموجورف لاحتمالات البقاء لتوزيع جومبيرتز#

ks.test(eSt,"pnorm",0.514037,0.3102289), data: eSt D = 0.1131, p-value = 0.1509 <

تدل قيمة P-value لاختبار كولموجورف– سميرنوف والتي هي أكبر من 0.05 على ملائمة توزيع جومبيرتز لاحتمالات البقاء وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية لهذا الاختبار ونرفض البديلة.

12–3 المفاضلة بين التوزيعات الاحتمالية المدروسة حسب معياري المعلومات لأكايكي وشوارز:

قبل البدء بمفاضلة التوزيعات الاحتمالية المدروسة، سيتم حساب مجموع مربعات البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن المقدرة ($SSE_{S(t)}$)، ولاحتمالات البقاء المقدرة عن الفعلية للذكور ($SSE_{maleS(t)09}$) والإناث ($SSE_{femaleS(t)09}$) عام 2009، ثم تم تطبيق معياري أكايكي وشوارتز وفق العلاقتين (22) (24) على مجموع مربعات البواقي المذكورة في الجدول (5) للحصول على الجدول (6) لمعيار أكايكي والجدول (7) لمعيار شوارتز

الجدول (5) مجموع مربعات بواقي نموذج الانحدار الخطي وبواقي الاحتمالات التجريبية عن احتمالات البقاء المقدرة وبواقي احتمالات البقاء المقدرة عن الفعلي للذكور والإناث عام 2009

التوزيع الاحتمالي	$SSE(y\sim x)$	$SSE_{S(t)}$	$SSE_{maleS(t)09}$	$SSE_{femaleS(t)09}$
لوجستي لوغاريتمي	54.156	0.8024583	21.74049	24.14636
طبيعي لوغاريتمي	17.208	0.8066	20.81309	23.13582
جومبيرتز	12.948	0.263738	16.75543	19.31354

المصدر: مخرجات برنامج R.4.2.2 بالاعتماد على العلاقتين (6) (7) من الإطار النظري للبحث

الجدول (6) معيار أكايكي لنموذج الانحدار الخطي ومجموع مربعات البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن المقدرة واحتمالات البقاء المقدرة عن الفعلية عام 2009 للذكور والاناث

Prob dis	Deviance	df	$AIC_{y\sim x}$	AIC_{St}	AIC_{m09}	AIC_{fem09}
MLlogistic	41.044	3	201.68	-195.73	132.153	142.995
Mlnorm	14.551	3	96.94	-195.21	133.078	143.764
Mgompertz	12.948	3	85.153	-308.1	111.189	125.54

المصدر: مخرجات برنامج .R.4.2 بالاعتماد على العلاقة (22) من الإطار النظري للبحث

الجدول (7) معيار شوارز لنموذج الانحدار الخطي ومجموع مربعات البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن المقدرة واحتمالات البقاء المقدرة عن الفعلية عام 2009 للذكور والاناث

Prob dis	Deviance	df	$BIC_{y\sim x}$	BIC_{St}	BIC_{m09}	BIC_{fem09}
MLlogistic	41.044	3	209.521	-187.9	139.99	150.84
Mlnorm	14.551	3	104.786	-187.4	140.92	151.609
Mgompertz	12.948	3	92.999	-300.2	119.035	133.385

المصدر: مخرجات برنامج R.4.2.2 بالاعتماد على العلاقة (24) من الإطار النظري للبحث

يتضح من الجدول (6) أن توزيع جومبيرتز يحقق أدنى قيمة لمعيار أكايكي مقارنة بباقي التوزيعات الاحتمالية، بناءاً على متوسط مجموع مربعات البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن المقدرة، وكذلك لاحتمالات البقاء المقدرة عن القيم الفعلية لاحتمالات البقاء لعام 2009 للذكور والاناث، لذلك يعتبر توزيع جومبيرتز حسب معيار المعلومات لأكايكي هو التوزيع الأفضل والأمثل لتقدير احتمالات البقاء في سورية، والأقرب لاحتمالات البقاء الفعلية للذكور والإناث في سورية، كما يتضح من الجدول (7) أن قيم معلومات شوارز أكبر من قيم معيار معلومات أكايكي لأنه يثقل عدد معلمات النموذج بلوغاريتم حجم العينة في حين معيار أكايكي يضاعف فقط عدد معلمات النموذج ، لكنه أعطى نفس نتائجه من ناحية أفضلية توزيع جومبيرتز على باقي التوزيعين الاحتماليين الآخرين، فاستطاع توزيع جومبيرتز أن يحقق أقل قيم لمجموع مربعات البواقي للقيم التجريبية لاحتمالات البقاء عن المقدرة لها، والقيم المقدرة لاحتمالات البقاء عن الفعلية لها، لذلك يعتبر أيضاً توزيع جومبيرتز حسب معيار شوارز هو التوزيع الأفضل والأمثل لتقدير احتمالات البقاء الأقرب لاحتمالات البقاء الفعلية للذكور والإناث في سورية.

12-4 اختبار فرضيات البحث:

تم حساب اختبار فيشر لدراسة الفرق بين تباييني كل توزيعين احتماليين وذلك بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر لكل من تباينات البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن المقدرة $\sigma^2_{S(t)}$وتباينات البواقي لاحتمالات البقاء المقدرة عن الفعلية للذكور $\sigma^2_{maleS(t)09}$ والإناث $\sigma^2_{femaleS(t)09}$وضعنا نتائج القيم المحسوبة لاختبار فيشر في الجدول (8) التالي:

الجدول (8) اختبار فيشر لتباييني بواقي كل توزيعين احتماليين

$F_{femaleS(t)09}$	$\sigma^2_{femaleS(t)09}$	$F_{maleS(t)09}$	$\sigma^2_{maleS(t)09}$	$F_{S(t)}$	$\sigma^2_{S(t)}$	
1.043	$\sigma^2_{log\ log}$ 0.244	1.044	$\sigma^2_{log\ log}$ 0.2196	0.994	$\sigma^2_{log\ log}$ 0.00794	التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي والتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي
1.251	$\sigma^2_{norm\ log}$ 0.234	1.298	$\sigma^2_{norm\ log}$ 0.2102	3.042	$\sigma^2_{norm\ log}$ 0.00799	التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز
1.2	$\sigma^2_{gompertz}$ 0.195	1.242	$\sigma^2_{gompertz}$ 0.1692	3.0613	$\sigma^2_{gompertz}$ 0.00261	التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز

المصدر: تم الحساب من قبل الباحث بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر لكل توزيعين احتماليين مذكورين في هذا الجدول

يلاحظ من مقارنة قيمة اختبار فيشر المحسوبة $F_{S(t)}$ مع القيمة الجدولية $F(99{,}99, 0.05) = 1.39$ أن القيمة المحسوبة الأولى أصغر من القيمة الجدولية، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية الأولى بعدم وجود فروق بين تباييني البواقي للتوزيعين اللوجستي اللوغاريتمي والطبيعي اللوغاريتمي ونرفض البديلة، ويلاحظ بمقارنة قيمة اختبار فيشر الثانية والثالثة المحسوبة مع نفس القيمة الجدولية أن القيمة المحسوبة الثانية والثالثة أكبر من القيمة الجدولية وبالتالي نقبل الفرضية البديلة الثانية والثالثة بوجود فروق بين تباييني البواقي للتوزيعين اللوجستي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز وكذلك التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز ونرفض الصفرية، وبمقارنة كل قيمة محسوبة لاختبار فيشر للذكور والإناث ولكل توزيعين احتماليين تبين عدم وجود فروق بين تباييني كل توزيعيين احتماليين لأن جميع القيم المحسوبة للذكور والإناث أقل من القيمة الجدولية.

من الملاحظ تطابق نتيجة اختبار فيشر للفروق بين تباييني كل توزيعين احتماليين مع قيم معياري أكايكي وشوارز فيما يخص تباييني البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن المقدرة، وعدم تطابق نتيجة اختبار فيشر للفروق بين تباييني كل توزيعين احتماليين مع قيم معياري أكايكي وشوارز فيما يخص تباييني البواقي لاحتمالات البقاء المقدرة عن الفعلية، حيث أعطى أكايكي وشوارز فروق واضحة بين التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز وكذلك التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي وتوزيع جومبيرتز، واتفقا فقط مع اختبار فيشر الأخير من ناحية اقتراب قيمهما في التوزيعين اللوجستي واللوغاريتمي، والسبب في ذلك كون كل من معياري أكايكي وشوارز يدخل في حسابه عدد معلمات النموذج وحجم العينة وتثقيل لوغاريتم تباين البواقي بحجم العينة، وهذا ما يميز معياري أكايكي وشوارز عن باقي معايير المقارنة.

النتائج والمقترحات:

نستطيع تلخيص النتائج التي تم الحصول عليها من الدراسة على الشكل التالي:

1- أعطت التوزيعات الاحتمالية المدروسة قدرة تفسيرية عالية عند إعداد نماذج الانحدار الخطي لدوال البقاء، بناءاً على قيمة معامل التحديد المعدل، وأعطى توزيع جومبيرتز قدرة تفسيرية أعلى من التوزيعين اللوجستي اللوغاريتمي والطبيعي اللوغاريتمي

2- أعطى توزيع جومبيرتز أقل قيمة لمجموع ومتوسط مربعات البواقي مقارنة بالتوزيعين الآخرين، حسب ما أظهرته جداول تحليل التباين لكل نموذج انحدار خطي لدوال البقاء.

3- ملائمة كل من التوزيع اللوجستي اللوغاريتمي، التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي، وتوزيع جومبيرتز لاحتمالات البقاء المقدرة حسب نتائج اختبار كولموجورف سميرنوف.

4- لا يوجد فروق بين تباييني التوزيعين اللوجستي اللوغاريتمي والطبيعي اللوغاريتمي، بينما يوجد فروق بين تباييني التوزيعين اللوجستي اللوغاريتمي وجومبيرتز وكذلك الطبيعي اللوغاريتمي وجومبيرتز حسب نتائج اختبار فيشر حسب تباينات البواقي لاحتمالات البقاء التجريبية عن احتمالات البقاء المقدرة

5- لا يوجد فروق بين تباييني كل توزيعين احتماليين حسب نتائج اختبار فيشر لتباينات البواقي لاحتمالات البقاء المقدرة عن احتمالات البقاء الفعلية.

6- تم اعتبار توزيع جومبيرتز حسب معياري المعلومات لأكايكي وشوارتز هو التوزيع الاحتمالي الأفضل لتقدير احتمالات البقاء والأقرب لاحتمالات البقاء الفعلية لكل من الذكور والإناث والأكثر دقة تنبؤية وكفاءة حسب معيار معلومات أكايكي وكذلك الأكثر اتساقاً حسب معيار شوارز أو المعيار البايزي.

وبناءاً على النتائج التي تم الحصول عليها من الدراسة يمكن اقتراح ما يلي:

1- إمكانية الاستفادة من احتمالات البقاء المقدرة عن طريق توزيع جومبيرتز في بناء جداول الحياة في سورية.

2- إمكانية الاستفادة من تقدير قيمتي معلمتي توزيع جومبيرتز في حساب احتمالات الوفاة بأنواعها باستخدام دوال الوفاة لنفس التوزيع، وتقدير متوسط العمر المتوقع للفئات العمرية.

3- إمكانية الاستفادة من منهجية البحث المتبعة في تقدير احتمالات البقاء للسكان من قبل المكتب المركزي للإحصاء، ليكون هناك بيانات مقدرة وأقرب ما تكون للواقع عن أعداد المواليد وأعداد الوفيات وخاصة عند تعذر الوصول الى بيانات حقيقية لفترات زمنية قصيرة، وضرورة توفير هذه البيانات في كل عام.

معلومات التمويل :

هذا البحث ممول من جامعة دمشق وفق رقم التمويل (501100020595).

المراجع (References)

1- الباقر، زينب. (2017). تقدير دالة المعولية لتوزيع بواسون مع تطبيق عملي، *رسالة ماجستير*، قسم الإحصاء، جامعة كربلاء، العراق

2- التنجي، معن، (2014). إيجاد أقل مخاطر ممكنة في نموذج انحدار كوكس. *رسالة دكتوراه*. قسم الإحصاء الرياضي كلية العلوم، جامعة حلب، سورية

3- حسن، محمد؛ إبراهيم، وليد؛ عبد اللطيف، عفراء؛ سيد أحمد، إبراهيم، (2022). استخدام نموذج التحليل الطيفي للتنبؤ بالتطبيق على بيانات الكمية المنتجة من الأقمشة لشركة سور بمصنع النسيج بمدينة شندي. *مجلة العلوم الإنسانية والطبيعية*، المجلد (3)، العدد (1).

4- حموي، نادر، (2018) " استخدام معياري المعلومات أكايك (AIC) وشوارتز (SIC) في المفاضلة بين نماذج النمو غير الخطية للأنواع السمكية المختلفة" *مجلة جامعة البعث*، المجلد 40، العدد 3.

5- سعيد، شروق؛ مجلي، أحمد، (2017). *تقدير دالة المخاطرة لنموذج احتمالي مركب دراسة تطبيقية لعينة من وفيات مرضى سرطان الثدي في محافظة ذي قار*. قسم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة كربلاء، العراق

6- عبد الرحمن، ياسمين، البياتي، محمد، العلاق، مهدي (2014). استخدام دالة البقاء لتوزيع Weibull لبناء جداول الحياة الذاتية بالاعتماد على توقعات الفرد الذاتية. *مجلة القادسية للعلوم الإدارية والاقتصادية*، المجلد16، العدد2، 220-229

7- مخول، مطانيوس، غانم، عدنان. (2011). فعالية استخدام توزيع وايبل الاحتمالي في التنبؤ. *مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية*، المجلد (27)، العدد (4)، 119-138.

المراجع الأجنبية:

1- Aho,K, Derryberry. D.W, Peterson.(2014). *Model selection for ecologists: the worldviews of AIC and BIC.* Ecological Society of America. 95(3):631-636

2- Breiman, L. 2001. *Statistical modeling*. the two cultures Statistical Science 16(3):199-215.

3- Calot.G, Sardon.J-P.(2004).*Methodology for the Calculation of Eurostat`s demographic indicators.* European Communications, Luxerbourg,ISBN 92-894-7076-3,ISSN 1725-065X

4- Ekawati.D, Warsono, Kurniasari.D.(2014). *on the moments,Cumulants, and Characteristic Function of the Log-Logistic Distribution*. IPTEK, the journal for Technology and Science. 25(3): 78-82

5- Gayawan,E. Ipinyomi,R.A. (2009). *A Comparison of Akaike, Schwarz and R Square Criteria for Model Selection Using Some Fertility Models*. Australian Journal of Basic and Applied Sciences, 3(4):3524-3530, ISSN 1991-8178.

6- Johnson,R. Kuby,P. (2014). *Elementary Statistics.* Brooks/Cole Cengage Learning,11th edition, International, ISBN-13;978-0-840-05878-2,www.cengage.com/permissions.

7- Keiding, N. (2000). *Mortality measurement in the 1870s: diagrams, stereograms, and the basic differential equation.* Department of Biostatistics, University of Copenhagen, Denmark.

8- Lenart, Adam. (2014). *The moments of the Gompertz distribution and maximum likelihood estimation of its parameters*, Scandinavian Actuarial Journal,2014(3):255-277

9- Moala, Fernando A; Dey, Sanku.(2018). *Objective and subjective prior distributions for the Gompertz distribution*, Annals of the Brazilian Academy of Sciences, 90(3):2643-266

10- O'Connor, Andrew N; Modarres, Mohammad; Mosleh, Ali, (2016), *Probability Distributions in Reliability Engineering*, Center for Risk and Reliability, 0151 Glenn L Martin Hall, University of Maryland, College Park, Maryland, USA.

11- Al-shomrani, A. &others. (2016). *Log-Logistic distribution for survival data analysis using MCMC*, Department of Statistics, Faculty of Science.

12- Song,H.S. Kwon,S-D. (2014). A *Comparison of Akaike, Schwarz and R Square Criteria for Model Selection Using Some Fertility Models*, the 2014 World Congress on Advances in Civil, Environment, and Material Research(ACEM14),Busan, Korea.

13- Venables, W. N. and Ripley, B. D. (2002). *Modern Applied Statistics with S*. New York: Springer (4th ed)

14- Yang, Y. 2005. *Can the strengths of AIC and BIC be shared? A conflict between model identification and regression estimation*. Biometrika 92(4):937-950

15- https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35g.htm,13/12/22,3Pm

16- http://www.itu.int/ITU-R/go/patents/en**,** 6/1/2023,3:15Pm

17- https://src.alionscience.com/pdf/K_STest.pdf ,1/12/22,11:12Am

18- https://www.populationpyramidPyramid.net/Syrian-arab-republic , 20/3/2023,10:45Am