(Structure Logistic Regression Model Of Anomalies Birth In Iraq Except Kurdistan Region, for 2015)

بناء أنموذج الانحدار اللوجستي للولادات المشوهة في العراق عدا اقليم كردستان لعام 2015

أ.م. غفران اسماعيل كمال / كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد
الباحث/ زينب جواد كاظم / كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد

OPEN ACCESS
P - ISSN 2518 - 5764
E - ISSN 2227 - 703X

Received:24/10/2018
Accepted:7/1/2019

المستخلص:

تحدث التشوهات الخلقية عند الإنسان بشكل شائع، وقد تكون ظاهرة للعيان وذلك إذا ظهرت هذه التشوهات في الأعضاء الظاهرة من جسم الإنسان كالوجه واليدين والقدمين. وقد لا تظهر هذه التشوهات إلا بعد اللجوء لعدد من الفحوصات الخاصة لإظهارها كما في التشوهات التي تحدث في الأعضاء الداخلية للجسم كالقلب والمعدة والكُلية.

شملت بيانات البحث المعلومات المتوفرة في استمارة احصاء الولادات المشوهة المأخوذة من قسم الاحصاء الصحي والحياتي في وزارة الصحة والبيئة، اذ بلغت اعداد الولادات المشوهة المشمولة بالدراسة (2603) ولادة مشوهة في العراق عدا اقليم كردستان لعام 2015 م. وتم اجراء تحليل الانحدار اللوجستي ثنائي الاستجابة للمتغير التابع(y) نوع التشوه (بسيط، معقد) وتقدير معلماته بطريقة الامكان الاعظم (ML) ثم اختبار معنوية الانموذج وكذلك معنوية المعلمات وتوصلنا الى ستة متغيرات تؤثر في تحديد نوع التشوه وهيَ (الجنس من نوع ذكر، الجنس من نوع انثى، درجة القرابة من نوع يوجد، مهنة الاب من نوع موظف حكومي، نوع الولادة السابقة من نوع ولادة سابقة حية، ونوع ولادة سابقة ميتة).

المصطلحات الرئيسة للبحث/ التشوهات الخلقية ، الانحدار اللوجستي ، الامكان الاعظم.

Journal of Economics and Administrative Sciences
2019; Vol. 25, No.113
Pages: 557- 574

- بحث مستل من بحث دبلوم عالي إحصاء تطبيقي.

1- **تعريف التشوه الخلقي** (Definition of congenital deformity)

هو عبارة عن تخلق غير طبيعي في أحد أعضاء الجسم أو الأنسجة في مرحلة تخلق الجنين. وعادة ما تكون ظاهرة كالشفة الأرنبية مثلا ، او أن تكون على شكل عيب خلقي داخلي لا يمكن التأكد منه الا بعد فحوصات خاصة مثل العيوب الخلقية في الجهاز البولي حيث تشخص بالموجات فوق الصوتية[1].

وكذلك يمكن ان نعرف التشوه الخلقي هو خلل بنيوي في أحد أعضاء الجسم، أو أكثر، منذ الولادة ، ينجم الخلل في مبنى العضو او الأعضاء عند التوقف، التخلف أو التشوه في نموه، غالبا في بداية الحياة الجنينية، ويكون الخلل دائماً، لا يمكن شفاؤه ، و هنالك نوعين من التشوهات التشوه المعقد (y=1) الذي يولد متوفي او بعد ساعات من ولادة يتوفى مثل تشوهات خلقية بتجاويف القلب وقد يبقى حياً وبصحة غير جيدة ، والتشوه البسيط (y=0) يبقى حياً مثل التشوهات في الاطراف العليا او السفلى[10] .

2- **مشكلة البحث** : (Problem of the Research)

نظراً لزيادة أعداد الولادات المشوهة في العراق وذلك لعدة أسباب منها درجة القرابة وتعرض الام للاشعاع او الحمى او الامراض المزمنة والولادات السابقة من حيث نوع الولادة حية ام ميتة وكذلك وجود حالات عوق ولادي سابق من عدمه وغيرها من الاسباب التي تؤدي الى التشوهات الخلقية وبالتالي تؤثر في الطفل والعائلة والمؤسسات الصحية والمجتمع .

3- **هدف البحث** : (An objective of the research)

يهدف البحث الى بناء إحصائية لأعداد الولادات المشوهة في العراق عدا اقليم كردستان لعام 2015، وتحليلها من خلال بناء أنموذج الانحدار اللوجستي لتقدير احتمال الإصابة بالتشوهات الخلقية وتحديد أهم مسببات حدوثها.

4- **الجانب النظري** :

1-4 أنموذج الانحدار اللوجستي : (Logistic regression Model)

يعد أنموذج الانحدار اللوجستي من اهم النماذج المستخدمة في التطبيقات الاحصائية وتحليل البيانات ومن اكثر النماذج المستعملة لدراسة العلوم (الاجتماعية ، الطبية ، الاقتصادية) ويستعمل بشكل عام لتفسير وتحليل العلاقة بين متغير مستقل واحد او اكثر والمتغير التابع[15].

في إنموذج الانحدار اللوجستي تكون العلاقة بين المتغير التابع Y والمتغيرات التوضيحية $(X_1, X_1, X_2 \dots X_p)$ غير خطية حيث يكون المتغير التابع Y ثنائي الاستجابة يأخذ إحدى القيمتين (اما صفر او واحد) أما النجاح (success) حدوث الاستجابة باحتمال p أو الفشل (failure) عدم حدوث الاستجابة باحتمال $(1-p)$ و علية فأنه المتغير التابع y يتوزع توزيع برنولي[13] .

$y_i \sim$ ***Ber*** (p) .....(1)

بدالة كتلة احتمالية

$$p(Y = y_i) = p^{y_i}(1-p)^{1-y_i} \quad \dots\dots\dots (2)$$

اذ إن

i : المشاهدة $i=1,2,\dots\dots n$ و n حجم العينة

y_i : المتغير التابع ثنائي الاستجابة .

p : احتمال حدوث الاستجابة عندما($y_i = 1$)

لذلك فان توقع المتغير التابع يمثل احتمال حدوث الاستجابة.

$$E(y_i) = p(Y = 1) = p \quad \dots\dots\dots (3)$$

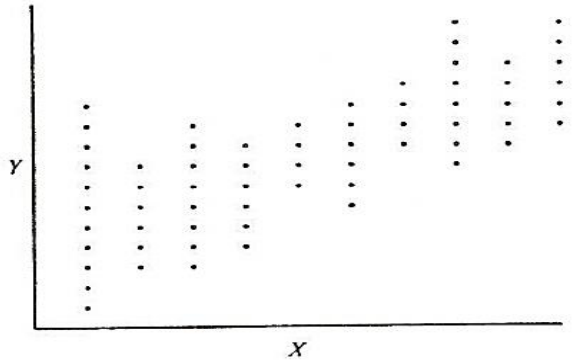
أما تباين المتغير التابع حسب توزيع برنولي فيكون

$$V(y_i) = pq \quad \dots\dots\dots (4)$$

وللانحدار اللوجستي عدة انواع منها انموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الذي سنستعمله في هذا البحث وانموذج الانحدار اللوجستي المتعدد (الاستجابة المتعددة) الذي يكون فيه المتغير التابع اكثر من قيمتين وانموذج الانحدار اللوجستي الرتبوي أو الترتيبي الذي يكون فيه المتغير التابع متغيراً رتبوياً[7].

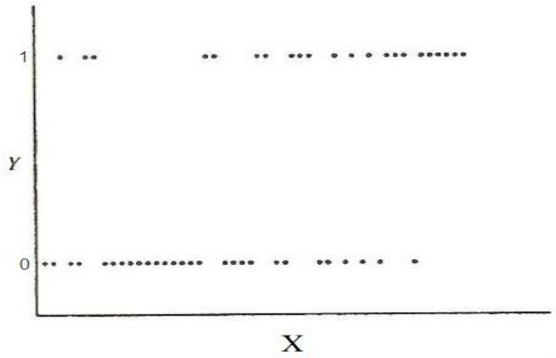
2-4 منحنى الانحدار اللوجستي (Logistic regression curve)

عند تمثيل رسم الانتشار لمتغيرين متصلين فان رسم الانتشار سيكون على شكل نقاط غير منتظمة اذ يعتمد الشكل على قوة العلاقة بين المتغير التابع (y) و المتغير المستقل (x)[3] ، كما في الشكل رقم (1).



الشكل رقم (1) رسم الانتشار بين المتغيرين (y,x) المستمرة

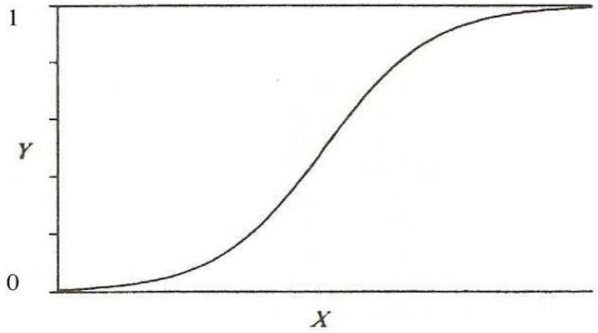
اما في حالة كون المتغير التابع ثنائي القيمة نلاحظ شكل الانتشار لا يظهر شكل النقاط غير منتظمة عند تمثيل العلاقة بين المتغير المستقل المستمر (X) والمتغير التابع (Y) ثنائي القيمة وانما يكون الشكل في هذه الحالة هوَ عبارة عن مجموعتين من النقاط المتوازية[7] كما في الشكل رقم (2)



الشكل رقم (2) رسم العلاقة بين متغيّر مستمر واخر ثنائي القيمة

وعند محاولة رسم افضل خط مستقيم لتوفيق بيانات المشاهدة سيكون غير ملائم رسمة والسبب هو ان الخط سوف يتجاوز الواحد الصحيح و الصفر ايضا.

ان توفيق البيانات في حالة المتغير التابع الثنائي لن يكون من خلال رسم خط مستقيم وانما من خلال رسم منحنى اللوجستي الذي تقع قيمةُ بين الصفر والواحد والذي يأخذ شكل الحرف S هو الانسب لتوفيق البيانات في مثل هذه الحالة[2] و كما في الشكل رقم (3).



الشكل رقم (3) العلاقة بين المتغيرين (y,x) بالمنحنى اللوجستي

ان اعتماد الانحدار في الشكل اعلاه على المنحنى اللوجستي بدلاً من خط مستقيم هوَ الذي جعل هذا النوع من الانحدار يسمى بالانحدار اللوجستي . و هذا الانحدار غير خطي ، مما دفع الباحثين الى تحويل الانموذج الى الشكل الخطي العام بأستعمال ما يعرف بتحويل اللوجت (Logit transformation)[13] .

3-4 التحويل الخطي للأنموذج اللوجستي (دالة اللوجت): Linear transformation of logistic model (logit function)

إن المتغير التابع يأخذ قيمتين وهيَ (y=1) ظهور الصفة و (y=0) عدم ظهور الصفة واذا جمعنا عدد الحالات التي يكون فيها (y=1) وقسمنا على العدد الكلي للحالات سوف نحصل على متوسط قيمة المتغير التابع y والتي تقابل تماماً احتمال ان تكون قيمة المتغير التابع يساوي واحد P(y=1) وهنا سوف نتعامل مع قيم احتمالية للمتغير التابع الذي يأخذ القيمة واحد P(y=1) بدلاً من المتغير التابع y نفسهُ وهذا الشيء يفتح الطريق للتعامل مع المتغير التابع P(y=1) كمتغير متصل ولكن هذه الطريقة سوف تواجه مشكلة عند توفيق البيانات بأنموذج خطي لان سوف تظهر قيم متوقعة للمتغير التابع تتجاوز الواحد الصحيح او تقل عن الصفر وهذا الشيء يتناقض مع مفهوم الاحتمالات كون المتغير التابع مقيداً بقيم محددة بين الصفر والواحد ولحل هذه المشكلة هيَ اجراء تحويل بسيط وهوَ استعمال نسبة الترجيح Odds بدلاً من الاحتمالات (Probabilities) [13].

1-3-4 نسبة الترجيح (Odds)

هوَ عبارة عن نسبة احتمال حدوث حدث ما الى احتمال عدم حدوثه وغالباً ما يتم التعبير عنهُ على شكل نسبة بين عددين ، فمثلاً توقع حدوث ثلاثة ولادات مشوهة من خمسة ولادات حية فهذا يعني ان احتمال التشوه هوَ ($\frac{3}{5}$=0.6) وعند التعبير عن الاحتمال السابق باستعمال بنسب الترجيح فيقال بأن نسبة ترجيح تشوه ولادي هوَ 3 الى 2 هذا يعني ان التشوه يحدث في ثلاثة ولادات ولا يحدث في ولادتين وبذلك يظهر الفرق بين نسبة الترجيح والاحتمالات[14] .

وعادةً ما يتم التعبير عن نسبة الترجيح بعدد كسري فمثلاً نسبة الترجيح 7 الى 3 يمكن ان يتم التعبير عنهَ على شكل قيمة 2.33 وهذا يعني :

كانت قيمة نسبة الترجيح = 1 فهذا يعني احتمال وقوع الحدث = احتمال عدم وقوع الحدث

كانت قيمة نسبة الترجيح > 1 فهذا يعني احتمال وقوع الحدث > احتمال عدم وقوع الحدث

كانت قيمة نسبة الترجيح < 1 فهذا يعني احتمال وقوع الحدث < احتمال عدم وقوع الحدث

ويمكن التعبير عن نسبة الترجيح بالصيغة الآتية.

$$O_i = \frac{P_i}{1-P_i} = e^{\alpha+\beta\, xi} \quad \text{.....(5)}$$

اذ أن

O_i : نسبة ترجيح وقوع الحدث .

P_i : احتمال وقوع الحدث

α : ثابت المعادلة .

β : معامل الانحدار اللوجستي .

x_i : المتغير التوضيحي .

من المعروف انه قيمة p محصورة دائماً بين الصفر والواحد $0 \leq p \leq 1$ وبناء على المعادلة (5) فان نسبة الترجيح O_i عبارة عن مقدار موجب محصور بين $(0, \infty)$ أي أن: $0 \leq O_i < \infty$

يلاحظ ان نسبة الترجيح قد حل مشكلة الحدود العليا للاحتمال P واصبح يأخذ اي قيمة من الصفر وحتى ما لانهاية وبهذا فان نسبة الترجيح قد ساهم في حل نصف المشكلة وهي ازالة الحد الاعلى للاحتمالات ويمكن تحويل نموذج الانحدار اللوجستي الى الشكل الخطي بأستعمال تحويل اللوجت (Logit) ويتم اخذ اللوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح وكما يأتي[14].

$$logit\ (Oi) = \log(\frac{p_i}{1-p_i}) = \alpha + \beta X \quad \text{.....(6)}$$

من المعادلة (5) نحصل على :

$$p_i = e^{\alpha+\beta X}\ (1 - p_i)$$
$$p_i = e^{\alpha+\beta X} - p_i\, e^{\alpha+\beta X}$$
$$p_i\ (1 + e^{\alpha+\beta X}) = e^{\alpha+\beta X}$$
$$p_i = \frac{e^{\alpha+\beta X}}{1+e^{\alpha+\beta X}} = \frac{1}{1+e^{-(\alpha+\beta X)}} \quad \text{.....(7)}$$

اذ أن

$logit\ (Oi)$: لوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح .

واذا كان لدينا اكثر من متغير توضيحي واحد فأن إنموذج الانحدار اللوجستي يصبح كالاتي:

$$log(\frac{p}{1-p}) = \propto + \sum_{j=1}^{k} \beta_j\, x_{ij} \quad \text{.....(8)}$$

i= 1,2.....n ، (n) تمثل حجم العينة.

j=1,2.....k ، (k) عدد المتغيرات المستقلة

x_{ij} : المتغيرات المستقلة.

وتسمى النسبة $\left(\frac{p}{1-p}\right)$ بنسبة الترجيح للحدث المرغوب وصيغتها الاتية :

$$\frac{p}{1-p} = \frac{p(y=1)}{1-p(y=1)} = e^{(\alpha+\sum_{j=1}^{k}\beta_j x_{ij})} \quad \text{..... (9)}$$

وان صيغة احتمالات الاستجابة للأنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاستجابة في حالة اكثر من متغير توضيحي تكتب كالاتي :

$$p = \frac{1}{1+e^{-(\alpha+\sum_{j=1}^{k}\beta_j x_{ij})}} \quad \text{.....(10)}$$

وعلية فأنه تحويل اللوجت ليس لها حدود عليا او دنيا و بذلك فان لوغاريتم نسبة الترجيح (اللوجت $logit$) سوف تتراوح قيمته بين $(-\infty\ ,\ +\infty)$

وبذلك فقد تم حل النصف الاخر من المشكلة واصبح $-\infty < \text{Log}\ (o_i) < +\infty$

اذا كانت قيمة الاحتمال $p_i = 0.5$ تكون قيمة نسبة الترجيح = 1 عندها

فان قيمة اللوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح المقابل لهُ يساوي صفر

اذا كانت قيمة الاحتمال $p_i < 0.5$ تكون قيمة نسبة الترجيح < 1 عندها

فان قيمة اللوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح المقابل لهُ عدد موجب

اذا كانت قيمة الاحتمال p_i > 0.5 تكون قيمة نسبة الترجيح < 1 عندها فان قيمة اللوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح المقابل لهُ عدد سالب

4-4 تقدير معالم الانموذج اللوجستي (Estimate of logistic model parameters)

عادة ما يتم استعمال طريقة المربعات الصغرى في تقدير معلمات أنموذج الانحدار، هذه الطريقة غير مناسبة في حالة الانحدار اللوجستي لذلك يتم استعمال طريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood Method لإيجاد المعادلات المناسبة، ثم نقوم بحل هذه المعادلات عدديا من خلال الطرق التكرارية .

وفي عام 1944 اقترح Berkson [7] استخدام طريقة الامكان الاعظم (ML) وهي من أشهر الطرق الشائعة للتقدير في الاحصاء لما لها من خصائص أحصائية مرغوب فيها عوضا عن أستعمال طريقة المربعات الصغرى التي تهدف الى تصغير مربعات الخطأ الى أقل ما يمكن كما هو معتاد في حالة الانحدار الخطي حيث يتضمن التقدير بطريقة (ML) ايجاد قيم المعلمات التي تعظم دالة الامكان لمشاهدة واحدة وان هذه الطريقة لا تتطلب اي اشتراطات تخص المتغيرات المستقلة بمعنى انها طريقة صالحة للتقدير سواء أكانت المتغيرات المستقلة اسمية (مثال : الجنس ذكر ،انثى) أم رتبوية (مثال : تقديرات الجامعة ضعيف،.....،امتياز) ام فئوية (مثال : فئات العمر) لذا استعملنا تقديرات الامكان الاعظم مع النماذج اللوجستية وحسب الصيغ الاتية :

$$L_i = P_r(Y_i = y_i)$$

$$L_i = p_i^{yi}(1-p_i)^{1-y_i}$$

$$L_i = \exp\{Ln(p_i^{yi}(1-p_i)^{1-y_i})\}$$

$$L_i = \exp\{y_i Ln(p_i) + (1-y_i)Ln(1-p_i)\}$$

اما الصيغة لتقدير الامكان الاعظم لـ(n) من المشاهدات فتكون :

$$L = P_r\{(Y_1 = y_1), \dots\dots\dots, (Y_n = y_n)\}$$

$$L = \Pi_{i=1}^{n} P_r(Y_i = y_i)$$

$$L = \Pi_{i=1}^{n} p_i^{y_i}(1-p_i)^{(1-y_i)}$$

$$L = \Pi_{i=1}^{n} \exp\{y_i Ln(p_i) + (1-y_i)Ln(1-p_i)\}$$

$$L = \exp\left\{\sum_{i=1}^{n} \{y_i Ln(p_i) + (1-y_i)Ln(1-p_i)\}\right\}$$

ومن أجل الحصول على المعلمات التي تعظم دالة الهدف ، نشتق دالة الهدف بالنسبة للمعلمات المراد تقديرها ومساواتها بالصفر فينتج لدينا (n+1) من المعادلات غير الخطية التي لا يمكن حلها الا من خلال خوارزمية تكرارية كطريقة (Newton-Raphson) .

5-4 اختبار معلمات الانموذج اللوجستي (Parameters test for logistical model)

هنالك مجموعة من الاختبارات الاحصائية المستعملة في الانحدار اللوجستي منها :

1 – اختبار (Wald)

من الاختبارات المهمة التي تستعمل لبيان أهمية ومعنوية تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع في النماذج غير الخطية (اختبار معنوية المعلمات) والتي تتبع توزيع مربع كاي (χ^2) بدرجة حرية واحد ، إذ تقارن معنوية قيمة إحصاءه (Wald) مع مستوى المعنوية المحدد من قبل الباحث مسبقا لمعرفة فيما أذا كان المتغير معنوي أم لا وحسب الفرضية الاتية:

$H_0 : B_k = 0$ تأثير معامل الانحدار اللوجستي المرتبط بالمتغير المستقل يساوي صفر

$H_1 : B_k \neq 0$

اذا كانت احصاءة (Wald) ذات دلالة احصائية فان ذلك يعني رفض فرضية العدم اي ان المتغير المستقل (X) سيكون لهُ تأثير في التنبؤ بقيمة المتغير التابع (Y) اما اذا كانت احصاءة (Wald) ليس له دلالة احصائياً فهذا يعني قبول فرضية العدم اي ان المتغير المستقل ليس لهُ تأثير في التنبؤ بقيمة Y مما يعني امكانية حذفهُ من الانموذج[5]،[6].

وصيغة إحصاءه (Wald) كالاتي :

$$T_w = \left(\frac{\hat{\beta}}{Se(\hat{\beta})}\right)^2 \quad \text{.....(11)}$$

إذ أن

T_w : إحصاءه Wald

$\hat{\beta}$: تمثل معامل الانحدار اللوجستي للمتغير X

Se ($\hat{\beta}$) : تمثل الخطأ المعياري لمقدر معلمة المتغير X

إن قيمة أحصاءة (Wald) تكون مشكوك فيها في حالة كون القيمة المطلقة (لمعامل الانحدار كبيرة) حيث تكون قيمة الخطأ المعياري كبيرة جدا مما ينتج عنه قيمة صغيرة للاحصاءة ومن ثم يؤدي الى نتيجة أن يكون الاختبار للمتغير المعني ليست معنوية ، وستكون المشكلة نفسها في حالة العينات الصغيرة الحجم لأن الخطأ المعياري يكون كبيراً ويؤدي الى نفس المشكلة المذكورة انفا .

2- اختبار الدرجة او المعيارية (Score Test)

اختبار الدرجة والذي يعرف ايضا باختبار مضاعف لاكرانج (Lagrange Multiplier Test) اختبار إحصائي يختبر المعلمات في اطار فرضية العدم (H_0: B = 0)، ويتميز هذا الاختبار بعدم حاجته الى تقدير المعلمات تحت إطار الفرضية البديلة (H_1: B ≠ 0) ، إذ تقترب إحصاءه هذا الاختبار من توزيع مربع كاي (χ^2_{k-1}) و K : عدد الفئات وتقارن مع قيمتها الجدولية[5] .

ويتم حساب إحصاءه اختبار الدرجة وفق الصيغة التالية :

$$ST = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\bar{y}(1-\bar{y}) \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}} \quad \text{.....(12)}$$

6-4 اختبارات حسن المطابقة للأنموذج (Goodness of Fit of The Model)

جودة الملائمة تعني كم ان الانموذج الاحصائي هو ملائم لبيانات عينة الدراسة، فمقاييس جودة الملائمة تقيس التقارب بين القيم المشاهدة والمتوقعة للانموذج وفيما يلي بعض الاختبارات المهمة لجودة الملائمة.

1 – اختبار مربع كاي (χ^2) (Chi Square Test)

وهو احد الاختبارات المهمة المستعمل لملائمة جودة الانموذج او تحديده و يوضح كيف يصف لنا الانموذج متغير الاستجابة ، والذي يساوي مجموع مربعات الفروق بين القيم المشاهدة والمتوقعة مقسوما على القيم المتوقعة، و تقدير ملائمة الانموذج يتضمن تقارب القيم المتوقعة من القيم المشاهدة وكما في الصيغة الاتية[9] :

$$\chi^2 = \sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad \text{. . . . . (13)}$$

اذ ان O_i() تعني القيم المشاهدة و (E_i) تعني القيم المتوقعة ، وتقارن قيمة إحصاءه الاختبار مع قيمة الجدولية لـ χ^2 بدرجة حرية تساوي عدد الفئات مطروحا منها عدد المعالم في الانموذج اللوجستي .

2- اختبار نسبة الامكان (Likelihood ratio test)

يستعمل هذا الاختبار للمقارنة بين انموذجين متداخلين الاول يتضمن جميع المتغيرات والثاني يتضمن جزء من المتغيرات وبيان ايهما افضل معنوية من الاخر من خلال أحصاءة الاختبار والتي تعرف بأحصاءة الانحراف (Deviance)[8] وصيغتها :

$$D = -2\text{Log}\left(\frac{L_{M1}}{L_{M2}}\right) = -2\left(\text{Log}L_{M1} - \text{Log}\, L_{M2}\right) \text{..... (14)}$$

L_{M1} : يمثل دالة الأمكان الأعظم في حالة الانموذج الذي يضم جزء من المتغيرات .

L_{M2} : يمثل دالة الأمكان الأعظم في حالة الانموذج الذي يضم جميع المتغيرات .

إذ تقترب أحصاءة الاختبار (D) من توزيع مربع كاي (χ^2) وتقارن مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية هي الفرق بين عدد معالم الانموذجين وأختبار الفرضية الاتية :

$H_0 : B_1 = B_2 = \ldots = B_k = 0$

H_1 : على الاقل اثنين منها لا تساوي صفر

3 – معامل التحديد (R^2) (The Coefficient Of Determination)

احصاءة الاختبار (R^2) لا تفسر جودة الملائمة للأنموذج كما في الانحدار الخطي ولكنها تعد مؤشر لأهمية المتغيرات التوضيحية للتنبؤ بمتغير الاستجابة ومن ثم قياس حجم التأثير[3].

ويمكن أن نذكر صيغة (R^2 Cox & Snell) كالآتي :

$$R^2_{CS} = 1 - \left(\frac{L_0}{L_M}\right)^{2/n} \quad \text{.....(15)}$$

إذ أن

L_0 : دالة الترجيح لانموذج المتضمن حد الثابت فقط .

L_M : دالة الترجيح لانموذج المتضمن كل المتغيرات المستقلة .

n : حجم العينة .

اما صيغة (R^2 Nagelkerke) فيمكن توضيحها بالصيغة الآتية :

$$R^2_n = \frac{R^2_{CS}}{1-(L_0^{2/n})} \quad \text{..... (16)}$$

ان المقياس في المعادلة (15) غير معدل لانه لا يمكن ان يأخذ القيمة واحد حتى لو كان الانموذج يطابق البيانات بشكل تام اما المقياس في المعادلة رقم (16) فانهُ معدل وذلك لانه يسمح للقيمة واحد من خلال تعديل بسيط وهوَ القسمة على القيمة الممكنة العظمى لـ R^2_{CS}

2- **الجانب العملي** :

شملت بيانات البحث المعلومات المتوفرة في استمارة احصاء الولادات المشوهة المأخوذة من قسم الاحصاء الصحي والحياتي في وزارة الصحة والبيئة حيث تملأ الاستمارة في المستشفيات المتخصصة بالأطفال وحديثي الولادة وكذلك المستشفيات التي تحتوي على صالة ولادة ويتم توحيدها في دوائر الصحة لعموم المحافظات عدا اقليم كردستان إذ بلغت اعداد الولادات المشوهة المشمولة بالدراسة (2603) ولادة مشوهة لعام 2015 وتم تحديد المتغيرات وترميزها وفق المعلومات المتوفرة في الاستمارة وكالاتي:

X1 : يمثل الجنس ، (ذكر = 1) ، (انثى=2) ، (خنثى=3) .

X2 : يمثل درجة القرابة ، (يوجد=1) ، (لا يوجد=2) .

X3 : يمثل عمر الاب (يبدأ من العمر 15 الى 64)

X4 : يمثل عمر الأم (يبدأ من العمر 14 الى 49)

X5 : يمثل مهنة الاب (لا يعمل = 1) ، (موظف حكومي = 2) ، (موظف اهلي = 3) ، (اعمال حرة = 4)

X6 : يمثل مهنة الام ، (ربة بيت = 1) ، (موظفة حكومية = 2) ، (موظفة اهلية = 3) .

X7 : يمثل اسقاطات سابقة (لا يوجد=1)، (اسقاط واحد=2)، (اسقاطين=3)، (ثلاث اسقاطات=4)، (لم يذكر=5).

X8 : يمثل تعرض الام لـ(الاشعاع ،حمّى ، تناول ادوية)، (حمّى=1) ، (اشعاع=2) ، (تناول ادوية=3) (حمّى مع تناول ادوية=4) ، (لا يوجد = 5) ، (لم يذكر=6).

X9 : يمثل وزن الطفل بالغرام ، (يبدأ من الوزن g500 الى g6000)

X10 : يمثل تعاني الام من الامراض المزمنة ، (لا يوجد=1) ، (يوجد=2) ، (لم يذكر=3) .

X11 : يمثل وجود عوق ولادي في الولادات السابقة ، (يوجد=1) ، (لا يوجد=2) .

X12 : يمثل نوع الولادة (مفردة ام توائم) ، (مفردة = 1) ، (متعددة = 2) .

X13 : يمثل الولادة السابقة حية ام ميتة ، (حية = 1) ، (ميتة = 2) ، (لم يذكر= 3) .

X14 : يمثل المحافظة :(بغداد =1)، (نينوى = 2)، (البصرة=3)، (كركوك=4)، (بابل=5)، (كربلاء =6)، (واسط=7)، (الديوانية= 8)، (النجف=9)، (ديالى=10)، (المثنى= 11) ، (ميسان= 12) ، (ذي قار= 13).

X15 : يمثل السكن (حضر=1) ، (ريف=2) ، (لم يذكر=3) .
Y : يمثل المتغير التابع وهوَ نوع التشوه (بسيط=0) ، (معقد=1) .
تم تصنيف التشوهات الخلقية الداخلة في الدراسة الاحصائية و بالاستعانة بأطباء متخصصين بالأطفال حديثي الولادة الى نوعين[11][12] وكما موضحة في الجدول رقم (1) ادناه :

الجدول رقم (1) انواع التشوهات الخلقية

نوع التشوه	التكرارات	النسبة
معقد	1264	48.6
بسيط	1339	51.4
المجموع	2603	100

يبين الجدول رقم (1) اعداد ونسب التشوهات الخلقية لكل نوع في العراق عدا اقليم كردستان لعام 2015، وهنالك (486) ولادة مشوهه غير مصنفه لذا تم استبعادها .

التحليل اللوجستي ثنائي الاستجابة للمتغير التابع نوع التشوه (Y):

في البدء يتم تلخيص البيانات التي يتم ادخالها في التحليل من خلال تحديد حجم العينة المدروسة والبيانات المفقودة كما في الجدول رقم (2) :

الجدول رقم (2) حجم العينة والقيم المفقودة

	حجم العينة	النسبة
الداخلة في التحليل	2603	100
القيم المفقودة	0	0
المجموع	2603	100

الجدول رقم (3) ترميز المتغير التابع(y)

نوع التشوه	الرمز
بسيط	0
معقد	1

إن اول خطوه في التحليل اللوجستي هو أن نقوم بتضمين الحد الثابت فقط في الأنموذج في الخطوة الصفرية (Step 0) ثم بعد ذلك تضاف المتغيرات المستقلة للاستدلال على أثرها مجتمعة في متغير الاستجابة (التابع) لتحديد كفاءة الأنموذج ككل .

الجدول رقم (4) يوضح تقدير معلمة الحد الثابت لأنموذج الانحدار اللوجستي في الخطوة (Step 0) إذ تم استعمال طريقه الامكان الاعظم بطريقة الدورات التكرارية لمشتقات داله الامكان وذلك من خلال الحصول على اقل قيمة لسالب ضعف لوغاريتم داله الامكان وقد حصلنا في الدورة الثانية لمشتقة سالب ضعف دالة الامكان على اقل قيمة لها وهي مساوية (2LogL=3606.363-) وتوقفنا في هذه الدورة لان التغير في (معاملات الحد الثابت Constant) اصبح اقل من (0.001) في الدورات (1,2) وهي متشابهة وتوقفنا عند الدورة الثانية واعتبرنا معالمها افضل نتيجة يمكن الحصول عليها للمعالم اذ ان سالب ضعف لوغاريتم داله الامكان هي في نهايتها الصغرى .

الجدول رقم (4) الدورات في حالة الانموذج الذي يحوي الحد الثابت فقط للخطوة الصفرية

معاملات	-2 Log likelihood	الدورات	
الثابت			
-0.057626	3606.363	1	الخطوة (0)
-0.057642	3606.363	2	

يظهر الجدول رقم (5) تقدير قيمة الحد الثابت B_0 التي تم الحصول عليها في الدورة الثانية وكما يحتوي الجدول على لوغاريتم الترجيح المساوي الى (0.944) .

الجدول رقم (5) الانموذج الذي يحوي الحد الثابت

Exp(B)	B	الخطوة (0)
0.944	-0.058	الثابت

يظهر الجدول رقم (6) المتغيرات المستقلة غير الداخلة في الأنموذج الحاوي على الحد الثابت في المرحلة الصفرية إذ نلاحظ ان المتغيرات المعنوية وفق اختبار Score في هذه الخطوة هي (الجنس X_1 ، الجنس ذكر $X_{1(1)}$ ، الجنس انثى $X_{1(2)}$ ، درجة القرابة من نوع يوجد $X_{2(1)}$ ، مهنة الاب X_5 ، مهنة الاب من صنف لا يعمل $X_{5(1)}$ ، موظف حكومي $X_{5(2)}$ ، يوجد عوق ولادي سابق $X_{11(1)}$ ، ولادة حية $X_{13(1)}$ ، ولادة ميتة $X_{13(2)}$ ، السكن X_{15} ، السكن من نوع حضر $X_{15(1)}$ ، السكن من نوع ريف $X_{15(2)}$) وباقي المتغيرات غير معنوية .

الجدول رقم (6) المتغيرات المستقلة غير الداخلة

Sig.	Df	Score	المتغيرات	
0.000	2	38.39	X1	الخطوة (0)
0.009	1	6.838	X1(1)	
0.000	1	15.652	X1(2)	
0.004	1	8.355	X2(1)	
0.143	1	2.146	X3	
0.092	1	2.842	X4	
0.018	3	10.04	X5	
0.013	1	6.123	X5(1)	
0.028	1	4.852	X5(2)	
0.788	1	0.072	X5(3)	
0.709	2	0.689	X6	
0.580	1	0.306	X6(1)	
0.722	1	0.126	X6(2)	
0.844	4	1.401	X7	
0.658	1	0.196	X7(1)	
0.536	1	0.384	X7(2)	

0.468	1	0.526	X7(3)	
0.482	1	0.495	X7(4)	
0.126	5	8.602	X8	
0.210	1	1.572	X8(1)	
0.299	1	1.081	X8(2)	
0.144	1	2.131	X8(3)	
0.118	1	2.449	X8(4)	
0.095	1	2.789	X8(5)	
0.085	1	2.974	X9	
0.419	2	1.742	X10	
0.232	1	1.427	X10(1)	
0.343	1	0.9	X10(2)	
0.009	1	6.74	X11(1)	
0.613	1	0.256	X12(1)	
0.000	2	43.655	X13	
0.000	1	35.401	X13(1)	
0.000	1	21.134	X13(2)	
0.100	1	2.712	X14	
0.005	2	10.692	X15	
0.001	1	10.449	X15(1)	
0.002	1	9.412	X15(2)	

الجدول رقم (7) يمثل قيم المشاهدة (Oi) والقيم المتوقعة (Ei) ومن خلال الجدول نلاحظ التقارب الكبير الموجود بين هذه القيم و هذا ما يدل على التلائم الكبير الموجود بين الانموذج و البيانات أي الانموذج يمثل البيانات تمثيل جيد .

الجدول رقم (7) القيم المشاهدة والمتوقعة للمتغير التابع

المجموع	Y=معقد		Y=بسيط			
	قيم المتوقعة (Ei)	قيم المشاهدة (Oi)	قيم المتوقعة (Ei)	قيم المشاهدة (Oi)		
260	74.683	82	185.317	178	1	الخطوة (1)
260	101.343	98	158.657	162	2	
260	110.036	94	149.964	166	3	
260	117.060	129	142.940	131	4	
260	123.152	136	136.848	124	5	
260	128.939	120	131.061	140	6	
260	135.024	134	124.976	126	7	
261	142.901	127	118.099	134	8	
260	152.536	161	107.464	99	9	
262	178.326	183	83.674	79	10	

يوضح الجدول رقم (8) تقدير معلمات المتغيرات المستقلة والحد الثابت إذ تستعمل طريقه الامكان الاعظم لتقدير معالم أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاستجابة بطريقة الدورات التكرارية لمشتقات داله الامكان وذلك من خلال الحصول على اقل قيمة لسالب ضعف لوغاريتم داله الامكان(2logL-) لغرض الحصول على التقدير الامثل لمعلمات الأنموذج من خلال مشتقة سالب ضعف لوغاريتم داله الامكان وقد حصلنا في الدورة الخامسة لمشتقة سالب ضعف لوغاريتم داله الامكان على اقل قيمة لها وهي مساوية (-2Log L=3472.476) وتوقف التكرار في البرنامج في هذه الدورة لان اعلى تكرار وصل اليها ولا يوجد هناك حل نهائي ولو تمعنا في الجدول نرى ان التغيير في المعلمات المقدرة اصبح بطيئاً جداً ولهذا تم التوقف عند هذه الدورة لان الفروق بين مقدرات المعلمات في الدورات الاخيرة اصبح متشابه والفروق بسيطة وعدت معالمها افضل إذ ان سالب ضعف لوغاريتم داله الامكان هي في نهايته الصغرى عند هذه الدورة.

الجدول رقم (8) الدورات في حالة الانموذج الذي يحوي الحد الثابت والمتغيرات المستقلة

Coefficients						-2 Log likelihood	Iteration	
X4	X3	X2(1)	X1(2)	X1(1)	Constant			
-0.008	-0.005	-0.197	1.713	1.441	-0.827	3475.275	1	الخطوة (1)
-0.009	-0.005	-0.209	2.296	2.015	-1.3	3472.566	2	
-0.009	-0.005	-0.209	2.443	2.161	-1.441	3472.476	3	
-0.009	-0.005	-0.209	2.452	2.17	-1.449	3472.476	4	
-0.009	-0.005	-0.209	2.452	2.17	-1.449	3472.476	5	

تابع الى الجدول رقم (8)

Coefficients						-2 Log likelihood	Iteration	
X7(1)	X6(2)	X6(1)	X5(3)	X5(2)	X5(1)			
-0.397	0.343	0.473	-0.086	0.219	-0.273	3475.275	1	الخطوة (1)
-0.437	0.39	0.528	-0.094	0.23	-0.299	3472.566	2	
-0.439	0.39	0.529	-0.094	0.23	-0.3	3472.476	3	
-0.439	0.39	0.529	-0.094	0.23	-0.3	3472.476	4	
-0.439	0.39	0.529	-0.094	0.23	-0.3	3472.476	5	

تابع الى الجدول رقم (8)

Coefficients						-2 Log likelihood	Iteration	
X8(3)	X8(2)	X8(1)	X7(4)	X7(3)	X7(2)			
-0.139	0.542	-0.009	0.033	-0.424	-0.416	3475.275	1	الخطوة (1)
-0.137	0.573	-0.005	0.014	-0.462	-0.447	3472.566	2	
-0.136	0.574	-0.005	0.013	-0.464	-0.449	3472.476	3	
-0.136	0.574	-0.005	0.013	-0.464	-0.449	3472.476	4	
-0.136	0.574	-0.005	0.013	-0.464	-0.449	3472.476	5	

تابع الى الجدول رقم (8)

Coefficients						-2 Log likelihood	Iteration	
X11(1)	X10(2)	X10(1)	X9	X8(5)	X8(4)			
-0.195	-0.011	0.121	0.000	0.279	-0.75	3475.275	1	الخطوة (1)
-0.21	0.001	0.137	0.000	0.304	-0.992	3472.566	2	
-0.211	0.001	0.138	0.000	0.305	-1.017	3472.476	3	
-0.211	0.001	0.138	0.000	0.305	-1.017	3472.476	4	
-0.211	0.001	0.138	0.000	0.305	-1.017	3472.476	5	

تابع الى الجدول رقم (8)

Coefficients						-2 Log likelihood	Iteration	
X15(2)	X15(1)	X14	X13(2)	X13(1)	X12(1)			
0.411	0.59	-0.014	-0.746	-1.196	-0.054	3475.275	1	الخطوة (1)
0.431	0.618	-0.015	-0.871	-1.342	-0.061	3472.566	2	
0.431	0.619	-0.015	-0.876	-1.348	-0.061	3472.476	3	
0.431	0.619	-0.015	-0.876	-1.348	-0.061	3472.476	4	
0.431	0.619	-0.015	-0.876	-1.348	-0.061	3472.476	5	

يوضح جدول رقم (9) كفاءة الانموذج ككل وجودته باستعمال اختبار نسبة الامكان الاعظم والذي يتبع توزيع مربع كاي (X^2) و حسب الفرضية الاتية :

$H_0 : B_1 = B_2 = \ldots = B_k = 0$

H_1 : على الاقل اثنين منها لا تساوي صفر

D= 3606.363 – 3472.476 = 133.887

ويتضح من الجدول رقم (9) ان قيمة (D) معنوية عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) لأن (sig = 0.000) مما يؤكد كفاءة ومعنوية الانموذج .

جدول رقم (9) سلسلة اختبارات انموذج المعاملات

Sig.	df	Chi-square		
0.000	29	133.887	Model	الخطوة (1)

الجدول رقم (10) يوضح قيمة سالب ضعف لوغاريتم داله الامكان (-2 Log likelihood) ومعامل التحديد للأنموذج الذي يحتوي المتغيرات المستقلة والحد الثابت إذ نلاحظ ان قيمة سالب ضعف لوغاريتم دالة الامكان للأنموذج الحالي بلغت (-2LogL=3472.476) وهي اقل من القيمة للأنموذج الحاوي على الحد الثابت فقط مما يدل على جودة الأنموذج الذي يحوي المتغيرات المستقلة ، اما قيمة Nagelkerke R Square تشكل تقريباً (67%) و(50%) باستخدام معامل Cox & Snell R^2 و التي تعتبر مقبولة في مثل هذه النماذج.

الجدول رقم (10) قيمة معامل التحديد

Model Summary			
Nagelkerke R Square	Cox & Snell R Square	-2 Log likelihood	Step
0.67	0.50	3472.476	1

الجدول رقم (11) يوضح المعلمات المقدرة باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (الحد الثابت ومعلمات المتغيرات المستقلة) واحصاءة Wald لهذه المعلمات وقيمة مستوى المعنوية الخاص بهذه الاحصاءة (Sig.) للمتغيرات المستقلة إذ نلاحظ ان المتغيرات المعنوية هي (الجنس ذكر $X_{1(1)}$ ،الجنس انثى $X_{1(2)}$ ، درجة القرابة من صنف يوجد $X_{2(1)}$ ، مهنة الاب من صنف موظف حكومي $X_{5(2)}$ ، الولادات الحية $X_{13(1)}$ ، الولادات الميتة $X_{13(2)}$) وبقية المتغيرات المستقلة غير معنوية لذلك سوف لا تدخل في الأنموذج ، كما يحتوي الجدول على الدالة الاسية لمعامل الانحدار (لوغاريتم الترجيح)(احتمال وقوع الحدث الى احتمال عدم وقوعه)، كما ان الجدول يتضمن حدود الثقة للمعاملات المقدرة . حيث ان :

العمود الاول(B) : يحتوي على معلمات الإنموذج والحد الثابت المقدرة .

العمود الثاني (S.E) : يمثل الخطأ المعياري للمعلمات .

العمود الثالث : يمثل احصاءة Wald لاختبار معنوية المعلمات

العمود الخامس (sig.) : يمثل معنوية المعاملات المناظرة لقبول أو رفض فرضية العدم عند مستوى $\alpha = 0.05$ فاذا كانت sig.<0.05 يتم رفض فرضية العدم ، أي أن المعاملات معنوية .

العمود Exp(B) : يوضح قيمة الدالة الأسية لمعامل الانحدار .

العمود الاخير : يمثل حدود الثقة لـ Exp(B) .

الجدول رقم (11) المتغيرات الداخلة في الانموذج

Variables in the Equation									
95% C.I.for EXP(B)		Exp(B)	Sig.	Df	Wald	S.E.	B		
Upper	Lower								
			0.000	2	30.510			X1	الخطوة (1)
25.000	3.069	8.759	0.000	1	16.446	0.535	2.170	X1(1)	
33.175	4.064	11.611	0.000	1	20.953	0.536	2.452	X1(2)	
0.970	0.679	0.811	0.022	1	5.252	0.091	-0.209	X2(1)	
1.012	0.978	0.995	0.585	1	0.298	0.009	-0.005	X3	
1.011	0.973	0.991	0.386	1	0.751	0.010	-0.009	X4	
			0.063	3	7.306			X5	
1.073	0.512	0.741	0.112	1	2.523	0.189	-0.300	X5(1)	
1.577	1.005	1.259	0.045	1	4.024	0.115	0.230	X5(2)	
2.090	0.396	0.910	0.824	1	0.050	0.424	-0.094	X5(3)	
			0.724	2	0.645			X6	
9.732	0.296	1.697	0.553	1	0.352	0.891	0.529	X6(1)	
9.016	0.242	1.477	0.673	1	0.178	0.923	0.390	X6(2)	
			0.281	4	5.059			X7	
1.005	0.414	0.645	0.053	1	3.755	0.227	-0.439	X7(1)	
1.087	0.375	0.638	0.098	1	2.730	0.272	-0.449	X7(2)	
1.198	0.330	0.629	0.158	1	1.989	0.329	-0.464	X7(3)	
2.309	0.445	1.013	0.975	1	0.001	0.420	0.013	X7(4)	
			0.201	5	7.279			X8	
1.871	0.529	0.995	0.988	1	0.000	0.322	-0.005	X8(1)	
3.432	0.919	1.776	0.087	1	2.920	0.336	0.574	X8(2)	
1.764	0.432	0.873	0.704	1	0.144	0.359	-0.136	X8(3)	
3.250	0.040	0.362	0.364	1	0.824	1.120	-1.017	X8(4)	

1.957	0.939	1.356	0.104	1	2.646	0.187	0.305	X8(5)
1.000	1.000	1.000	0.306	1	1.050	0.000	0.000	X9
			0.754	2	0.564			X10
1.727	0.764	1.148	0.507	1	0.441	0.208	0.138	X10(1)
2.149	0.466	1.001	0.997	1	0.000	0.390	0.001	X10(2)
1.031	0.636	0.810	0.087	1	2.931	0.123	-0.211	X11(1)
1.391	0.636	0.941	0.759	1	0.094	0.199	-0.061	X12(1)
			0.000	2	37.394			X13
0.492	0.137	0.260	0.000	1	17.156	0.325	-1.348	X13(1)
0.804	0.216	0.416	0.009	1	6.819	0.336	-0.876	X13(2)
1.006	0.964	0.985	0.164	1	1.935	0.011	-0.015	X14
			0.062	2	5.551			X15
4.571	0.754	1.857	0.178	1	1.812	0.460	0.619	X15(1)
3.820	0.620	1.539	0.352	1	0.865	0.464	0.431	X15(2)
		0.235	0.242	1	1.371	1.238	-1.449	Constant

ويمكن كتابة تقدير لوغاريتم نسبة الترجيح كما يلي :

$$Log_e(o) = -1.449 + 2.170\,X_{1(1)} + 2.452X_{1(2)} - 0.209X_{2(1)} + 0.230X_{5(2)} - 1.348\,X_{13(1)} - 0.876\,X_{13(2)}$$

وتكون نسبة الترجيح بين $(-\infty, +\infty)$

اما نسبة الترجيح للحدث المرغوب بهِ (O) كالاتي :

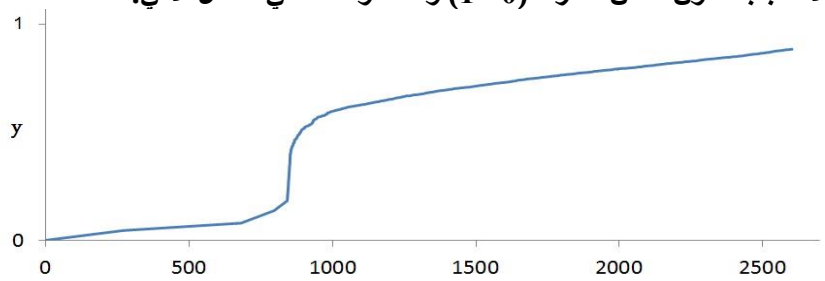
$$o = e^{-1.499+2.170X_{1(1)}+2.452X_{1(2)}-0.209X_{2(1)}+0.230X_{5(2)}-1.348X_{13(1)}-0.876X_{13(2)}}$$

والنسبة ترجيح للحدث المرغوب تكون ضمن الفترة $(0, \infty)$

وان صيغة احتمالات الاستجابة لأنموذج الانحدار اللوجستي تكتب كالآتي :

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(-1.499+2.170X_{1(1)}+2.452X_{1(2)}-0.209X_{2(1)}+0.230X_{5(2)}-1.348X_{13(1)}-0.876X_{13(2)})}}$$

وان احتمالات الاستجابة تكون ضمن الفترة (0 ، 1) وكما موضحة في الشكل الاتي:



الشكل رقم (6) يوضح رسم معادلة الانحدار اللوجستي

ولتفسير معادلة الانحدار اللوجستي نجد ان الجنس يساهم مساهمة ايجابية بمتغيرين في تحديد نوع التشوه بالتأثير في المتغير المعتمد (Y) وبمعنوية عالية اذ ان معامل الانحدار للجنس من نوع ذكر هوَ (2.170) وان معامل الانحدار للجنس من نوع انثى هوَ (2.452) وان التغير في نوع الجنس سيؤدي الى زيادة في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (2.170 الجنس من نوع ذكر ، 2.452 الجنس من نوع انثى) من اللوغاريتم نسبة الترجيح . اما المتغير الثالث من حيث الاهمية فهوَ وجود درجة القرابة وان معامل الانحدار لهذا المتغير (0.209-) وان التغير في درجة القرابة سيؤدي الى نقصان في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (0.209-) من لوغاريتم نسبة الترجيح . اما المتغير الرابع من حيث الاهمية فهوَ مهنة الاب من نوع موظف حكومي وان معامل الانحدار لهذا المتغير هوَ (0.230) وان التغير في مهنة الاب من نوع موظف حكومي سيؤدي الى زيادة في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (0.230) من لوغاريتم نسبة الترجيح .

ونجد ان نوع الولادة السابقة (حية ، ميتة) تساهم مساهمة سلبية بمتغيرين في تحديد نوع التشوه وبمعنوية عالية وان معامل الانحدار للولادة السابقة من نوع (ولادة حية) هوَ (1.348-) ومعامل الانحدار للولادة السابقة من نوع (ولادة ميتة) هو (0.876-) وان التغير في نوع الولادة سيؤدي الى نقصان في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (1.348- ولادة حية ، 0.876- ولادة ميتة) من لوغاريتم نسبة الترجيح مع ثبات بقية المتغيرات .

3- الاستنتاجات (Conclusions)

1) هناك ستة متغيرات تؤثر في تحديد نوع التشوه وهي(الجنس من نوع ذكر ، والجنس من نوع انثى ، ودرجة القرابة من نوع يوجد ، ومهنة الاب من نوع موظف حكومي ، ونوع الولادة السابقة من نوع ولادة سابقة حية و نوع ولادة سابقة ميتة) من اصل خمسة عشر متغير.
2) الجنس يسهم بشكل ايجابي بمتغيرين في تحديد نوع التشوه بالتأثير في المتغير المعتمد (y) وبمعنوية عالية اذ ان معامل الانحدار للجنس من نوع ذكر هوَ (2.170) وان معامل الانحدار للجنس من نوع انثى هوَ (2.465) وان التغير في الجنس سيؤدي الى زيادة في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (2.170) الجنس من نوع ذكر ، 2.465 الجنس من نوع انثى من لوغاريتم نسبة الترجيح .
3) وجود درجة القرابة يساهم مساهمة سلبية في تحديد نوع التشوه وان معامل الانحدار لهذا المتغير (0.209-) وان التغير في درجة القرابة سيؤدي الى نقصان في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (0.209-) من لوغاريتم نسبة الترجيح .
4) مهنة الاب من نوع موظف حكومي يساهم مساهمة ايجابية في تحديد نوع التشوه وان معامل الانحدار لهذا المتغير هوَ (0.230) وان التغير في مهنة الاب من نوع موظف حكومي سيؤدي الى زيادة في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (0.230) من لوغاريتم نسبة الترجيح .
5) نوع الولادة السابقة (حية ، ميتة) تساهم مساهمة سلبية بمتغيرين في تحديد نوع التشوه وبمعنوية عالية وان معامل الانحدار للولادة السابقة من نوع (ولادة حية) هوَ (1.348-) ومعامل الانحدار للولادة السابقة من نوع (ولادة ميتة) هو (0.876-) وان التغير في نوع الولادة سيؤدي الى نقصان في احتمال حدوث تشوه بسيط بمقدار (1.348- ولادة حية ، 0.876- ولادة ميتة) من لوغاريتم نسبة الترجيح مع ثبات بقية المتغيرات .

7- التوصيات (Recommendations)

1) استعمال اداة احصائية اخرى لتحليل بيانات الولادات المشوهة مثلاً استعمال التحليل العاملي او العنقودي.
2) ضرورة إجراء دراسات ومسوحات دورية لكل محافظات العراق لمتابعة نسب وأسباب التشوهات الولادية دورياً والوقوف على الواقع الصحي للتشوهات الخلقية في العراق.
3) الاهتمام بأخذ التاريخ المرضي للعائلة عن حدوث حاله التشوهات الخلقية ودراسة الحالة بشكل موسع لمعرفة أسباب ظهور هذه الحالة والعمل على عدم تكرارها في المستقبل من خلال إجراء الفحص ما قبل الزواج والاستشارة الوراثية ولاسيما لمن كان لديهم في العائلة أفراد مصابون بأمراض وراثية مهمة.
4) ضرورة تطوير الجانب الاعلامي والتوعوي من قبل وزارة الصحة والبيئة والجهات المعنية للأمهات بشكل خاص بضرورة الالتزام بالإرشادات الخاصة بحالات الحمل (قبل واثناء وبعد) لغرض تقليل حالات الاصابة بالتشوهات الخلقية .

8-المصادر (References)

1- Del J. Hussein , CABP (2009) ،" معدل انتشار التشوهات الخلقية لدى المواليد الأحياء في مدينة الديوانية في العراق"، مجلة الكوفة الطبية، جامعة الكوفة ، المجلد 12، الاصدار2، ص 211-204.

2- البلداوي، تنسيم حسن،(1996)،"مقارنة تحليل بين انموذج الانحدار اللوجستي ونماذج الدوال التميزية"، اطروحة دكتوراه في الاحصاء كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد.

3- البياتي هبه ابراهيم صالح ، (2005) ، "تحليل المسار في أنموذج الانحدار اللوجستي مع تطبيق عملي"، رساله ماجستير في الاحصاء ،كليه الادارة والاقتصاد / الجامعة المستنصرية.

4- جبارة، أزهار كاظم ، (2014) ، "تحليل البيانات متعددة الاستجابة لتشخيص أمراض العيون باستخدام الدالة التميزية والانحدار اللوجستي (دراسة مقارنه)"، رسالة ماجستير، كلية الإدارة والاقتصاد/ الجامعة المستنصرية.

5- السراي، احمد عبد الرضا كاظم (2015) ، " دراسة تطبيقية لتقدير أنموذج الانحدار اللوجستي على استمرار الحياة الزوجية في مدينة الكوت "، بحث دبلوم عالي ، كلية الإدارة والاقتصاد /جامعة بغداد .

6- السواعي ، خالد محمد ، (2010) ، "مدخل الى تحليل البيانات باستخدام SPSS" ، عالم الكتب الحديث للنشر والتوزيع / الاردن .

7- عباس ، علي خضير، (2012) ، " استخدام أنموذج الانحدار اللوجستي في التنبؤ بالدوال ذات المتغيرات الاقتصادية التابعة النوعية" ، مجلة كركوك للعلوم الادارية والاقتصادية ، مجلد 2،العدد 2.

8- عبد الرضا ،علي يحيى ، (2015) ، " استعمال أنموذج الانحدار اللوجستي لدراسة ظاهرة البطالة عند الشباب في محافظة بغداد "، بحث دبلوم عالي ، كلية الإدارة والاقتصاد / الجامعة بغداد .

9- كاظم ، اموري هادي ، واخرون ، (2013) ، " الاحصاء التطبيقي اسلوب تحليلي بأستخدام SPSS " ، مكتبة الذاكرة للنشر والتوزيع / بغداد .

10- كاظم ، حسين فاخر ،(2014) ، " استخدام أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي لتقدير أحتمال الاصابه بالتشوهات الجنينيه في مدينة بغداد" رسالة ماجستير في علوم الاحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد / الجامعة المستنصرية .

11- وزارة الصحة والبيئة ، دائرة التخطيط وتنمية الموارد ، قسم الاحصاء الصحي والحياتي ، شعبة الاحصاء الحياتي .

12- وزارة الصحة والبيئة ، قسم الاحصاء الصحي والحياتي "التقرير السنوي لعام 2015" ، منشورات وزارة الصحة والبيئة 2016.

13- Aldrich, J. H., & Nelson, F. D. (1984). Linear probability, logit, and probit models. Beverly Hills, CA: Sage.

14- Long, J. S. (1997). Regression models for Categorical and limited dependent variable. Thousand Oaks, CA: Sage. Bgn

15- Abbas, F. M. Azhar, M. E (2008) "Comparing Discriminant Analysis and Logistic Regression Model"as a Statistical Assessment Tools of Arsenic and Heavy Metal Contents in Cockles"School of Industrial Technology", Environmental Technology Division Univers itiSains Malaysia, 11800 Penang, Malaysia.

(Structure Logistic Regression Model Of Anomalies Birth In Iraq Except Kurdistan Region, for 2015)

Abstract:

Congenital anomalies commonly occur in humans, possibly visible. If these anomalies appear in visible parts in human body such as face, hands and feet. They may only appear after utilizing a number of special tests in order to show by means of the anomalies that occur in the internal organs of the body such as heart, stomach and kidneys.

Research data have comprised accessible information in the anomalies birth statistics form situated of Health and Life Statistics section at the Ministry of Health and environment, where the number of anomalies births involved in the study (2603 anomalies birth) in Iraq, except Kurdistan region, at 2015. A two way-response logistic regression analysis has been applied of the dependent variable (y) type of deformation (simple, Complex) and estimation of its parameters in the greatest possible way (ML). Test significance of model as well as the significance of parameter information that reached the six variables affecting determinant of anomaly type of (sex of male type, sex of female type, the degree of relationship existence- type, profession of father of governmental employee-type, type of previous birth to a live birth type, and a former anomaly premature birth).

Keywords: Congenital anomalies, logistic regression, maximum likelihood.