

استعمال بعض الطرائق الاحصائية لتقدير معلمات المعادلات التفاضلية الاعتيادية مع تطبيق

The use of some statistical methods for estimating the parameters of ordinary differential equations with practical application

ا.م.د.مشتاق كريم عبد الرحيم Ass.Prof.Dr.Mushtaq kareem Abd Al- Rahem albnfsjz587@gmail.com جامعة كريلاء **University of Karbala**

إسراء صمد دويح الصافي Israa Samad Dwayyeh Al-Safi albnfsjz587@gmail.com جامعة كربلاء University of Karbala

تستخدم نماذج المعادلات التفاضلية الاعتيادية (ODE) (Ordinary Differential Equations) على نطاق واسع لنمذجة العمليات الديناميكية في العديد من المجالات العلمية، ولكنها عادة ما تعتمد على المعلمات التي تكون ذات أهمية حاسمة وتحتاج إلى تقديرها مباشرة من البيانات، وتعد عملية تقدير المعلمات عادة مشكلة صعبة خاصة في نماذج المعادلات اللاخطية. وفي هذه البحث تم استخدام طريقة المربعات الصغرى غير الخطية (Non Linear Least Squares) والتي تعتبر الاكثر شيوعا في تقدير معلمات المعادلات التفاضلية الاعتيادية ومقارنتها بمقدرات طريقة تعظيم التوزيع البعدي اللاحق (MAP) (Maximum A Posterior) وباستعمال انموذجين من نماذج المعادلات التفاضلية الاعتيادية وهي كلّ من (أنموذج Malthus والانموذج اللوجستي) وبتوظيف اسلوب محاكاة مونتي كارلو باستعمال خمس حجوم عينات مختلفة (10، 25، 50، 100، 250) وباستعمال معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE) وقد تبين أن الانموذج اللوجستي يعتبر أكثر ملائمة لهذه السلسلة من البيانات وبالتالي يمكن الاعتماد على نتائج تنبؤاته

التي تكون أكثر دقة مقارنة بأنموذج Malthus . ومن ثم تم اجراء تطبيق عملي لبيانات حقيقية متمثلة بعدد سكان العراق للفترة (1985-2018) لغرض بيان الانموذج الافضل في تمثيل هذه البيانات وباستخدام فضلَّى الطرائق من الجانب التجريبي حيث وجد البحث أن عدد سكان العراق سيبلغ بحدود 55 مليونا بحلول عام 2040 بناءا على التنبؤ باستعمال الانموذج اللوجستي. المعاليات الديناميكية والمجالات العلمية. العلمية المعادلات التفاضلية الاعتيادية والعمليات الديناميكية والمجالات العلمية.

Abstract

Ordinary differential equations (ODE) models are widely used to model dynamic processes in many scientific fields, but they usually depend on parameters that are of critical importance in terms of dynamics and need to be estimated directly from the data. Nonlinear Equation Models. In this thesis, the method of non-linear least squares (NLS) was used, which is considered the most common in estimating the parameters of ordinary differential equations and comparing them with the capabilities of the method of maximmum a posterior (MAP) using two models of ordinary differential equations. They are both (Malthus model and logistic model) and by employing the Monte Carlo simulation method using five different sample sizes and using the mean square error (MSE) standard, the results concluded that the nonlinear least squares method was more appropriate in estimating the parameters of these models.

And then a practical application was made of real data represented by the number of Iraq's population for the period (1985-2018) for the purpose of showing the best model in representing these data and using the best methods from the experimental side. His predictions, which are more accurate compared to the Malthus model, where the message found that the population of Iraq will reach 55 million by 2040.

Keywords: Ordinary differential equation models, dynamic processes, scientific fields.

1-المقدمة

إنّ المعادلات التفاضلية (Differential Equations) ضرورية لفهم كثير من المسائل الفيزيائية والرياضية المهمة و لقد ادرك ذلك اسحاق نيوتن في القرن السابع عشر اذ استخدم المعادلات التفاضلية في دراسته لحركة الجسيمات والاجرام السماوية وتعتبر المعادلات التفاضلية من المواضيع المهمَة في الرياضيات البحتة والتطّبيقيّة وهي الرّابط بين العلوم الرياضية والهندسية والفيزيائية وغيرها، فلا تخلو مواضيع الهندسة الكهربائية والميكانيكية والإنشائية من انواع المعادلات التفاضلية

يتم التركيز في هذا البحث على الطرائق الإحصائية لتقدير المعلمات في نماذج معادلات تفاضلية عادية غير خطية (NODE) للعثور على أفضل الطرائق التي تناسب هذه النماذج. تم تقسيم البحث إلى أربع فصول، حيث تضمن الفصل الأول منهجية البحث مع المقدمة والمشكلة والهدف ومراجعة بعض البحوث والدراسات ذآت الصلة. يتناول الفصل الثاني

ISSN: 2618-0278 Vol. 7No. 22 June 2025



المفاهيم الأساسية ووصفًا للمعادلات التفاضلية العادية (ODE) وطرق تصنيفها، مع عرض لنماذج NODE وطرائق تقدير معلماتها، مثل الطريقة غير الخطية لأصبغر المربعات (NLS) وطريقة تعظيم دالة التوزيع اللاحق (MAP). يحتوي الفصل الثانث على دراسة محاكاة لطرق التقدير والنماذج المعروضة في الفصل الثاني، باستخدام طريقة محاكاة مونتي كارلو لتحديد الطريقة الأفضل باستخدام متوسط مربعات الخطأ (MSE) لحجوم عينات مختلفة. يتناول الفصل الرابع الاستنتاجات والتوصيات التي توصلت إليها الدراسة. تم تنفيذ التجارب باستخدام برنامج Mathematica 12.2.

2- منهجية البحث

2-1 هدف البحث

- التعرف على الطرق الإحصائية لتقدير معلمات نماذج المعادلات التفاضلية العادية اللاخطية (NODE).
- دراسة حالة خاصة وهي مسألة القيمة الأولية (IV) باستخدام طريقة المربعات الصغرى اللاخطية (NLS) وطريقة تعظيم دالة التوزيع اللاحق (MAP).
 - المقارنة بين الطرق المذكورة باستخدام معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE).
 - تقديم ومقارنة نماذج Malthus واللوجستي التحليل.
- تطبيق النماذج على بيانات السكان في العراق للفترة (1985-2018) باستخدام الطريقة الأفضل التي تم اختيار ها في التجربة.

2-2 مشكلة البحث

عند دراسة اي ظاهرة فان المشكلة الرئيسية تكمن في كيفية اتخاذ القرارات لحل هذه المشكلة عن طريق اعتماد التحليل و الانموذج المناسب. وعند استعمال نماذج المعادلات التفاضلية الاعتيادية (ODE) لنمذجة العمليات الديناميكية في العديد من الظواهر تبرز لنا عادة مشكلة صعبة خاصة في نماذج المعادلات التفاضلية الاعتيادية اللاخطية (NODE) (Equations Ordinary Differential) وهي مشكلة تقدير المعلمات التي تعتبر الاساس الذي قامت من الجله هذه الدراسة.

وتعتبر ظاهرة النمو السكاني في أي بلد من الظواهر المهمة التي تبنى عليها السياسات ورسم الخطط وايجاد الحلول للمشاكل المستقبلية ولذلك اخذنا على عاتقنا دراسة عملية النمو السكاني في العراق للفترة (1985-2018) وايجاد افضل أنموذج يصف هذه العملية وكذلك أفضل طريقة لتقدير معلمات هذا الانموذج.

3-2 تمهيد: ـ

يرجع الفضل للنجاح الذي حققته البشرية في العصر الحديث الى الاستخدام الواسع للرياضيات في مختلف العلوم التطبيقية وبالتأكيد فإن المعادلات التفاضلية تلعب دور مهم في ذلك فبواسطة هذه المعادلات نستطيع التعبير عن التغيرات التي تحدث لأحد الأنظمة مع مرور الزمن سواء كان هذا النظام يضم متغير واحد او مجموعة من المتغيرات وقد كانت بداية استخدام المعادلات التفاضلية في العلوم الطبيعية وذلك لان قوانين الفيزياء والكيمياء تكون عادة مرتبطة بعدد محدود من المتغيرات المعروفة ومع مرور الزمن اتسع نطاق استخدام المعادلات التفاضلية ليشمل علوم اخرى مثل علم الحياة وعلم الاقتصاد والهندسة بفروعها المختلفة ولهذا تعتبر المعادلات التفاضلية من اهم العلوم الرياضية التي لا غنى عنها في مختلف العلوم التطبيقية وذلك لان الظواهر الطبيعية تتوقف على عدد متنوع من العوامل والمؤثرات الطبيعية التي تؤثر على الظاهرة، وعند بناء انموذج رياضي لظاهرة طبيعية يجب:

أولا: تحديد العوامل التي لها تأثير واضح على النظام وإهمال العوامل التي لها تأثير قليل جدا او غير واضح او غير مؤكد على النظام.

ثانيا: التعبير رياضيا عن العلاقات بين العوامل المرتبطة بالنظام ومتغيراتها المتناهية في الصغر ويؤدي ذلك الى تكوين معادلة تفاضلية أو عدة معادلات تفاضلية.

ثالثًا: ايجاد الحل الرياضي للمعادلة التفاضلية أو مجموعة المعادلات التفاضلية الذي يحقق الشروط الابتدائية.

رابعا: يجب عمل المقارنة بين النتائج التي حصلنا عليها وبين النتائج الحقيقية المشاهدة التي بين ايدينا فاذا اتفقت فان الانموذج الرياضي التي تم بناءه يعتبر نموذج ناجح وغير ذلك يعتبر نموذج غير صحيح.

في هذا الفصل سيتم التطرق الى نبذة المعادلات التفاضلية و انواعها والتي هي في الواقع تعتبر نماذج رياضية لعدد من الظواهر الطبيعية ، مع التركيز على المعادلات التفاضلية الاعتيادية (Ordinary Differential Equation) ودراسة بعض انواعها لا سيما مشكلة القيمة الأولية وتحويلها الى انموذج انحدار ، فضلاً عن توضيح الصيغ المعتمدة في تحديد التقديرات لمعلمات تلك المعادلات، وسيتم التطرق ايضاً الى بعض النماذج الخاصة وتقدير معلماتها كأنموذج (Malthus) والانموذج اللوجستي (Logistic).

3- المعادلة التفاضلية:-[12][8] (Differential Equation)

هي علاقة بين المتغير التابع والمتغير (المتغير ات) المستقل (المستقلة) تدخل فيها المشتقات أو التفاضلات وتسمى المعادلة التفاضلية عادية (Ordinary) اذا كان المتغير التابع دالة في متغير مستقل واحد وبالتالي لا تحتوي الا على مشتقات عادية. وتنقسم المعادلات التفاضلية الى قسمين:

- 1- المعادلة التفاضلية الاعتيادية (Ordinary Differential Equation).
 - 2- المعادلة التفاضلية الجزئية (Partial Differential Equation).



3-1 المعادلة التفاضلية الاعتيادية (Ordinary Differential Equation)

هي معادلة تحتوي على مشتقات أو تفاضليات دالة مجهولة أو عدة دوال مجهولة تعتمد على متغير مستقل واحد. مثال:

$$\frac{\mathrm{dy}}{\mathrm{dx}} - y = 3x^2$$

حيث ان:

ν يمثل المتغير التابع

x يمثل المتغير المستقل

2-3 المعادلة التفاضلية الجزئية (P.D.E) المعادلة التفاضلية الجزئية

هي معادلة رياضية تحتوي على دالة مجهولة unknown function لأكثر من متغير مستقل واحد مع المشتقات الجزئبة بالنسبة للمتغيرات المستقلة

مثال:

$$\frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u}{\partial y^2} + \frac{\partial^2 u}{\partial z^2} = 0$$

حيث ان:

u: يمثل المتغير التابع

تمثل المتغيرات المستقلة : x, y, z

4-صنيف المعادلة التفاضلية (Classification of Differential Equation)

لتصنيف المعادلة التفاضلية يتم استخدام مفهوم رتبة المعادلة التفاضلية ودرجة المعادلة التفاضلية:

رتبة المعادلة التفاضلية (Order): هي أعلى مشتقة أو (معامل تفاضلي) للمتغير المستقل في المعادلة التفاضلية. 2- درجة المعادلة التفاضلية (Degree): هي الدّرجة الجبرية (الأس) للمشتقة ذاّت اعلى رتبة تظهر في المعادلة على ان تكون جميع المعاملات التفاضلية خالية من القوى الكسرية.

امثلة

$$y''' - Sin(x) y'' + 3y = 0$$

تمثل معادلة تفاضلية من الرتبة الثالثة و من الدرجة الأولى.

$$\frac{\mathrm{d}y}{\mathrm{d}x} - (\cos x)y + 3y^2 = 0$$

تمثل معادلة تفاضلية من الرتبة الاولى ومن الدرجة الاولى

4-1المعادلة التفاضلية الخطية (Linear differential equation) [1]

هي المعادلة التفاضلية التي يكون فيها المتعير المعتمد وجميع مشتقاته من الدرجة الأولى وغير مضروبة ببعضها. وفيما عدا ذالك تسمى المعادلة التفاضلية غير خطية. او هي المعادلة الخطية في المتغير التابع وجميع مشتقاته أي ان كل من المتغير التابع ومشتقاته مرفوعة للأس واحد ولا توجد حواصل ضرب مشتركة فيما بينها آ

ان الصَّيغة العامة للمعادلة التفاضلية الخطية ذات الرتبة n تكتب بالشكل الآتي:

$$P_0 y^n + P_1 y^{n-1} + \dots + P_{n-1} y' + P_n y = Q(x)$$
 (1-2)

إذاً كانت الدالة Q(x) تساوي صفر فإن المعادلة تكون متجانسة (Homogeneous) . أما اذا كانت الدالة (Q(x)صفر فان المعادلة تكون غير متجانسة (Non-Homogeneous)

واذا كانت P_0, P_1, \dots, P_n جميعها ثوابت فأن المعادلة (1-2) تسمى معادلة تفاضلية اعتيادية ذات معاملات ثابتة اما اذا كان على الأقل احد هذه المعاملات متغير فتسمى المعادلة (2 - 1) معادلة تفاضلية اعتيادية ذات معاملات متغيرة. و من الجدير بالذكر بأن اللا خطية لا تؤثر على رتبة المعادلة التفاضلية.

[8] (Solve the differential equation) حل المعادلة التفاضلية

تسمى الدالة y = y(x) حلا للمعادلة التفاضلية $y = y(x, y, y', y'', \dots, y^n$ اذا كانت:

قابلة للأشتقاق n من المرات.

 $F[x, y(x), y'(x), y''(x), \dots, y^n(x)] = 0$: تحقق المعادلة التفاضلية، أي المعادلة التفاضلية، حيث ان F دالة معرفة على الفترة (a.b)

الدالة y'' + y = 0 عيث المعادلة التفاضلية v(x) = c حيث الدالة الدالة الدالة المعادلة ال

و ذلك لأن:

$$y(x) = c (\sin x)$$

$$y'(x) = c (\cos x)$$

$$y''(x) = -c (\sin x)$$



وبالتالي فإن

$$y''(x) + y(x) = -c(\sin x) + c(\sin x) = 0$$

4-3الحل العام للمعادلة التفاضلية (General solution) من الرتبة n

هو حل للمعادلة التفاضلية ويحتوي على عدد من الثوابت الاختيارية بقدر رتبة المعادلة التفاضلية أو هو حل يحقق المعادلة التفاضلية ويجب أن يحتوي على عدد n من الثوابت الاختارية ويأخذ الصورة.

$$y = c_1 y_1 + c_2 y_2 + \dots + c_n y_n$$

حيث c_1, c_2, \ldots, c_n هي مجموعة n من الثوابت الاختيارية و v_1, v_2, \ldots, v_n هي v_1, v_2, \ldots, v_n من الدوال المختلفة (المستقلة خطيا) والتي تحقق المعادلة التفاضلية.

4-4 لحل الخاص (Particular solution) للمعادلة التفاضلية:

هو حل للمعادلة التفاضلية خاليا من الثوابت الاختيارية و يمكن الحصول عليه من الحل العام باختيار خاص للثوابت الاختيار بة.

4-5الحل الشاذ (المنفرد) (Singular solution))للمعادلة التفاضلية:

هو حل يحقق المعادلة التفاضلية والايمكن ان يستنتج من الحل العام وذلك بإعطاء الثوابت قيم اختيارية.

6-4 المعادلات التفاضلية الاعتيادية [12] Ordinary Differential Equations

كما تم الاشارة اليها سابقا فان المعادلة التفاضلية الاعتبادية عبارة عن تعبير رياضي يربط متغير مستقل واحد مع مشتقاته. او هي المعادلة التفاضلية التي تحتوي على متغيرين فقط احداهما متغير معتمد والاخرمتغير مستقل. وبشكل عام تكتب المعادلة التفاضلية الاعتيادية بالصورة الاتية:

$$f(x, y, y', y'', \dots, y^{(n)}) = 0$$
 (2-2)

حيث ان:

$$y' = \frac{dy}{dx}$$
, $y'' = \frac{d^2y}{dx^2}$, $y^{(n)} = \frac{d^ny}{dx^n}$

تنشأ المعادلات التفاضلية الاعتيادية (ODE) في كثير من الحالات عند استخدام تقنيات النمذجة الرياضية لوصف الظواهر في العلوم ، الهندسة ، والاقتصاد ، وما إلى ذلك. في معظم الحالات يكون الانموذج معقدًا للغاية بحيث لا يمكن إيجاد حل دقيق أو حتى حل تقريبي باليد وبذلك نضطر لاستعمال طرق حاسوبية فعالة وموثوقة.

ين وقطع باحثوا الاحصاء والرياضيات شوطاً كبيرا في تصنيف مشاكل (ODE) فيما يتعلق بالظروف الإضافية أو الجانبية المرتبطة بها.

Ordinary Differential Equations Of First Order المعادلات التفاضلية الاعتيادية من الرتبة الاولى f(x,y,y')=0 او y'=f(x,y)=0 المعادلة التفاضلية من الرتبة الاولى تأخذ الشكل

والحل العام للمعادلة التفاضيلية الاعتيادية من الرتبة الأولى هو أيجاد دالة تربط بين المتغير المستقل x والمتغير المعتمد y وتحتوي على ثابت واحد وتحقق المعادلة التفاضلية.

1-المعادلة التفاضلية الاعتيادية من الرتبة الاولى قابلة لفصل المتغيرين Ordinary Differential Equation المعادلة التفاضلية الاعتيادية من الرتبة الاولى قابلة لفصل المتغيرين Separable Of First Order

في العديد من الحالات يمكن وضع المعادلة التفاضلية y'=f(x,y) على الشكل:

$$g(y)\frac{dy}{dx} + h(x) = 0$$

أو ما يكافئ ذلك

$$g(y)dy + h(x)dx = 0 (3-2)$$

Separable) وهنا يقال أن المعادلة (3-2) هي معادلة تفاضيلية عادية قابلة لفصيل المتغيرين أو معادلة قابلة للفصيل (Equation وذلك لأنه يمكن فصل المتغير x عن المتغير y تماما وبمعنى اخر يتم فصل المتغيرين اذا كان معامل تفاضل x دالة من x فقط ومعامل y دالة من x دالة من x

وبأخذ التكامل للطرفين نحصل على:

$$\int g(y) dy + \int h(x) dx = A \tag{4-2}$$

حيث أن A ثابت اختياري .

وباجراء التكامل للطرفين ينتج:

$$G(y) + G(x) = A$$

بذلك يتم الحصول على الحل العام للمعادلة التفاضلية.

5-مسألة القيمة الابتدائية (I.V) (Initial Value Problem): [2][13]



عند دراسة المعادلات التفاضلية تصادفنا في معظم الاحيان مسائل تشمل معادلة تفاضلية مصحوبة بشروط معينة، ويراد منا ان نجد الحل الذي يحقق المعادلة التفاضلية ويحقق الشروط المعطاة (المطلوب ايجاد الحل الخاص). اذا كانت الشروط المعطاة مقيدة بقيمة واحدة للمتغير المستقل فان تلك المسالة تسمى مسالة القيم الابتدائية. اما اذا كانت الشروط المعطاة لاكثر من قيمة واحدة للمتغير المستقل فان تلك المسالة تسمى مسالة القيم الحدودية.

ان الشكل العام لمسألة القيمة الابتدائية يكتب كالاتي:

$$\begin{cases} y' = f(t, y) & 0 \le t \le b \\ y(0) = c \quad (given) \end{cases}$$
 (5 - 2)

y=y(t) و y=y(t) عبارة عن متجهات ل y من المكونات وان y=y(t) و كذلك فان y بشكل عام دالة غير خطية من y و y عندما y لا يعتمد على y فان الصيغة تسمى حالة مستقلة (Independent case).

في الصيغة (2-5) نفترض ولتبسيط التدوين أن نقطة البداية لـ t تساوي 0. امتدادًا لفترة تكامل عشوائية [d، e] لكل شيء الذي يلى يتم الحصول عليه دون صعوبة.

على سبيل المثال لنفترض أن لدينا الدالة التالية:

$$f(x) = 3x^2 - 4x$$

يتم حل المعادالة التفاضلية

$$\frac{dy}{dx} = 3x^2 - 4x$$

باستعمال التكامل

$$\frac{dy}{dx} = 3x^2 - 4x \quad \to y = \int (3x^2 - 4x)dx$$

$$y = x^3 - 2x^2 + c \tag{6-2}$$

 $y = x^3 - 2x^2 + c$ (6 - 2) لأن الحل ينطوي على ثابت وجميع الحلول للمعادلة يمكن الحصول عليها منه، لذلك يتم تسمية هذا الحل بالحل العام. من y(1) = 4 الخر اذا اردنا الحصول على الحل الذي يمر بالنقطة (1,4) فيجب علينا ايجاد الحل عند الشرط الأولى y(1) = 4 فبالعودة للمعادلة (2-6) نجد:

$$y(1) = 1^3 - 2(1)^2 + c = 4$$

وبحل المعادلة اعلاه نجد أن قيمة الثابت c=5 وكالاتى:

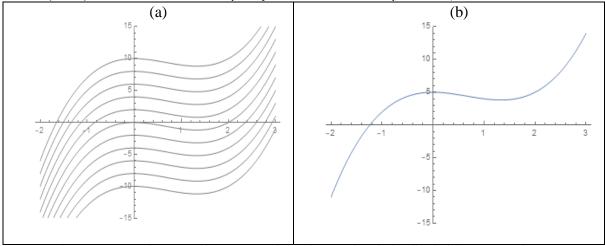
$$1 - 2 + c = 4 \rightarrow c = 4 + 1 = 5$$

y(1)=4 وبالتالي فان حل المعادلة، $y=x^3-2x^2+c$ والذي يمثل احد حلول المعادلة بحيث يحقق الشرط $y=x^3-2x^2+c$ هو:

مو. y = x + 2x + 5 = y وبذلك يمكن اعادة صياغة مسألة القيمة الابتدائية للمعادلة (2-5) والتي تحقق الشرط $y' = 3x^2 - 4x$

 $\begin{cases} y' = 3x^2 - 4x \\ v(1) = 4 \end{cases} \tag{7-2}$

والاشكال التالية تبين الحل العام والحل الذي يحقق الشرط y(1)=4 والذي يمثل مسألة القيمة الابتدائية (الاولية).



شكل (2-1): (a) الحل العام للمعادلة التفاضلية (2-6) لقيم مختلفة من c (b) (c) الحل عند تحقق الشرط y(1)=4. المصدر [21]

يمكن حل العديد من المشاكل المهمة التي تنطوي على عدد السكان من خلال استخدام المعادلات التفاضلية من الدرجة الأولى. وتشمل المشاكل هذه تحديد عدد من الخلايا في احد انواع البكتيريا، عدد المواطنين في بلد معين الخ. وسنركز في دراستنا هنا على حل مسألة النمو السكاني.



6-انموذج Malthus

لنفترض أن المعدل الذي يتغير أفيه عدد السكان (مجتمع معين) حجمه y(t) في الزمن t يتناسب مع حجم المجتمع في الزمن t . رياضيا يتم تمثيل هذا البيان كمسالة القيمة الأولية الوارد ذكر ها في المعادلة (2-5) ..

$$\begin{cases} \frac{dy}{dt} = ky \\ y(0) = y_0 \end{cases}$$
 (8 - 2)

حيث أن y_0 هي الحجم الأولي (الابتدائي) للمجتمع. 1 حيث أن k>0 اذا كانت k>0 فان حجم المجتمع في تزايد و عندها يطلق عليه انموذج نمو (growth).

اذا كانت k < 0 فان حجم المجتمع في تناقص وعندها يطلق عليه انموذج اضمحلال او تحلل (decay).

وفي هذه الدراسة سنقتصر على الحاّلة الاولى الّتي يكون فيها k>0 والتي تكون تطبيقاتها في الجوانب الّحيوية .

وتجدر الاشارة هنا الى ان الانموذج في المعادلة (2-8) عرف بهذا الاسم نسبة الى الاقتصادي ورجل الدين الانكليزي (Thomas R. Malthus) ويطلق عليه في بعضُ الاحيان اسم (أنموذج النمو الاسي).

يتم حل أنموذج الموذج النمو الآسي) لجميع قيم k و y_0 آتي تمكننا من الرجوع إلى الحل في مشاكل أخرى دون حل المعادلة التفاضلية مرة أخرى.

ويتم ايجاد الحل من خلال تطبيق طريقة فصل المتغيرين وكما يلى:

باعادة صباغة الصبغة:

$$\frac{dy}{dt} = ky \tag{9-2}$$

بالشكل:

$$\frac{dy}{v} = k \, dt \tag{10-2}$$

وكما نلاحظ أن هذه الصيغة عبارة عن معادلة تفاضلية منفصلة المتغيرين.

باجر اء عملية التكامل للطر فين:

$$\int \frac{1}{y} dy = \int k dt$$

$$\ln|y| = kt + C_1$$

$$y = C e^{kt}$$
(11 - 2)
(12 - 2)
(13 - 2)

 $C = e^{C_1}$ حيث ان

والذي يمثل الحل العام لانموذج Malthus.

ويمكن الحصول على الحل اعلاه مباشرة باستعمال دالة DSolve في برنامج Mathematica

وبما ان y يمثل عدد السكان فأن $y \ge 0$ وبالتالي فان y = yا.

ولايجاد قيمة C نقوم بتطبيق الشرط الاولى لنحصل على:

$$y(0) = y_0 = C e^{k*0} = C (14-2)$$

ربالتالي فأن الحل لمشكلة القيمة الأولية في المعادلة (2-8) هو:

$$y = y_0 e^{kt} (2 - 15)$$

7-المعادلة اللوجستية (The Logistic Equation) المعادلة اللوجستية

المعادلة اللوجستية او (معادلة Verhulst), والتي تكون بالشكل التالي:

$$\frac{dy}{dt} = (r - ay(t))y(t) \tag{2-16}$$

حيث r و ابت

تم التطرق هذه المعادلة لأول مرة من قبل عالم الرياضيات البلجيكي (Pierre Verhulst) لدراسة النمو السكاني وتختلف المعادلة اللوجستية عن انموذج Malthus في ان r-ay(t) ليست ثابتة.

وبمكن اعادة كتابة المعادلة اللوجستية بالشكل:

$$\frac{dy}{dt} = (r - ay)y = ry - ay^2 \tag{17-2}$$

حيث (γ^2) يمثل عامل محدد.

في ظل هذه الافتراضات او الشروط، فانه لا يمكن للسكان النمو او الاضمحلال خارج نطاق السيطرة كما في انموذج . Malthus



والمعادلة اللوجستية قابلة للفصل وبالتالي يمكن حلها بطريقة فصل المتغيرات وان حل هذه المعادلة مقترن بالشرط وكما يلى: $v(0) = y_0$

$$\frac{1}{(r-ay)y}dy = dt$$

$$\left(\frac{a}{r(r-ay)} + \frac{1}{ry}\right)dy = dt$$

$$(18-2)$$

$$\frac{1}{r}\left(a\frac{1}{(r-ay)} + \frac{1}{y}\right)dy = dt \tag{20-2}$$

$$\left(a\frac{1}{(r-ay)} + \frac{1}{y}\right)dy = rdt \tag{21-2}$$

باخذ التكامل للطرفين:

$$\int \left(a\frac{1}{(r-ay)} + \frac{1}{y}\right)dy = \int rdt \tag{22-2}$$

وباجراء التكامل ينتج:

$$-\ln|r - ay| + \ln|y| = rt + C$$
 (23 – 2)

بتبسيط المعادلة و توحيد In كعامل مشترك:

$$\ln\left|\frac{y}{(r-ay)}\right| = rt + C$$

$$\frac{y}{(r-ay)} = \pm e^{rt+C} = K e^{rt}$$
(24 – 2)
$$(25 – 2)$$

حيث ان: $e^{C}=K$ ويتم حل المعادلة اعلاه بالنسبة الى \mathbf{y} وكما يلي:

$$y = e^{rt}k(r - ay)$$

$$y = e^{rt}kr - ae^{rt}ky$$
(26 - 2)
(27 - 2)

$$y + ae^{rt}ky = e^{rt}kr (28 - 2)$$

$$y(1+ae^{rt}k)=e^{rt}kr$$
 (29 – 2)
بقسمة الطرفين على (1 + $ae^{rt}k$)

$$y = \frac{e^{rt}kr}{(1 + ae^{rt}k)}\tag{30-2}$$

والذي يمثل الحل العام للمعادلة اللوجستية.

ويمكن الحصول على الحل اعلاه مباشرة باستعمال دالة DSolve في برنامج Mathematica و العام: $y(0) = y_0$ في معادلة الحل العام: ولايجاد قيمة X نقوم بتطبيق الشرط الاولى

$$y(0) = y_0 = \frac{e^{r*0}kr}{(1 + ae^{r*0}k)}$$
(31 – 2)

$$y_0 = \frac{kr}{1 + ak} \tag{32 - 2}$$

$$y_0(1+ak) = kr \to kr - kay_0 = y_0$$

$$k(r - y_0 a) = y_0$$

$$k(r - y_0 a) = y_0$$

$$K = \frac{y_0}{(r - ay_0)}$$

وبتعويض قيمة K في معادلة الحل العام (2-30) وتبسيط الحل نحصل على :

$$y = \frac{ry_0}{ay_0 + (r - ay_0)e^{-rt}}$$
 (33 – 2)

 $lim_{t o\infty}e^{-rt}=0$ يلاحظ أنه إذا كان r>0 . فإن r>0 فإن r>0 نانه إذا كان

وهذا ما يجعل حل المعادلة اللوجستية مختلفا عن حل انموذج Malthus،حيث ان حلول المعادلات اللوجستية هي قريبة من مدود غير صفرية محدودة عند $\infty o \infty$ في حين ان نتائج انموذج Malthus إما قريبة من اللانهاية أو قريبة من الصفر $t \to \infty$ are



(Parameter Estimation) -تقدير المعلمات-8

من اجل تطبيق نماذُج المعادلات التفاضلية نحن بحاجة لمعرفة المعلمات النموذجية. و يمكن بسهولة تحديد قيمة بعض المعلمات، ولكن هذا ليس صحيحا بشكل عام. نلاحظ بدلا من ذلك كمية الاهتمام أو تمثيل لها كبيانات تجريبية.

ان الهدف من استعمال طرائق التقدير هوايجاد مقدرات لمعلمات الانموذج المدروس تتصف بمواصفات جيدة بحيث تؤهلها الى تكوين نموذج تقديري يمكن الاعتماد عليه في اغراض مختلفة. وتختلف طرائق التقدير في الافكار والاساليب المعتمدة في التقدير وذلك من أجل تحقيق نقطتين الأولى هي أمتلاك المقدرات افضك المواصفات والثانية هو ظهور الطريقة باسلوب سهل التنفيذ

نموذج المعادلات (2-5) يمكن التعبير عنها في الأشكال التالية من النظم الديناميكية :

$$\frac{dy}{dt} = f(t, y, \theta), \quad y(0) = y_0$$

$$\frac{dy}{dt} = \left[\frac{dy_1}{dt}, \dots, \frac{dy_N}{dt}\right]^T$$

$$(34-2)$$

$$\frac{dy}{dt} = \left[\frac{dy_1}{dt}, \dots, \frac{dy_N}{dt}\right]^T$$

$$(35-2)$$

$$\frac{dy}{dt} = \left[\frac{dy_1}{dt}, \dots, \frac{dy_N}{dt}\right]^T
y = \left[y_1, \dots, y_N\right]
f = \left[f_1, \dots, f_N\right]$$
(35 – 2)

N تمثل عدد مفر دات العينة

هو متجه المعلمات المجهولة في الانموذج $heta=[heta_1,\dots, heta_P]$ هو متجه المعلمات المجهولة في الانموذج y_0 تمثل القيمة الابتدائية (الاولية) ولتحديد قيم المعلمات θ ، متغير الحالة y(t) مشاهدة في z_1,\dots,t_T نجد ان:

$$Y(t_i) = X(t_i) + e_i (36 - 2)$$

(2 – 36) 8-1 طريقة المربعات الصغرى اللاخطية (NLS) [25][28]

تعد طريقة المربعات الصغرى اللاخطية من اهم الطرق في تقدير معلمات النماذج اللاخطية

نفترض أن لدينا الانموذج غير الخطي الاتي: نفترض أن لدينا الانموذج غير الخطي الاتي: Y_i يمثل متغير الاستجابة (المعتمد) t_i, θ تمثل دالة من t_i, θ

$$Y_i = f(t_i, \theta) + e_i \tag{37 - 2}$$

 $E(e_i)=0$ متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 0 وتباين ثابت σ^2 وبالتالي فان e_i وباستعمال طريقة المربعات الصغرى اللاخطية يمكن تصغير المقدار الاتي:

$$S(\hat{\theta}) = [y - f(t_i, \hat{\theta})]' [y - f(t_i, \hat{\theta})]$$
(38 – 2)

روي روي المرابقة كاوس نيوتن (Gauss–Newton) فان $heta_{10}, heta_{20},\dots, heta_{20}$ تمثل القيم الأولية للمعلمات وباستعمال مفكوك تايلر بحذف الحدود التي لا تحتوي على المشتقات الجزئية من الدرجة الاعلى نحصل على:

$$f(t_i, \theta) = f(t_i, \theta_0) + \sum_{j=1}^{P} \left[\frac{\partial f(t_i, \theta)}{\partial \theta_j} \right] \theta = \theta_0 (\theta_j - \theta_{j0})$$
 (39 – 2)

(heta) حيث ان $heta_0$ تمثل القيم الاولية لـ

$$Y^* = \underline{D}^{(0)}\underline{B}^{(0)} + e \tag{40 - 2}$$

اذ ان:

$$Y^* = \underline{Y} - f^{(0)} = \begin{bmatrix} Y_1 - f_1^{(0)} \\ Y_2 - f_2^{(0)} \\ \vdots \\ Y_P - f_P^{(0)} \end{bmatrix}$$
$$D^{(0)} = \begin{bmatrix} D_{11}^{(0)} & D_{12}^{(0)} & \cdots D_{1P}^{(0)} \\ D_{21}^{(0)} & D_{22}^{(0)} & \cdots D_{2P}^{(0)} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ D_{n1}^{(0)} & D_{n2}^{(0)} & \cdots D_{nP}^{(0)} \end{bmatrix}$$



$$D_{ij}^{(0)} = \left[\frac{\partial f(t_i, \theta)}{\partial \theta_i}\right] \theta = \theta_0$$

ويمكن تقدير معلمات $\underline{B}^{(0)}$ للمعادلة (2-40) باستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية من خلال الصيغة: $\underline{\hat{B}}^{(0)} = (D'^{(0)}D^{(0)})^{-1}D'^{(0)}\underline{Y}^*$

حيث ان

$$\underline{B}^{(0)} = \theta - \theta_0$$

و ان القيم التقديرية لـ $B^{(0)}$ تكون

$$\underline{\hat{B}}^{(0)} = \hat{\theta} - \theta_0$$

ومن المعادلة اعلاه يمكن الحصول على قيمة $\widehat{\theta}_1$ التي تمثل القيم التقديرية المعدلة لــــ θ عند التكرار الأول ويتم وضعها بدل القيمة التقديرية الاولى θ_0 ويتم تكرار العمليات نفسها على مجموعة ثانية من التقديرات المعدلة $\widehat{\theta}_2$ وهكذا.

ان التقدير ات المعدلة بشكل عام يمكن اعادة كتابتها وكمتجه بالشكل:

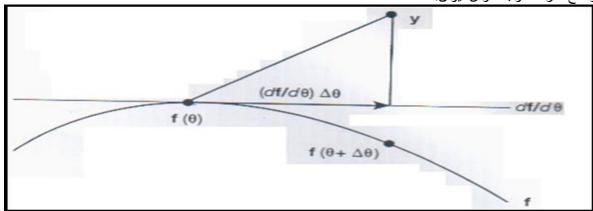
$$\hat{\theta}_{r+1} - \hat{\theta}_r + \underline{B}^{(r)}$$

وتستمر عمليات التكرار حتى نصل الى التقارب بين التقديران المتعاقبان r و r بحيث ان $|\hat{\theta}_{r+1} - \hat{\theta}_r| < \gamma|$ حيث γ مقدار صغير جدا مع ملاحظة $S(\theta)$ لكل دورة من دورات التكرار والتوقف حسب الصيغة التالية:

 $S(\hat{\theta}_{r+1}) \cong S(\hat{\theta}_r) \tag{41-2}$

2-8 خوارزمية كاوس نيوتن Gauss -Newton Algorithm خوارزمية كاوس نيوتن

تعد طريقة كاوس نيوتن الافضل من بين الطرق الاخرى في تصغير مقدار مربع انحرافات قيم المشاهدات. لذلك تستخدم هذه الطريقة في الحصول على مقدرات المربعات الصغرى، وتعد مقياس دقيق ومناسب لكل من السببين الآتيين. الاول لانه يشترط مجال طبيعي في الجانب النظري للانحدار الخطي والانحدار اللاخطي والثاني لان اغلب طرق الانحدار اللاخطية تعتمد صيغ معدلة لطريقة كاوس نيوتن فضلاً عن بساطة وسهولة الطريقة في حل مشاكل عدة. والشكل (2-2) يوضح فكرة اسلوب كاوس نيوتن.



شكل (2-2) يوضح مجال المتغير في اسلوب كاوس نيوتن [24]

اذ أن f يمثل مجال متجهات الاستجابة . نبدأ بنقطة ثابتة θ مع ثبوت النقطة $f(\theta)$ على مجال الدالة. وان مستوي المماس موضح في النقطة $f(\theta)$ من خلال $\frac{df}{d\theta}$ لكون اعمدة $\frac{df}{d\theta}$ تمثل امتداد الى مستوي المماس .

يمكن تمثيل الطريقة من خلال y-f(heta) على المستوي المماس للمتجه y-f(heta) . لتصغير المقدار الاتي:

$$Q_{\theta}(\Delta\theta) = \left| y - f(\theta) - \frac{df}{d\theta} \Delta\theta \right|^{2}$$
 (42 – 2)



بافتراض اعمدة $\frac{df}{d\theta}$ مستقلة خطياً وان:

$$\Delta\theta = \left[\frac{df^T}{d\theta} * \frac{df}{d\theta} \right]^{-1} \frac{df^T}{d\theta} (y - f(\theta))$$
 (43 – 2)

و عملية التعويض المتعاقب تبدأ من خلال استبدال heta بالحد $heta+\Delta heta+\theta$ للحصول على نقطة جديدة $f(heta+\Delta heta)$ واقعة

وحسب تعريف الدالة $Q_{ heta}(\Delta heta)$ يمكن حل مشكلة التقدير بطريقة المربعات الصغرى في كل خطوة والحصول على تقارب و و مسب متسلسلة تايلر $Q(heta+\Delta heta)$ و و باستبدال $Q(heta+\Delta heta)$ و و باستبدال و

$$f(\theta + \Delta \theta) \doteq f(\theta) + \frac{df}{d\theta} \Delta \theta$$
يكون

8-3 طريقة تعظيم دالة التوزيع اللاحق Maximum A Posterior Method (MAP) [19]

تعد هذه الطريقة احدى الطرق البيزية في تقدير المعلمات من حيث الاهتمام بمقياس المنوال للتوزيع اللاحق أكثر من المتوسط، بالرغم من زيادة قيمة التباين في هذه الطريقة مقارنة بطريقة بيز الا انها تعد أسهل من حيث حلها لمقدرات معلمات متعددة في النماذج اللاخطية وذلك لعدم ظهور التوزيع اللاحق فضلاً عن سهولة حل التكاملات العددية لمعادلات من الدرجات العليا.

$$f(t_i) = Y_i - e_i \tag{44 - 2}$$

بنت رقع المنت المنت المنتوذج التالي: نفترض أن لدينا الانموذج التالي: (44-2) حيث $f(t_i)$ تمثل قيم المشاهدات التي تتوزع توزيعا طبيعيا مستقلا

$$f(t_i) \sim IN(0, \sigma_e^2)$$

Independent Normal distribution :IN فان صيغة التوزيع اللاحق تكون

$$P(\theta|Y) = L(\theta)g(\theta)$$

 $m \times 1$ حيث θ تمثل متجه معلمات ذات بعد

 $n \times I$ يمثل متجه قيم الاستجابة ذو بعد Y

يمثل دالة الامكان الاعظم والموضحة بالشكل التالى: $L(\theta)$

$$L(\theta_k) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma_e \sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{e_i^2}{2\sigma_e^2}\right)$$
 (45 – 2)

تمثل دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع السابق $g(\theta)$

 \sum قریع مشترک و علی افتراض ان g(heta) تتبع توزیع طبیعی متعدد بمتوسط μ ومصفوفة تباین وتباین مشترک و علی افتراض ان

$$g(\theta) \sim MN(\mu, \Sigma)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للتوزيع اللاحق

$$\ln P(\theta|Y) = \ln(L(\theta)) + \ln(g(\theta)) \tag{46-2}$$

اذ ان

$$(\theta) = \frac{|\Sigma|^{-\frac{1}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^{n} \sum_{k=1}^{m} \sum_{k=1}^{m} (\theta_{K} - \theta_{K0})(\theta_{1} - \theta_{L0})\right]$$
(47 - 2)

وان :

$$(\theta_K) = \frac{1}{\sigma_e^2} \sum_{i=1}^n e_i \frac{\partial f(t_i)}{\partial \theta_k} - \sum^{kL} (\theta_{L1} - \theta_{L0})$$

وان مصفوفة Hessian تكون كالاتى:

$$H(\theta_K, \theta_L) = -\frac{1}{\sigma_e^2} \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m \frac{\partial f(t_i)}{\partial \theta_k} \frac{\partial f(t_i)}{\partial \theta_L} + e_i \frac{\partial^2 f(t_i)}{\partial \theta_k \partial \theta_L} \right]$$

مصفوفة معلومات التوزيع اللاحق تكون:

$$I(\theta_K, \theta_L) = \frac{1}{\sigma_e^2} \sum_{i=1}^n \frac{\partial f(t_i)}{\partial \theta_k} \frac{\partial f(t_i)}{\partial \theta_L} + \sum_{i=1}^{kL} \frac{\partial f(t_i)}{\partial \theta_L$$

و باستعمال بر مجة العمليات الحسابية يتم الحصول على تقدير ات المعلمات من خلال الصيغة التالية:



$$\hat{\theta}_{r+1} = \hat{\theta}_r - I^{-1}G_r \tag{48-2}$$

8-4- معيار متوسط مربعات الخطأ (Mean Square Error Criteria) متوسط مربعات الخطأ (Mean Square Error Criteria) متوسط مربعات الخطأ (MSE) بالنسبة للمعلمات

$$MSE[\theta] = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^{R} (\hat{\theta}_i - \theta)^2$$

$$(49 - 2)$$

إذ أن:

تمثل القيم الافتر اضية للمعلمات : θ

تمثل القيم المقدرة للمعلمات حسب الطريقة المستعملة. $\hat{\theta}_i$

R: تمثل عدد تكرارات التجربة والمساوية الى (1000).

8-5اختيار الأنموذج الأفضل Choosing the Best model

بعد التعرف على خصائص السلسلة الزمنية والانموذجات التي تلائم بياناتها وكذلك تقدير معلمات هذه الانموذجات. تأتى مرحلة اختيار الأنموذج الأفضل من بين الانموذجات قيد الدراسة. وهنالك عدة معايير لاختيار الأنموذج الأفضل ومنها معيار معلومات أكايكي (AIC) (Akaike's Information Criterion) ومعيار معلومات اكايكي المصحح (Bayesian Information criterion) ومعيار معلومات بيز (AICc) (Akaike's Information Criterion (BIC). والتي تستعمل للمقارنة بين النماذج واختيار أفضل انموذج يعطى أصغر قيمة لهذه المعايير، وتستند هذه المعايير على الإحصاءًات التي تخص البواقي Residuals والتي تنتج من مطابقة الأنموذج (Fitted model) ويكون الأنموذج بصورة عامة غير متحيز (Unbiased) [11]

8-6 معيار معلومات اكايكي Akanke's Information Criterion الكيكي 6-8

يعد معيار معلومات اكايكي أحد الأدوات لقياس ملائمة الأنموذج الاحصائي ب P من المعلمات. ويرمز له بالرمز (AIC). ويعير عنه بالمعادلة الآتية:

AIC(P) = -2 In[Maximum Likelihood] + 2POR

$$AIC(P) = -2In\frac{RSS}{n} + 2P$$

حيث ان:

RSS: تمثل مجموع مربعات الانحدار P: تمثل عدد معلمات الأنموذج.

به الملك مجموع مربعات الالحدار
$$P$$
: تمثل عدد معلمات الأنموذج. P : تمثل عدد المشاهدات. R : تمثل عدد المشاهدات. R : Log_Likelihood هي كالآتي.
$$Ln \ L = -\frac{n}{2} \ Ln \left(2\pi \hat{\sigma}_a^{\ 2}\right) - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \ S\left(\underline{\varphi}\right)$$
حيث ان:

$$S(\varphi) = \sum_{t=-P}^{n} [E(a_t/\varphi, Z)]^2$$

وعند تعظيم المعادلة اعلاه نحصل على الصيغة التقريبية لمعيار أكايكي (AIC).

$$AIC \simeq n \ln \hat{\sigma}_a^2 + n(1 + \ln(2\pi)) + 2P \tag{50-2}$$

رح 20) المعادلة (3-1) يكون ثابتا (Constant) فيتقلص معيار أكايكي AIC ويصبح بالشكل الآتي.

$$AIC(P) = n Ln\hat{\sigma}_a^2 + 2P \tag{51-2}$$

فُأن الرَّتبة المثالية للأنموذج يتم اختيارها عن طريق القيمة P والتي تقاّبل اقل قيمة للمعيّار. وان الأنموذج الذي يعطي اقل قيمة لمعيار AIC هو الأنموذج الأفضل. يمثل الحد الأول للصيغة (2-44) مدى المطابقة وذلك بأخذ اقل تباين له. ويمثل الحد

الثاني عدد المعلمات للأنموذج المطابق. وذلك عن طريق قسمة معيار AIC على حجم العينة n ويرمز له بالرمز ويمكن كتابة معيار nNAIC. ويعبر عنه بالصبغة الأتنة.

$$NAIC(P) = AIC(p) / n (52-2)$$

وان الأنموذج الذي يقابل اقل قيمة لمعيار AIC هو الأنموذج الأفضلُ.[[1]

8-7 معيار معلومات اكايكي المصحح Corrected Akanke's Information Criterion

في عام 1989 توصل الباحثان Hurvich و Tsai الى معياراً جديداً يدعى بمعيار معلومات اكايكي المصحح (Corrected (Akaike Information Criterion) ويرمز له بالرمز (AIC_c) ويعبر عنه بالصيغة الآتية.



-2)53(
$$AIC_c = nLn\hat{\sigma}_a^2 + n \frac{1 + \frac{P}{n}}{1 - \frac{P+2}{n}}$$

وان الفائدة من استعمال معيار AIC هو لتصحيح التحيز الذي يظهره المعيار السابق [11] [10].

8-8 معيار معلومة بيز Bayesian Information criterion معيار معلومة بيز

و هو أحد معابير تحديد رتبة الأنموذج ويرمز له بالرمز (BIC) ان معيار معلومات بيز يعطي مقدر متسق (Consistence و هو أحد معابير تحديد رتبة اعلى من الرتبة الحقيقية. ويأخذ (Estimate) للرتبة الحقيقية على عكس معيار اكايكي AIC الذي يعطي غالبا مقدر ذو رتبة اعلى من الرتبة الحقيقية. ويأخذ الصبغة الأتبة:

$$)2-4BIC(P) = n \ln(\hat{\sigma}_{a}^{2}) - (n-P)\ln\left(1 - \frac{P}{n}\right)P \ln(n) + P \ln\left[\frac{1}{P}\left(\frac{\sigma_{z}^{2}}{\sigma_{a}^{2}} - 1\right)\right]$$
(5)

وعند اهمال بعض الحدود والتبسيط فان الصيغة اعلاه تصبح بالشكل

$$BIC(P) = n Ln(\hat{\sigma}_a^2) + P Ln(n)$$
 (55-2)

إذ ان:

n: تمثل حجم العينة المستخدمة

RSS: تمثل مجموع مربعات الانحدار

 σ_a^2 تمثل مقدر الإمكان الأعظم ل $\widehat{\sigma}_a^2$

P: تمثل عدد المعلمات في الأنموذج.

تمثل تباین العینة. σ_z^2

وان الأنموذج الذي يقابل اقل قيمة لمعيار (BIC) هو الأنموذج الأفضل.

9- المحاكاة Simulation:-

يعد اسلوب المحاكاة من الاساليب العلمية الرصينة التي تقوم على اعطاء صورة طبق الاصل لظاهرة حقيقية ليتسنى الاستفادة من هذه الصورة في دراسة خواص تلك الظاهرة ومميزاتها. وتُعد طريقة (مونت كارلو) (Monte Carlo) من بين أهم طرائق المحاكاة وافضلها وأكثرها استعمالا في تحليل المشكلات المعقدة.

حيث توظف نماذج تحتوي على عدد من الحالات الافتراضية حتى تكون نتائج التحليل اكثر شمولية، ونظرا للنطور والتقدم الحاصل في مجال الحاسبات الالكترونية فقد تطورت اساليب المحاكاة بما يتماشى مع الواقع العملي. و يمكن ان يُعتمد أسلوب المحاكاة في اثبات صحة طريقة معينة يكون من الصعب اثبات صحتها نظرياً.

ويمكن تلخيص مراحل بناء تجربة المحاكاة بثلاثة مراحل اساسية وكالاتي:

-: Generation of the data اولا: توليد البيانات

وقد تم توليد البيانات بموجب الخطوات الآتية بعد تثبيت حجم العينة المراد توليدها وشكل الأنموذج المطلوب اذ يتم حل نماذج المعادلات التفاضلية الاعتيادية الوارد ذكرها في الفصل الثاني بطريقة فصل المتغيرات ومن ثم نبدأ مرحلة توليد البيانات

1-المتغيرات المستقلة Independent variables

عند توليد المتغيرات المستقلة (التوضيحية) يجب ان يؤخذ بنظر الاعتبار طبيعة كل متغير والظاهرة التي يمثلها ذلك المتغير فهناك ظواهر لا تقبل الكميات السالبة أو الاعداد العشرية أو يستبعد عن متغيراتها انها تأخذ قيماً معينة من أجل ان تكون البيانات المولدة تطابق الواقع الذي تُحاكيه .

2- الاخطاء العشوائية Random errors :-

يتم توليد الاخطاء العشوائية على اساس الغاية المرجوة من البيانات حيث يمكن توفير اي مشكلة في البيانات وفي هذه البحث تم توليد الاخطاء العشوائية التي تتوزع طبيعيا بمتوسط صفر وتباين معين σ^2 أي ان:

 $e_i \sim N(0, \sigma^2)$

وسوف يتم استعمال ثلاث مستويات من التباين تضاف للمتغير وهي (0.1, 0.3, 0.5)

المرحلة الثالثة:

-: Dependent Variable (التابع) 3- متغير الاستجابة

يتم توليد متغير الاستجابة بعد تعويض بيانات المتغيرات التوضيحية المولدة في الفقرة اولاً و بيانات الاخطاء العشوائية المولدة في الفقرة ثانياً بالانموذج المراد محاكاته وبأفتراض قيم للمعالم تكون هذه القيم بمثابة قيم معالم المجتمع المراد تقدير ها والوصول اليها . ولكن افتراض قيم معالم الانموذج يجب ان يكون ضمن الاطار المنطقي لمفهوم هذه القيم كي لا تخرج التجربة عن واقعيتها ولكي لا تسخر نتائج المحاكاة حسب رغبة الباحث

لقد تضمنت تجارب المحاكاة المراحل والخطوات التالية لتقدير معلمات نماذج المعادلات التفاضلية الاعتيادية وتطبيق طرائق التقدير المستعملة في هذه البحث والتي يتم من خلالها تحقيق الهدف المرجو ببيان أفضل طريقة تقدير لهذه النماذج والتي تم فيها اعتماد نتائج برنامج (Mathematica 21.2).

حيث تم اختيار القيم الافتراضية للمعلمات ولكل انموذج على حدة بافتراض معلومية القيم الابتدائية $y(0)=y_{01}$ وبقيم مختلفة وكما في الجداول (3-1) و $\sigma^2=(0.1,0.3,0.5)$ وباستعمال وكما في الجداول (3-1) و (3-2) حيث يتم وضع كل تجربة عند مستويات التباين (3-1) وباستعمال



حجوم عينات مختلفة n=(10,25,50,100,250) وتكرار كل تجربة n=(10,25,50,100,250) النجانس.

جدول (1-3) القيم الافتراضية للمعلمة والقيمة الابتدائية والنماذج المفترضة في تجربة المحاكاة لأنموذج Malthus. كما في المعادلة (15-2)

Model	y_0	k
1	1	0.03
2	1	0.1
3	2	0.03
4	2	0.1
5	3.5	0.05
6	3.5	0.1
	Malthu انموذج	
Model	y_0	k
1	1	0.03
2	1	0.1
3	2	0.03
4	2	0.1
5	3.5	0.05
6	3.5	0.1

جدول (2-3) القيم الافتراضية للمعلمة والقيمة الابتدائية والنماذج المفترضة في تجربة المحاكاة للأنموذج اللوجستي. كما في المعادلة (3-3)

عد عودي ، عربت ي عدد العدد		<u> </u>	#-15-17 (2-5) 63-							
الانموذج اللوجستي										
Model	y_0	r	a							
1	2	0.1	5							
2	2	50.	25							
3	1	30.0	2							
4	1	0.5	10							
5	0.2	20.	4							
6	0.2	0.1	2							

ولغرض الوصول للمقدر الافضل من خلال المفاضلة بين طرائق التقدير المدروسة، فقد جرى الاعتماد بشكل عام على معيار متوسط مربعات الخطأ MSE وكما في المعادلة (45-2)

9-1 مناقشة نتائج تجربة المحاكاة:

يتم عرض نتائج تجارب المحاكاة وتحليلها لتقدير معلمات نماذج المعادلة التفاضلية الاعتيادية المتمثلة بمسألة القيمة الاولية و لكل من طريقتي التقدير المبينة في الجانب النظري ولكل انموذج على حدة وكما يتم توظيحه في الجداول (3-3) الى(3-1) وكالأتى:

9-2 انموذج Malthus

جدول (3-3) القيم المقدرة لمعلمة أنموذج Malthus ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الاول

		(IVISE)		Model 1 (k=0.			<u> </u>
² σ	N	I.V	NLS		MAP		Post
	14		k	MSE(k)	k	MSE(k)	Best
	10		0.07129	0.21392	0.02617	0.40125	NLS
0.1	25		0.00502	0.01323	0.00825	0.02659	NLS
0.1	50	y ₀ =1	0.02484	0.00035	0.03331	0.00373	NLS
	100		0.02831	0.00047	0.02707	0.00051	NLS



	250	0.02813	0.00003	0.03008	0.00003	MAP
	10	-0.23469	3.10449	0.42046	2.79029	MAP
0.3	25	0.06285	0.24222	0.07097	0.25479	NLS
	50	0.03121	0.03487	0.02885	0.04080	NLS
	100	0.01909	0.00548	0.03432	0.00527	MAP
	250	0.02899	0.00028	0.02675	0.00026	MAP
	10	0.10560	5.94347	0.19094	6.34336	NLS
	25	0.04076	0.54271	0.07375	0.46999	MAP
0.5	50	0.03543	0.07625	0.05062	0.06950	MAP
	100	0.05235	0.01020	0.02241	0.00939	MAP
	250	0.02143	0.00065	0.02029	0.00074	NLS

جدول (3-4) القيم المقدرة لمعلمة أنموذج Malthus ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الثاني

	(k=0.1)2Model										
² σ	N	I.V	N	LS	M	Post(Ir)					
σ	IN		k	MSE(k)	k	MSE(k)	Best(k)				
	10		0.05142 0.41871 0.02342		0.42677	NLS					
	25		0.11542	0.02803	0.10434	0.03432	NLS				
0.1	50		0.10022	0.00387	0.09846	0.00454	NLS				
	100		0.09645	0.00051	0.10008	0.00045	MAP				
	250		0.09482	0.00006	0.09493	0.00005	MAP				
	10	0 1	0.14715	2.68117	0.08577	3.80097	NLS				
	25	y0=1	0.14798	0.22776	0.10083	0.26769	NLS				
0.3	50		0.09537	0.03804	0.08136	0.03512	MAP				
	100		0.09492	0.00356	0.09038	0.00397	NLS				
	250		0.08599	0.00002	0.09053	0.00039	NLS				
0.5	10		0.04379	9.91814	0.21465	7.76064	MAP				
0.5	25		0.13366	0.56130	0.12834	0.48919	MAP				



50	0.06890	0.06602	0.09050	0.06645	NLS
100	0.08032	0.00760	0.08910	0.00887	NLS
250	0.07790	0.00107	0.07728	0.00110	NLS

جدول (5-3) القيم المقدرة لمعلمة أنموذج Malthus ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الثالث

	Model 3 (k=0.03)										
² σ	N	1.37	N	LS	M	AP	Dog4(la)				
-6	N	I.V	k	MSE(k)	k	MSE(k)	Best(k)				
	10		0.07026	0.12121	0.03156	0.12495	NLS				
	25		0.03159	0.00837	0.03038	0.00690	MAP				
0.1	50		0.02900	0.00055	0.02695	0.00094	NLS				
	100		0.02854	0.00004	0.02930	0.00013	NLS				
	250		0.02956	0.00001	0.03011	0.00001	NLS				
	10		0.11840	1.00349	0.03914	0.71949	MAP				
	25		0.07216	0.08640	0.01677	0.06277	MAP				
0.3	50	y0=2	0.03202	0.00860	0.04007	0.00994	NLS				
	100		0.02654	0.00138	0.03350	0.00147	NLS				
	250		0.02578	0.00008	0.02849	0.00008	MAP				
	10		0.13276	2.17987	0.04187	2.85874	NLS				
	25		0.05513	0.15286	0.00315	0.21071	NLS				
0.5	50		0.02284	0.01092	0.01390	0.01815	NLS				
	100		0.02166	0.00159	0.02692	0.00320	NLS				
	250		0.02673	0.00015	0.02614	0.00019	NLS				



جدول (3-6) القيم المقدرة لمعلمة أنموذج Malthus ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الرابع

	Model 4 (k=0.1)										
² σ	**	I.V	NI	LS	M	D 4(1)					
-σ	N		k	MSE(k)	k	MSE(k)	Best(k)				
	10		0.08297	0.14069	0.04192	0.13490	MAP				
	25		0.08515	0.00971	0.10176	0.00693	MAP				
0.1	50		0.10231	0.00096	0.10263	0.00133	NLS				
	100		0.09847	0.00014	0.09830	0.00016	NLS				
	250		0.09762	0.00001	0.09781	0.00001	MAP				
	10		0.14014	1.26081	0.13818	0.79744	MAP				
	25		0.09472	0.06352	0.07398	0.05068	MAP				
0.3	50	y0=2	0.08985	0.00043	0.09096	0.00898	NLS				
	100		0.09423	0.00107	0.09499	0.00104	MAP				
	250		0.09280	0.00011	0.09370	0.00012	NLS				
	10		0.13205	2.39407	0.06818	2.20437	MAP				
	25		0.10221	0.16300	0.10570	0.18212	NLS				
0.5	50		0.09716	0.02085	0.10621	0.02221	NLS				
	100		0.09520	0.00244	0.09281	0.00315	NLS				
	250		0.09131	0.00024	0.09002	0.00025	NLS				



جدول (3-7) القيم المقدرة لمعلمة أنموذج Malthus ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الخامس

	Model 5 (k=0.05)										
2	•	I.V	NI	LS	M	AP	D 440				
2σ	N		k	MSE(k)	k	MSE(k)	Best(k)				
	10		0.04495	0.04588	0.05628	0.03976	MAP				
	25		0.04785	0.00315	0.04888	0.00278	MAP				
0.1	50		0.04820	0.00033	0.05073	0.00050	NLS				
	100		0.04817	0.00005	0.04905	0.00004	MAP				
	250		0.04933	0.00004	0.04911	0.00003	MAP				
	10		0.03821	0.34430	0.01931	0.24621	MAP				
	25		0.02400	0.02944	0.04383	0.03132	NLS				
0.3	50	y0=3.5	0.04965	0.00320	0.04446	0.00324	NLS				
	100		0.04754	0.00034	0.04876	0.00041	NLS				
	250		0.04776	0.00002	0.04840	0.00003	NLS				
	10		0.05007	0.82207	0.10855	0.79942	MAP				
	25		0.05996	0.07120	0.02610	0.05818	MAP				
0.5	50		0.03537	0.00717	0.03735	0.00767	NLS				
	100		0.04823	0.00106	0.04804	0.00084	MAP				
	250		0.04710	0.00006	0.04764	0.00005	MAP				



جدول (3-8) القيم المقدرة لمعلمة أنموذج Malthus ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج السادس

	Model 6 (k=0.1)										
,	N T	I.V	NI	LS	M	AP	Best(k)				
² σ	N		k	MSE(k)	k	MSE(k)	Dest(N)				
	10		0.08038	0.03246	0.10994	0.03557	NLS				
	25		0.09348	0.00299	0.09715	0.00271	MAP				
0.1	50		0.10033	0.00034	0.10134	0.00028	MAP				
	100		0.09914	0.00004	0.09959	0.00005	NLS				
	250		0.09858	0.00000	0.09859	0.00001	NLS				
	10		0.14525	0.32693	0.17898	0.33167	NLS				
	25		0.12583	0.02284	0.10671	0.02174	MAP				
0.3	50	y0=3.5	0.10333	0.00344	0.09405	0.00334	MAP				
	100		0.09276	0.00050	0.09272	0.00039	MAP				
	250		0.09533	0.00002	0.09607	0.00004	NLS				
	10		0.08375	0.73483	0.12757	0.77796	NLS				
	25		0.05656	0.06159	0.08447	0.06586	NLS				
0.5	50		0.08765	0.01027	0.09616	0.01062	NLS				
	100		0.09571	0.00110	0.09164	0.00125	NLS				
	250		0.09332	0.00010	0.09418	0.00009	MAP				



جدول (3-9) عدد مرات ونسب الافضلية حسب حجوم العينات و مستويات التشويش لكلا طريقتي التقدير لأنموذج Malthus.

2σ	الغیبات و مستویات النسویس لکار طریعتی الد n	NLS	MAP
	10	4	2
1	25	2	4
0.1	50	5	1
ı	100	4	2
1	250	2	4
ضلية	عدد مرات الافد	11	19
	10	2	4
1	25	3	3
0.3	50	4	2
ı	100	3	3
1	250	4	2
ضلية	عدد مرات الافد	13	17
	10	3	3
1	25	3	3
0.5	50	5	1
1	100	4	2
1	250	4	2
ضلية	عدد مرات الافد	17	13
	SUM		
	10	9	9
	25	8	10
•	25	-	
	50	14	4
	50	14	4
ضلية	50 100	14 11	7

يتضح من الجدول (3-9) ما يأتي:

تفوق طريقة NLS على طريقة MAPبعد مرات الافضلية في تقدير معلمة انموذج Malthus. عند مستوى تشويش 0.1 تفوقت طريقة MAP على طريقة NLS عند حجوم العينات (((25,250) في حين تفوقت طريقة NLS حجوم عينات (10, 50,100).

عند مستوى تشويشُ 0.3 تفوقت طريقة MAP على طريقة NLS عند حجم عينة (10) وتفوقت طريقة NLS عند حجوم العينات (250,50) حين تساوت الطريقتين عند حجوم عينات (25, 100).



عند مستوى تشويش 0.5 تفوقت طريقة NLS على طريقة MAP عند حجوم العينات (50,100,250) في حين تساوت الطريقتين عند حجوم عينات (10,25).

عند حجم عينة 10 تساوت عدد مرات افضلية الطريقتين في تقدير معلمة انموذج Malthus.

-6

عند حجم عينة 25 تفوقت طريقة MAP على طريقة NLS في تقدير معلمة انموذج Malthus. تقوقت طريقة NLS على طريقة MAP في تقدير معلمة انموذج Malthus عند حجوم العينات (50,100,250) -7

P-3 الانموذج اللوجستى Logistic model

جدول (3-10) القيم المقدرة لمعلمات الانموذج اللوجستي ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الاول

	Model 1 (r=0.1, a=5)										
		I.V		N	LS			M	AP		
² σ	n		r	MSE(r	a	MSE(a	R	MSE(r	a	MSE(a	Best
	10		0.2591 7	0.0280 4	3.0396 8	3.9028 7	0.2662	0.0295 7	3.0086	4.0224 8	NLS
	25		0.1181 5	0.0003 5	4.5702 4	0.1999 4	0.1182	0.0003	4.5713 9	0.2064 4	NLS
0. 1	50		0.1058 9	0.0000	4.9552	0.0025 8	0.1058 9	0.0000	4.9592 5	0.0021	MA P
	10 0		0.1027 9	0.0000	5.0379	0.0014 6	0.1027 3	0.0000	5.0334	0.0011 7	MA P
	25 0		0.1020 3	0.0000	5.0485 2	0.0023 6	0.1019	0.0000	5.0484	0.0023 5	MA P
	10	25 50 y0= 2	0.4509	0.1394 1	2.8823 1	4.5032 7	0.5757 6	0.3130 6	2.8858 7	4.5351 5	NLS
	25		0.1531 6	0.0030	4.2362	0.6115	0.1575 5	0.0034 5	4.1544 8	0.7457 0	NLS
0. 3	50		0.1168 5	0.0001 9	4.9343 9	0.0069	0.1160 9	0.0002 7	4.9437 7	0.0097 9	NLS
	10 0		0.1082 8	0.0000 7	5.1042 7	0.0110 8	0.1085 4	0.0000 7	5.1056 9	0.0113	NLS
	25 0		0.1060 2	0.0000 4	5.1427 9	0.0204 4	0.1064 3	0.0000 4	5.1405 4	0.0298	NLS
	10		0.7562 4	1.1793 9	3.1067 4	3.7286 5	1.2327 0	4.4218 7	3.1545 7	4.2014 6	NLS
	25		0.2049 9	0.0117 6	3.9169	1.2118 7	0.1890 3	0.0084 6	4.0327	0.9787 9	MA P
0. 5	50		0.1312	0.0010	4.8553 6	0.0272	0.1294 4	0.0009	4.8919 0	0.0178 8	MA P
	10 0		0.1128 9	0.0001 8	5.1944 6	0.0387	0.1138	0.0002	5.1810 6	0.0345	NLS
	25 0		0.1103	0.0001	5.2378 1	0.0567 7	0.1112 5	0.0001	5.2386 3	0.0571 4	NLS

ISSN: 2618-0278 Vol. 7No. 22 June 2025



جدول (11-3) القيم المقدرة لمعلمات الانموذج اللوجستي ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الثاني

					Model	2 (r=0.5 ,	, a=25)				
	n	I.V	NLS			MAP					
²σ			r	MSE(a	MSE(a	r	MSE(a	MSE(a	Best
	10		0.5059 8	0.0000	24.4217 0	0.45104	0.5075 1	0.0000	24.2157 0	0.70936	NLS
	25		0.5014 4	0.0000	25.0259 0	0.00077	0.5014	0.0000 1	25.0276 0	0.00094	NLS
0. 1	50		0.5011 4	0.0000	25.0455 0	0.00211	0.5011	0.0000	25.0483 0	0.00237	NLS
	10 0		0.5011 8	0.0000	25.0481 0	0.00233	0.5010 3	0.0000	25.0487 0	0.00237	NLS
	25 0		0.5010 1	0.0000	25.0499 0	0.00249	0.5010 1	0.0000	25.0496 0	0.00546	NLS
	10		0.5165 5	0.0003 1	23.6058	2.77925	0.5162 7	0.0003	23.6294	2.89547	NLS
	25		0.5040 8	0.0000	25.0928 0	0.00993	0.5042 4	0.0000	25.0903 0	0.01028	NLS
0. 3	50	y0= 2	0.5032 8	0.0000 1	25.1428 0	0.02072	0.5028 9	0.0000 1	25.1468 0	0.00204	MA P
	10 0		0.5029 8	0.0000 1	25.1508 0	0.02278	0.5033	0.0000	25.1459 0	0.03137	NLS
	25 0		0.5031 5	0.0000 1	25.1448 0	0.02098	0.5024 7	0.0000	25.1521 0	0.02316	NLS
	10		0.5331	0.0013	22.1576 0	10.9805 0	0.5408 7	0.0018 1	21.5888 0	13.1021 0	NLS
	25		0.5062 5	0.0000 6	25.1747 0	0.03351	0.5075 3	0.0000 6	25.1213 0	0.01683	MA P
0. 5	50	-	0.5052 9	0.0000 6	25.2362 0	0.05645	0.5061 5	0.0000 4	25.2178 0	0.04823	MA P
	10 0		0.5054 8	0.0000	25.2449 0	0.06018	0.5052 6	0.0000	25.2462 0	0.02103	MA P
	25 0		0.5047 5	0.0000 4	25.2487 0	0.06196	0.5055	0.0000	25.2482 0	0.06164	MA P

حدول (3-12) القيم المقدرة لمعلمات الإنموذج الله حستي ولكلا طريقتي التقدير ومنه سط مريعات الخطأ (MSF) للانموذج الثالث

	Model 3 (r=0.03 , a=2)										
² σ	_	I.V		NI	LS.		MAP				
6	n		r	MSE(r)	a	MSE(a)	r	MSE(r)	a	MSE(a)	Best
0.	10	y0=	0.7535 0	0.59258	1.1259 7	0.7644 2	0.7352 9	0.64119	1.1352 6	0.9489 8	NLS
1	25	1	0.1889	0.02786	1.2522 8	0.5606 7	0.1775 6	0.02620	1.2727 9	0.5313	MA P



	50		0.0667 7	0.00139	1.5373 8	0.2158 7	0.0706	0.00174	1.5243 9	0.2295 9	NLS
	10 0		0.0410 7	0.00012	1.8461 8	0.0239	0.0403 9	0.00011	1.8627 6	0.0193	MA P
	25 0		0.0603	0.00092	1.7092 4	0.0845 4	0.0602	0.00091	1.7076 8	0.0454 6	MA P
	10		5.9825 9	68.0212 0	1.2032 0	0.6365 4	5.0979 8	70.1542 0	1.2035 2	0.7355 6	NLS
	25		2.7248 4	23.2042 0	1.2913 8	0.5035 4	1.3115	1.93848	1.2714 6	0.2310 6	MA P
0. 3	50		0.1775 9	0.02689	1.4617 7	0.2929 9	0.1613 1	0.02171	1.4648 5	0.2882 6	MA P
	10 0		0.0622 5	0.00107	1.8052 7	0.0390 6	0.0670 6	0.00187	1.7853 4	0.0556 8	NLS
	25 0		0.0673 6	0.00140	1.8089 8	0.0365	0.0667	0.00135	1.8078 8	0.0269 5	MA P
	10		7.2564 0	90.6184	1.3278 0	0.4554 1	9.4001 6	126.270 00	1.3222 9	0.4885 0	NLS
	25		4.1197 1	58.3066 0	1.3868 7	0.3785 7	4.5433 0	61.8017 0	1.3449 7	0.4296 0	NLS
0. 5	50		0.4042	0.54673	1.5765 7	0.1862 4	0.3825 7	0.19727	1.5276 0	0.0226 8	MA P
	10 0		0.0887 4	0.00389	1.8144 6	0.0400 8	0.0897 4	0.00377	1.8216 6	0.0347	MA P
	25 0	_	0.0760	0.00212	1.9054 0	0.0090 5	0.0734 7	0.00189	1.9054 9	0.0090 1	MA P

جدول (3-13) القيم المقدرة لمعلمات الانموذج اللوجستي ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الرابع

					Model	4 (r=0.5 ,	, a=10)				
		I.V	NLS				MAP				
² σ	n		r	MSE(a	MSE(a)	r	MSE(a	MSE(a)	Best
	10		0.5161 7	0.0003	9.54702	0.2846 7	0.5136 6	0.0002	9.56918	0.2329	MA P
	25		0.5038 8	0.0000	10.0281	0.0009	0.5032 7	0.0000	10.0311	0.0001	MA P
0. 1	50		0.5030 6	0.0000	10.0438	0.0019 4	0.5029	0.0000	10.0464 0	0.0021 9	NLS
	10 0	y0= 1	0.5031	0.0000	10.0490 0	0.0024	0.5026	0.0000	10.0486 0	0.0023 8	MA P
	25 0		0.5024 4	0.0000	10.0493	0.0024	0.5025 9	0.0000	10.0500	0.0025	NLS
0.	10		0.5401	0.0009	9.17589	1.0201 6	0.5404	0.0017 8	8.98470	1.1712 7	NLS
3	25		0.5110	0.0001	10.0877	0.0094	0.5099	0.0001	10.1215	0.0065	MA P



	50	0.5074	0.0000 6	10.1495 0	0.0225	0.5101 7	0.0001 1	10.1359 0	0.0586 8	NLS
	10 0	0.5089	0.0000	10.1452 0	0.0211	0.5088 7	0.0000	10.1450 0	0.0210 7	MA P
	25 0	0.5069	0.0000	10.1506 0	0.0227 1	0.5076 8	0.0000 7	10.1496 0	0.0424 1	NLS
	10	0.5767 7	0.0061 7	8.40694	2.6954	0.5786 9	0.0063 4	8.31223	2.9484 4	NLS
	25	0.5199	0.0004	10.1468 0	0.0235	0.5197 7	0.0004	10.1455 0	0.0251 4	NLS
0. 5	50	0.5138 8	0.0002	10.2344 0	0.0559	0.5137 4	0.0002	10.2342 0	0.0550	MA P
	10 0	0.5134	0.0001	10.2468 0	0.0612	0.5140 1	0.0002	10.2430 0	0.0793 8	NLS
	25 0	0.5137 6	0.0001	10.2493 0	0.0621 6	0.5126 9	0.0001 7	10.2508 0	0.0629	NLS

جدول (3-14) القيم المقدرة لمعلمات الانموذج اللوجستي ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج الخامس

	Model 5 (r=0.2 , a=4)										
		I.V		N	LS						
² σ	n		r	MSE(a	MSE(a	r	MSE(a	MSE(a	Best
	10		0.4152 6	0.0506 4	0.7755 6	10.4332	0.4916 6	0.0895	0.6472 8	11.2484 0	NLS
	25		0.2201 7	0.0004	3.0739	0.91847	0.2241 9	0.0005	2.8706 6	1.28500	NLS
0. 1	50		0.2045 6	0.0000	3.9784 4	0.00090	0.2045 5	0.0000	3.9846 4	0.00043	MA P
	10 0		0.2026 6	0.0000 1	4.0446 0	0.00203	0.2030 4	0.0000	4.0410 4	0.00470	NLS
	25 0		0.2024	0.0000	4.0477 7	0.00229	0.2023 4	0.0000	4.0496 7	0.00047	MA P
	10	y0=0.	0.7842 1	0.4469 6	0.7706 9	10.4550 0	0.9604 7	0.7902 4	0.6683	11.1124 0	NLS
	25	2	0.2680 7	0.0046 8	2.2708 1	3.00777	0.2657 4	0.0045	2.3122	2.93424	MA P
0. 3	50		0.2128 5	0.0001 7	3.9876 5	0.00275	0.2141 8	0.0002	3.9492 7	0.00639	NLS
	10 0		0.2078	0.0000 6	4.1399 8	0.01976	0.2081 9	0.0000 7	4.1327 9	0.03777	NLS
	25 0		0.2068 8	0.0000 5	4.1462 7	0.02141	0.2067 9	0.0000	4.1472 0	0.01171	MA P
0.	10		4.3698	3.9477 0	0.6726 8	1.07810	4.6394 5	4.6710 0	0.9993 9	2.69050	NLS
5	25		0.3057 6	0.0118	2.0903	3.71263	0.3104	0.0126 6	2.0526	3.82648	NLS



50	0.2234	0.0005 6	3.9677 9	0.00373	0.2209 6	0.0004 7	3.9948 5	0.00354	MA P
10 0	0.2129 9	0.0001 7	4.2165 6	0.04736	0.2154 5	0.0002 4	4.2109 7	0.05481	NLS
25 0	0.2125	0.0001 6	4.2369	0.05617	0.2117 6	0.0001 5	4.2440 6	0.02964	MA P

جدول (3-15) القيم المقدرة لمعلمات الانموذج اللوجستي ولكلا طريقتي التقدير ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) للانموذج السادس

					Model (6 (r=0.1 ,	a=2)				
		I.V	NLS								
² σ	n		r	MSE(r)	a	MSE(a)	r	MSE(r)	a	MSE(a)	Best
	10		0.4895	0.19238	0.8234	1.3933 4	0.3503	0.07063	0.8746	1.2747 7	MA P
	25		0.1432	0.00212	1.5286 3	0.2632 6	0.1549 4	0.00315	1.3907 9	0.3765 6	NLS
0. 1	50		0.1124 1	0.00016	1.9280 1	0.0065 4	0.1133 8	0.00019	1.9103 6	0.0098 7	NLS
	10 0		0.1055 5	0.00003	2.0298 5	0.0009	0.1055 8	0.00003	2.0301	0.0009 8	NLS
	25 0		0.1040 9	0.00002	2.0467 7	0.0021 9	0.1037 3	0.00001	2.0474	0.0002 6	MA P
	10		1.4408 7	2.41408	0.8539	1.3219 5	2.9596	20.9227	0.8554 5	1.3274 6	NLS
	25		0.2787 1	0.03392	1.2258 4	0.6028 8	0.2732 0	0.03181	1.2086 5	0.2334	MA P
0. 3	50	y0=0. 5	0.1449 6	0.00213	1.8215 6	0.0355 7	0.1445 2	0.00202	1.8095 2	0.0184 6	MA P
	10 0		0.1173 7	0.00031	2.0956 9	0.0094	0.1167 1	0.00029	2.1024	0.0012	MA P
	25 0		0.1126 7	0.00017	2.1429 3	0.0204 7	0.1117 7	0.00014	2.1421	0.0202	MA P
	10		4.7796 3	66.3910 0	0.8998	1.2172 1	4.8391 0	49.2313 0	0.9474 8	1.1162 7	MA P
	25		0.4247 9	0.13361	1.2790 6	0.5373 0	0.7737 3	1.38443	1.1867 9	0.6682 6	NLS
0. 5	50		0.1669 6	0.00473	1.8717 8	0.0234	0.1677 0	0.00481	1.8550 2	0.0330 5	NLS
	10 0		0.1278	0.00081	2.1720 6	0.0303	0.1287 3	0.00084	2.1681 6	0.0584 7	NLS
	25 0		0.1196 9	0.00040	2.2443	0.0598 4	0.1186	0.00036	2.2391 9	0.0572 5	MA P



جدول (3-16) عدد مرات ونسب الافضلية حسب حجوم العينات و مستويات التشويش لكلا طريقتي التقدير للأنموذج اللوجستي.

² σ	العينات و مستويات التشويش لكلا طريقتي التق n	NLS	MAP
	10	4	2
	25	4	2
0.1	50	4	2
	100	3	3
	250	2	4
ية	عدد مرات الإفضا	17	13
	10	6	0
	25	2	4
0.3	50	3	3
	100	4	2
	250	3	3
ية	عدد مرات الافضا	18	12
	10	5	1
	25	4	2
0.5	50	1	5
	100	4	2
	250	2	4
ية	عدد مرات الافضا	16	14
	SUM		
	10	15	3
	25	10	8
	50	8	10
	100	11	7
	250	7	11
	عدد مرات الافضا	51	39
	نسبة الافضلية	%57	%34

يتضح من جدول (3-16) ما يأتي :

تُفوق طُريقة NLS على طريقة MAP بعد مرات الافضلية في تقدير معلمات الانموذج اللوجستي. عند مستوى تشويش 0.1 تغوقت طريقة NLS عند حجوم العينات (10,25,50) وتغوقت طريقة MAP عند حجم العينة 250 في حين تساوت الطريقتين عند حجم العينة (100).

عند مستوى تشويش 0.3 تفوقت طريقة NLS عند حجوم العينات (10,100) وتفوقت طريقة MAP عند حجم العينة 25 في حين تساوت الطريقتين عند حجم العينة (50,250).



- عند مستوى تشويش 0.5 تفوقت طريقة NLS عند حجوم العينات (10,25,100) وتفوقت طريقة MAP عند
- تفوقت طريقة NLS بعدد مرات الافضاية على طريقة MAP عند حجوم العينات (10,25,100) في تقدير
- تفوقت طريقة MAP بعدد مرات الافضلية على طريقة NLS عند حجوم العينات (50,250) في تقدير معلمات

- الاستنتاجات المستنتاجات اليه البحث من استنتاجات في ضوء الجانب النظري والتطبيقي على النحو الاتي يمكن تلخيص اهم ماتوصلت اليه البحث من استنتاجات في ضوء الجانب النظري والتطبيقي على النحو الاتي
 - 1- هنالك تقارب كبير في مقدرات الطرائق المستعملة في الجانب التجريبي لتقدير معلمات المعادلات التفاضلية الاعتيادية مع تفوق لطريقة (NLS) في عدد مرات ونسبة الافضلية.
 2- تزداد قيمة MSE في هذه البحث بزيادة مستوى
- 3- ان الانموذج اللوجستي اكثر ملائمة لبيانات النمو السكاني في العراق مقارنة بأنموذج النمو الاسي وللفترة (AIC, AICc, BIC) ويتم ملاحظة ذلك من خلال مقارنة قيم المعايير الاحصائية (AIC, AICc, BIC) 4- هنالك تقارب بين القيم الحقيقية لبيانات النمو السكاني في العراق والقيم المقدرة ولكلا الانموذجين كما هو موضح
- في الجانب التطبيقي.
 - . ملائمة الانموذج اللوجستي (المعادلة اللوجستية لبيانات السكان في العراق بشكل اكبر من انموذج النمو الاسي

- <u>معومي.</u> في ضوء الاستنتاجات التي تم التوصل اليها قامت الباحثة بوضع عدة توصيات وكالأتي. 1- استعمال طرائـق تقـدير اخـرى مثـل الخوارزميـات الجينيـة والشـبكات العصـبية ومقارنتهـا مـع الطرائـق
- المستعملة في هذه البحث.

 2- دراسة أنموذجات اخرى من نماذج المعادلات التفاضلية الاعتبادية.

 3- نوصي وزارة التخطيط والجهات المعنية بالاعتماد على نتائج القيم التنبؤية للأنموذج اللوجستي للتنبؤ ببيانات النمو السكاني في العراق ووضع الخطط المستقبلية على ضوء هذه البيانات.
- تعميم هذه الدراسة الى دراسات مشابهة على مستوى بيانات كل محافظة والأخذ بالنتائج والأفادة منها في وضع

اولا: المصادر العربية

- -1Bouqfa, Ismail, Al-Hanadwa, Ayesh, "Ordinary Differential Equations Solutions and Applications," University of Science and Technology, Yemen.
- -2Central Bureau of Statistics, Ministry of Planning and Development Cooperation, Statistical Collection for the
- -3Hussein, Wafa Jaafar, (2018), "Estimating fixed and time-varying parameters in nonlinear differential equation models with a practical application," doctoral thesis, College of Instrumentation and Economics, University of Baghdad.
- -4Khadija Abdullah Yahmed, (2009), "The Importance of Statistical Indicators in Human Development," research submitted to the Second Arab Statistical Conference, No Development Without Statistics, held in Libya for the period from 2-4 November.
- -5Khawaja, Dr. Khaled Zuhdi. "Population projections by age and gender," Arab Institute for Training and Statistical Research, Baghdad.
- -6Al-Rubaie Muhammad Uraibi Yasser, (2011). "The impact of government health spending on sustainable human development in Iraq," Master's thesis, College of Administration and Economics, Al-Mustansiriya University.
- -7Rawhi, Ibrahim Al-Khatib, (2012), "Introduction to Differential Equations", first edition, Dar Al-Masirah.
- -8Al-Zarkani, Jawad Kazem, (2015), "Applications of Differential Equations", Wasit University, College of Education.
- -9Al-Shalaqani, Dr. Mustafa. "Methods of demographic analysis", Cairo University Press, Kuwait. (1985),
- -10Aziz, Maysoon Mal Allah, Abdullah, Asma Abdel Moneim, (2005), "Building a dynamic system for time series with few parameters," Iraqi Journal of Statistical Sciences, No. 8, pp.(165-140).
- -11Al-Nasser, Abdel Majeed Hamza, Jumaa, Ahlam Ahmed (2007) "Comparison between methods for determining the rank of the natural autoregressive model using generative data and data for some climate elements in Iraq," Journal of Economic and Administrative Sciences, College of Administration and Economics, University of Baghdad, Iraq, Issue (48), pp. 251-272.

ثانيا: المصادر الاجنبية:



- 1- Abell, M. L., & Braselton, J. P. (2016). Differential equations with Mathematica. Academic Press.
- 2- Ascher, U. M., & Petzold, L. R. (1998). Computer methods for ordinary differential equations and differential-algebraic equations (Vol. 61). Siam.
- 3- Brunel, N. (2007), "Parameter Estimation of ODE's via Nonparametric Estimators". (Report Eurandom; Vol. 200705). Eindhoven: Eurandom General.
- 4- Cao, J., Wang, L., and Xu, J. (2011),"Robust Estimation for Ordinary Differential Equation Models". Biometrics, 67(4), 1305–1313.
- 5- Ding, A. and Wu,H.(2014)," Estimation Of Ordinary Differential Equation Parameters Using Constrained Local Polynomial Regression". Statistica Sinica 24, 1613-1631.
- 6- Donnet, S., & Samson, A. (2007). Estimation of parameters in incomplete data models defined by dynamical systems. Journal of Statistical Planning and Inference, 137(9), 2815-2831.
- 7- Draper, N. R., & Smith, H. (1998). Applied regression analysis (Vol. 326). John Wiley & Sons.[SQR1]
- 8- Goshu, A. T., & Koya, P. R. (2013). Derivation of inflection points of nonlinear regression curves-implications to statistics. Am. J. Theor. Appl. Stat, 2(6), 268-272. [MAP]
- 9- Hemker, P. W. (1972). Numerical methods for differential equations in system simulation and in parameter estimation. Analysis and Simulation of biochemical systems, 28, 59-80.[SQR3]
- 10- Holte, S. E. (2016). A Consistent Direct Method for Estimating Parameters in Ordinary Differential Equations Models. arXiv preprint arXiv:1601.04736.
- 11- Hu,T.,Yanping ,Q., and Hengjian ,C., (2015)," Robust Estimation of Constant and Time-Varying Parameters In Nonlinear Ordinary Differential Equation Models". Journal of Nonparametric Statistics, DOI: 10.1080/10485252.2015.1042377.
- 12- Huang, H., Handel, A., & Song, X. (2020). A Bayesian approach to estimate parameters of ordinary differential equation. Computational statistics, 35(3), 1481-1499.[A]
- 13- Jennrich, R.I. (1995), "An Introduction to Computational Statistics-Regression Analysis", Prentice-Hall International JINC
- 14- Kak, A. (2014). Ml, map, and bayesian the holy trinity of parameter estimation and data prediction. An RVL Tutorial Presentation at Purdue University, 10.[SQR2]
- 15- Liang, H., and Wu, H. (2008)," Parameter Estimation for Differential Equation Models Using a Framework of Measurement Error in Regression Models". Journal of the American Statistical Association. 103:484, 1570-158.
- Linga, P., Al-Saifi, N., & Englezos, P. (2006). Comparison of the Luus– Jaakola optimization and Gauss– Newton methods for parameter estimation in ordinary differential equation models. Industrial & engineering chemistry research, 45(13), 4716-4725.
- 17- Miao, H., Dykes, C., Demeter, L. and Wu, H. (2009),"Differential Equation Modeling of HIV Viral Fitness Experiments Model Identification". Model Selection, And Multi-Model Inference. Biometrics 65 292-300.
- 18- Verhulst, P. F. (1847). Deuxième mèmoire sur la loi d'accroissement de la population. Nouv. Mém. Acad. R. Sci. Lett. B.-Arts Belg, 20, 142-173.
- Verhulst, P. F. (1847). Recherches mathematiques sur la loi d'accroissement de la population. Nouv. mem. de l'Academie Royale des Sci. et Belles-Lettres de Bruxelles, 18:1