استخدام أنموذج الإنحدار اللوجستي الترتيبي لتقدير احتمال الاصابة بالتشوهات الجنينية في مدينة بغداد

أ.م.د نزيه عباس المشهداني* حسين فاخر كاظم**

المستخلص

حدوث التشوهات الخلقية هو أمر قديم قدم الانسان على سطح الارض، إلا أن حدوث هذه التشوهات في ازدياد مطرد من حيث نسبة الحدوث من جهة ومن حيث تنوع تلك التشوهات من جهة أخرى، حيث يولد بعض الاطفال حاملين العديد من التشوهات التي يتم الاصابة بها أثناء مدة الحمل. يتمثل هدف البحث في إجراء دراسة إحصائية وصفية للولادات المصابة بالتشوهات الخلقية في مدنية بغداد للعام 2013، وتحليلية من خلال بناء أنموذج الإنحدار اللوجستك الترتيبي لتقدير احتمال الاصابة بالتشوهات المشمولة بالدراسة والتنبؤ بها وتحديد اهم المسببات والعوامل المؤثرة في حدوثها من جملة عوامل تم تحكيمها من قبل اطباء الاختصاص والتي يفترض أنها تؤثر على حدوث تلك التشوهات، وتفسير تلك التأثيرات، وشملت الدارسة 314 حالة، وأظهرت النتائج أن ارتفاع نسبة الولادات الميتة وراء الزيادة في حدوث التشوهات الخلقية، حيث بلغت نسبة الولادات الميتة 13 لكل ألف ولادة، ونسبة الولادات المصابة بالتشوه 6.5 لكل ألف ولادة، كما أظهرت النتائج وجود تأثير معنوي للمتغيرات (عدد الاسقاطات السابقة وعدد الولادات الميتة السابقة) على حدوث تلك التشوهات.

Abstract

The Congenital malformations incidence is as old as the man on the earth's surface .but these abnormalities occur in a steady increase in the incidence rate of one hand, and in terms of the diversity of these distortions on the other hand, which generates some children carrying many of the distortions that are injury during the duration of pregnancy . The goal of research in conducting statistical and descriptive study of infected births and birth defects in the civil Baghdad in 2013, and analytical by building model regression Allojcetk ordinal to estimate the risk of birth defects included in the study and to predict and identify the most important causes and factors affecting the occurrence of a series of factors have been judged by doctors jurisdiction and which is supposed to affect these distortions occurs, and the interpretation of those influences, and included the study 314 case, and the results showed that the high proportion of dead births behind the increase in the incidence of congenital malformations, where the dead birth rate was 13 per thousand births, and the proportion of infected births

* الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .

** باحث .

مقبول للنشر بتأريخ 2014/9/4

Balichoh 6.5 per thousand births the results also showed a significant effect of the variables (the number of previous projections and the number of previous births dead) on these distortions occurs.

1. المقدمة

إن استخدام المتغيرات الفئوية كمتغيرات مستقلة في معادلة الانحدار لم يعد يشكل مشكلة الإ أن استخدامها كمتغيرات تابعة في معادلة الانحدار هو المشكلة بعينها لأن هذا النوع من المعادلات يتطلب نماذج خاصة للحصول على تقديرات دقيقة ، وأن اختيار الأنموذج الصحيح لتقدير المعادلات ذات المتغيرات الفئوية ليس بالعملية الروتينية البسيطة ذلك لأنها تتطلب الايفاء بالعديد من الشروط منها ما يتعلق بطبيعة تلك المتغيرات.

في هذا البحث تم عرض أسلوب جديد في تحليل متغير الاستجابة الترتيبية من خلال استخدام أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي في إطار المتغير غير المشاهد أو الكامن.

2. هدف البحث

يتمثل هدف البحث في إجراء دراسة إحصائية لاعداد الولادات المصابة بالتشوهات الخلقية في مدينة بغداد للعام 2013 ، وتحليليه من خلال بناء أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي لتقدير احتمال الاصابة بالتشوهات المشمولة بالدراسة والتنبؤ بها وتحديد أهم المسببات والعوامل المؤثرة في حدوثها وتفسير تلك التأثيرات.

3. الجانب النظري

3-1 مقدمة

تم التركيز على أنموذج اللوجستك الترتيبي أو اللوجت الترتيبي، لكون هذا الأنموذج ذا صلة قوية بمتغير الاستجابة الترتيبية، وتم استخدام المتغير الكامن Y^*(غير المشاهد) للحصول على هذا الأنموذج.

يعرف أنموذج اللوجستك الترتيبي في العلوم الاجتماعية بأنموذج الارجحية النسبية (proportional odds model) أوالأنموذج التجميعي المستمرgrouped continuous model أو أنموذج الانحدار الموازي (parallel regression model)، حيث التسمية "proportional odds model" تؤكد استخدام الارجحية النسبية (Odds ratio) في التفسير، وأن التسمية "parallel regression model" تؤكد الافتراض الضمني حول هيكلية منحنيات الاحتمال التي تتولد من خلال الأنموذج، كما أن التسمية "grouped continuous model" تؤكد العلاقة بين المتغير الكامن Y^* الذي يكون مستمراً وبين المتغير المعتمد Y (المشاهد) الذي يكون متقطعاً، وعلى هذا الاساس يتم تقديم الأنموذج.

3-2 أنموذج المتغيرالكامن للمتغير الترتيبي[3] Latent Variable Model for Ordinal Variable

أنموذج انحدار اللوجستك الترتيبي يمكن أشتقاقه بواسطة المتغير الكامن Y^*، حيث يتم تعيين المتغير Y^* الذي يرتب من($-\infty$ to ∞) الى المتغير المشاهدY، المتغيرY، من حيث التفكير، كأن يقدم معلومات غير كافية حول المتغير Y^* وفقاً لمعادلة القياس:

$$Y_i = m \quad \text{if} \quad \tau_{m-1} \le Y_i^* < \tau_m \quad , m = 1, \dots, J \quad \dots\dots\dots\dots(1)$$

حيث $\tau's$ حدود القطع (cut-points)، وللقيم المتطرفة تكون $\tau_J = \infty$ و $\tau_o = -\infty$، وعندما $J = 2$ فإن المعادلة (1) تتطابق مع معادلة القياس لأنموذج الانحدار الثنائي الاستجابة.

ولتوضيح معادلة القياس، ولمتغير الاستجابة Y الذي يمتلك ثلاث فئات، J=3، وبافتراض أن Y يرتبط بالمتغير المستمر Y^* من خلال معادلة القياس:

$$Y_i = \begin{cases} 1 \Rightarrow S & \text{if } \tau_o \le Y_i^* < \tau_1 \\ 2 \Rightarrow m & \text{if } \tau_1 \le Y_i^* < \tau_2 \\ 3 \Rightarrow h & \text{if } \tau_2 \le Y_i^* < \tau_3 \end{cases}$$

اذ أن $\tau_o = -\infty$ و $\tau_3 = \infty$، و أن الأنموذج هو :

$$Y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i$$

وأن X_i مصفوفة ذات سعه $n \times k+1$ والتي تمثل قيم المتغيرات التوضيحية اذ ان العمود الاول لها ياخذ القيم 1 لتضمين الأنموذج للحد الثابت، وأن k=1,…,P والذي يمثل عدد المتغيرات التوضيحية في الأنموذج، وأن β متجه معلمات الأنموذج.

3-3 الافتراضات التوزيعية[3][7] Distributional Assumptions

إن مقدر الإمكان الأعظم ML يمكن استخدامه لتقدير انحدار Y^* على X، ولاستخدام الإمكان الأعظم فإنه يفترض علينا افتراض صيغة محددة لتوزيع الخطأ، لذا يتم اعتبار أن الأخطاء تكون ذات توزيع لوجستك، وبالإمكان اعتبار توزيعات أخرى للأخطاء لكن لا يتم استخدامها في أغلب الأحيان، ولأنموذج اللوجت الترتيبي، فإن الخطأ يكون ذا توزيع لوجستي بمتوسط (0) وتباين$(\pi^2/3)$، وان دالتي pdf و cdf تكونا على التوالي

$$\lambda(\varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{[1+\exp(\varepsilon)]^2}$$

$$\Lambda(\varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{1+\exp(\varepsilon)} \quad \text{.....(2)}$$

وبالنسبة لبقية صيغ المعادلات في هذا المبحث تم وضع F و f للدلالة على Λ و λ .

عندما يتم تحديد توزيع الأخطاء، يصبح بالإمكان حساب الاحتمال لاي استجابة مشاهدة باستخدام الصيغة :

$$Pr(Y_i = m|X_i) = F(\tau_m - X_i\beta) - F(\tau_{m-1} - X_i\beta) \text{ .....(3)}$$

وعند حساب $Pr(Y=1|X)$، فإن الحد الثاني من الجانب الأيمن للمعادلة (3) يحذف، كون ، $F(\tau_0 - X\beta) = F(-\infty - X\beta) = 0$، وعند حساب $Pr(Y=J|X)$، فإن الحد الأول من الجانب الايمن يصبح 1، كون $F(\tau_J - X\beta) = F(\infty - X\beta) = 1$.

4-3 تقدير أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي[3][4] Estimation of ordinal logistic regression model

ليكن β متجة يتضمن معلمات الأنموذج، ومعلمة الحد الثابت β_0 في الصف الأول، وليكن τ متجه يتضمن معلمات حد العتبة، ومن المعادلة (3):

$$\Pr(Y_i = m|X_i, \beta, \tau) = F(\tau_m - X_i\beta) - F(\tau_{m-1} - X_i\beta) \text{ .....(4)}$$

وأن الاحتمال لأي قيمة تشاهد للمتغير Y كانت مشاهدة فعلا للمشاهدة ith هو

$$p_i = \begin{cases} Pr(Y_i = 1|X_i, \beta, \tau) & if\ Y = 1 \\ \vdots & \vdots \\ Pr(Y_i = m|X_i, \beta, \tau) & if\ Y = m \\ \vdots & \vdots \\ Pr(Y_i = J|X_i, \beta, \tau) & if\ Y = J \end{cases} \text{..... (5)}$$

حيث $J = 1, \dots, m-1$

وإذا كانت المشاهدات مستقلة، فإن معادلة الامكان ستكون:

$$L(\beta, \tau|Y, X) = \prod_{i=1}^{N} pi \text{ .....(6)}$$

وبدمج المعادلة (5) من خلال المعادلة (6)

$$L(\beta, \tau|Y, X) = \prod_{j=1}^{J} \prod_{Y_{i=j}} Pr(Y_i = j|X_i, \beta, \tau)$$
$$= \prod_{j=1}^{J} \prod_{Y_{i=j}} [F(\tau_j - X_i\beta) - F(\tau_{j-1} - X_i\beta)]$$

وبأخذ اللوغاريتم، فإن لوغاريتم الامكان:

$$\ln L(\beta, \tau|Y, X) = \sum_{j=1}^{J} \sum_{Y_i=j} \ln[F(\tau_j - X_i\beta) - F(\tau_{j-1} - X_i\beta)]$$

هذه المعادلة بالإمكان تعظيمها باستخدام احدى الطرائق العددية(الخوارزميات) لتقدير العتبات τ's والمعلمات β's.

(Maddala,1983) قدم التدرج ومصفوفة Hessian لطريقة نيوتن -رافسون واستعرض (Pratt's, 1981) النتائج التي تبرهن أن طريقة نيوتن- رافسون تقترب إلى التعظيم العالي، وأن نتائج التقديرات تكون متسقة وطبيعي تقاربياً و كفوءة تقاربياً.

5-3 تقييم جودة التوفيق للأنموذج[3][9]

في أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي يستعاض عن معامل التحديد (R^2) الذي يستخدم لمعرفه مدى ملاءمة نماذج الانحدار المقترحه لبيانات الدراسة بمعامل التحديد الزائف pseudo$-R^2$ وهناك عده صيغ لحسابه:

$$R_1^2 = \frac{\widehat{var}(\hat{Y}^*)}{\widehat{var}(Y^*)} = \frac{\widehat{var}(\hat{Y}^*)}{\widehat{var}(\hat{Y}^*)+var(\varepsilon)} \ldots\ldots(7)$$

R_1^2 *يعرف بصيغة* (McKelvey and Zavoina)، وأن تباين المتغير الكامن المقدر $\hat{Y}^*$ يحسب كالأتي:

$$\widehat{var}(\hat{Y}^*) = \hat{\beta}'\widehat{var}(X)\hat{\beta}$$

حيث $\widehat{var}(X)$ هو مصفوفة التغاير المقدرة من خلال المتغيرات التوضيحية.

$$R_2^2 = 1 - \left[\frac{L(\mu_\alpha)}{L(\mu_\beta)}\right]^{2/N} \ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

اذ أن $L(\mu_\alpha)$ تمثل دالة الامكان للانموذج المتضمن الحد الثابت فقط و$L(\mu_\beta)$ تمثل دالة الامكان للانموذج المتضمن جميع المتغيرات التوضيحة.

R_2^2 يعرف بصيغة (cox and snell)

$$R_3^2 = \frac{R_3^2}{max\, R_3^2} = \frac{1-[L(\mu_\alpha)/L(\mu_\beta)]^{2/N}}{1-L(\mu_\alpha)^{2/N}} \ldots\ldots\ldots\ldots(9)$$

R_3^2 والذي يعرف بصيغة (Cragg and Uhler):

6-3 اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

مقدرات الإمكان الأعظم تأخذ التوزيع الطبيعي المقارب، وهذا يعني أنه كلما يزداد حجم العينة، فإن توزيع المعاينة لمقدر الأمكان الاعظم يصبح طبيعي تقريباً، ولمتجه من المعلمات:

$$\hat{\beta} \overset{a}{\sim} \aleph\left(\beta, \mathrm{var}(\hat{\beta})\right)$$

حيث$\mathrm{Var}(\hat{\beta})$ مصفوفة التغاير للمتجه $\hat{\beta}$، ولاختبار الفرضية البسيطة $H_0: \beta_k = \beta^*$، حيث β^* هي القيمة المفترضة، وغالبا ما تساوي (0)، وأن إحصاءة الإختبار لهذه الفرضية هي:

$$z = \frac{\hat{\beta}_k - \beta^*}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_k}} \ldots\ldots\ldots\ldots(10)$$

وإذا كانت فرضية العدم H_0 صحيحه، فإن z تتوزع طبيعياً تقريباً بمتوسط (0) وتباين (1) للعينات الكبيرة، وغالباً ما تكون الاختبارات أكثر تعقيداً، فعلى سبيل المثال عندما يراد اختبار عدة معاملات على أنها تساوي جميعها(0) أو أن إثنين من المعاملات متساوية، فمثل هذه الإختبارات يمكن تنفيذها باستخدام اختبار Wald واختبار نسبة الإمكان likelihood Ratio (LR).

7-3 طرائق تفسير أنموذج الأنحدار اللوجستك الترتيبي[3] Methods of Interpretation

بعد الحصول على تقديرات المعاملات، يصبح بالإمكأن تفسيرها على أساس فكرة المتغير الكامن،كما يتم استخدام هذه المعاملات لحساب التأثيرات على الإحتمالات للإستجابات المشاهدة.

1-7-3 التغير الجزئي في المتغير الكامن[3] The Partial Change in Y^*

لأنموذج الأنحدار الترتيبي، $Y^* = X\beta + \varepsilon$، التغير الجزئي في Y^* هو :

$$\frac{\partial Y^*}{\partial x_k} = \beta_k$$

ولكون تباين Y^* لا يمكن تقديره من البيانات المشاهدة، فإن المعني لتغير وحدات β_k في Y^* غير واضح، ,كما تم مناقشته من قبل McKelvey and Zavoina عام (1975)، كذلك Winship and Mare عام (1984)، حيث اوضحوا أن التفسيرات ينبغي أن تستند على المعاملات الكاملة الوحدة، أو معاملات الموحدة للمتغير الكامن. ولتوضيح ذلك بالصيغ:

إذا كان σ_{Y^*} يمثل الإنحراف المعياري غير الشرطي للمتغير الكامن Y^*، فإن معامل الوحدة المتغير الكامن للمتغير التوضيحي x_k هو

$$\beta_k^{s_{y^*}} = \frac{\beta_k}{\sigma_{y^*}}$$

والذي يمكن تفسيره كالأتي:

- لزيادة وحدة واحدة في X_k، فإن Y^* من المتوقع إن يزداد من خلال الأنحرافات المعيارية $\beta_k^{sy^*}$، مع بقاء كل المتغيرات الأخرى ثابتة.

بعد إيجاد معاملات وحدة المتغير الكامن، فإن المعاملات الكاملة الوحدة أيضا توحد المتغيرات التوضيحية، ولتوضيح ذلك:

إذا كان σ_k يمثل الانحراف المعياري للمتغير التوضيحي x_k، فإن المعامل الكامل الوحدة هو

$$\beta_k^s = \frac{\sigma_k \beta_k}{\sigma_{y^*}} = \frac{\sigma_k \beta_k}{\beta_k / \beta_k^{s_{y^*}}} = \sigma_k \beta_k^{s_{y^*}}$$

ويمكن تفسيرها كالأتي:

- لزيادة الانحراف المعياري في x_k، فإن Y^* من المتوقع أن يزداد من خلال الانحرافات المعيارية β_k^s، مع بقاء كل المتغيرات الاخرى ثابته.

ويمكن تقدير تباين للمتغير الكامن Y^* من خلال الصيغة :

$$\hat{\sigma}^2_{y^*} = \hat{\beta}' \widehat{var}(X) \hat{\beta} + var(\varepsilon) \ldots\ldots\ldots\ldots (11)$$

حيث $\widehat{\text{var}}(X)$ هو مصفوفة التغاير للمتغيرات التوضيحية x_k المحسوبة من البيانات المشاهدة، $\hat{\beta}$ متجه مقدرات الإمكان الأعظم، $\text{var}(\varepsilon) = \pi^2/3$.

3-7-2 الاحتمالات التنبؤية[3] Predicted Probabilities

إذا كان الاهتمام ينص على السبب في فئة معينه، يتم استخدام الأساليب المستندة على الإحتمالات للإستجابات المشاهدة:

$$\widehat{\Pr}(Y = m|X) = F(\hat{\tau}_m - X\hat{\beta}) - F(\hat{\tau}_{m-1} - X\beta)$$

حيث $m = 1, \ldots, J-1$

هذه الإحتمالات يمكن استخدمها في مجموعة متنوعة من الطرائق لإظهار العلاقة بين المتغيرات التوضيحية والفئات المعتمدة.

من هذه الطرائق; تحديد المتوسط و المدى للاحتمالات التنبؤية، حيث من المفيد البدء من خلال فحص متوسط الإحتمالات التبؤية وأقل وأكبر احتمال متنبأ لكل العينة:

$$\text{mean } \widehat{\Pr}(Y = m|X) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \widehat{\Pr}(Y_i = m|. X_i)$$

$$\min \widehat{\Pr}(Y = m|X) = \min_i \widehat{\Pr}(Y_i = m|X_i)$$

$$\max \widehat{\Pr}(Y = m|X) = \max_i \widehat{\Pr}(Y_i = m|X_i)$$

$$m = 1, \ldots, J-1$$

3-7-3 التغير الجزئي في الاحتمالات التنبؤية[3] Partial Change in Predicted Probabilities

الطريقة الثالثة لتفسير ألأنموذج هو حساب التغير الجزئي في الاحتمالات، نذكر أن

$$\Pr(Y = m|X) = F(\tau_m - X\beta) - F(\tau_{m-1} - X\beta) \ldots\ldots\ldots (12)$$

$$m = 1, \ldots, J-1$$

و بأخذ المشتقة الجزئية على التوالي إلى x_k:

$$\frac{\partial Pr(Y=m|X)}{\partial x_k} = \frac{\partial F(\tau_m - X\beta)}{\partial x_k} - \frac{\partial F(\tau_{m-1} - X\beta)}{\partial x_k}$$

$$= \beta_k f(\tau_{m-1} - X\beta) - \beta_k f(\tau_m - X\beta)$$

$$= \beta_k [f(\tau_m - X\beta) - f(\tau_{m-1} - X\beta)] \ldots\ldots\ldots\ldots (13)$$

حيث أن التغير الجزئي أو التأثير الهامشي marginal effect هو الميل للمنحنى الذي يربط x_k بالاحتمال $\Pr(Y = m|X)$، مع بقاء كل المتغيرات الأخرى ثابتة.

3-8 افتراض الانحدار الموازي [3] The Parallel Regression Assumption

افتراض الأرجحية النسبية في أنموذج اللوجت الترتيبي هو افتراض ضمني، ويقابل بشكل عام لفكرة الانحدار الموازي في أنموذج اللوجت. فكرة الانحدار الموازي يمكن رؤيتها من خلال اعادة كتابة الأنموذج بمصطلحات الاحتمال التراكمي، اي أن الاستجابة تكون أقل من أو تساوي m، حيث $m = 1, \ldots, J-1$.

$$\Pr(Y \leq m|X) = F(\tau_m - X\beta) \ldots\ldots\ldots\ldots (14)$$

الاحتمال التراكمي هو دالة cdf المقيمة عند $\tau_m - X\beta$، ولكون β هو نفسه لكل $m's$ فإن المعادلة (14) تعرف مجموعة من نماذج الاستجابة الثنائية مع معلمات حد ثابت مختلفة، حيث يكون عددها $J-1$، وان J يمثل عدد الفئات لمتغير الاستجابة، حيث سيكون:

$$\tau_m - X\beta = (\tau_m - \beta_0) - \sum_{k=1}^{k} \beta_k x_k$$

وإذا كان الافتراض للانحدار الموازي صحيح، فإن

$$\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_{J-1} = \beta$$

وكل $\widehat{\beta}_m$ هو تقدير متسق ل β في المعادلة (14).

هناك صيغتان لاختبار افتراض الانحدار الموازي التي يمكن استخدمهما لتأكيد هذه التقييم هما اختبار score واختبار Wald، وعند إجراء هذه الاختبارات وكانت النتيجة رفض الافتراض الخاص بالانحدار الموازي، فينبغي النظر في النماذج التي لاتفرض قيد الانحدار الموازي.

4. الجانب التطبيقي

4-1 إطار المجتمع والية جمع البيانات

أولاً : مجتمع البحث:

تم تحديد إطار المجتمع للولادات المصابة بالتشوه الخلقي التي تم إدخالهم إلى قسم الخدج المعقم فقط للعام 2013 في مستشفيات الولادة الحكومية في مدينة بغداد، وأسماء هذه المستشفيات:

1. مستشفى ابن البلدي للأطفال والنسائية.
2. مستشفى فاطمة الزهراء (ع) للنسائية والأطفال.
3. مستشفى العلوية للولادة.
4. مستشفى النعمان العام.
5. مستشفى بغداد العام.
6. مستشفى الكاظمية التعليمي.
7. مستشفى اليرموك التعليمي.

ثانياً: عينة البحث:

من الولادات المصابة بالتشوه الخلقي للعام 2013 في المستشفيات (1,2,5,6,7) المذكورة سابقاً، تم اختيار عينة عشوائية وقد بلغت العينة المشمولة في الدراسة 314 مشاهدة.

ثالثاً: وصف متغيرات الدراسة:

Y: متغير الاستجابة ويمثل درجة التشوه، وهو متغير فئوي ترتيبي بثلاث فئات تم تصنيفها على من قبل المختصين في المجال والتي هي :

- Y=1 (بسيط) للنوع الأول عندما يكون التشوه بسيط ولا يحتاج إلى تدخل جراحي سريع ولا يؤدي إلى الوفاة، التشوهات من هذا النوع والتي تم اعتمادها في هذه الدراسة هي ; (الشفة الارنبية، تشوه الإطراف العليا، تشوه الإطراف السفلى، تشوه الإطراف العليا و السفلى، فتحة في سقف الفم، تشوه في الفم).
- Y=2 (متوسط) للنوع الثاني عندما يكون التشوه من النوع المتوسط إي يحتاج إلى عناية وتدخل جراحي مباشرة بعد الولادة وبعض الأطفال المصابون بهذا النوع من التشوهات يموتون بعد فترة صغيرة من الحياة، والتشوهات المتمثلة بهذا النوع في هذه الدراسة هي(وجود فتحة في الظهر، انسداد فتحة الشرج، استقاء الدماغ، تشوه القلب الولادي، القيلة السحائية، بروز الأمعاء، تشوه في البطن).
- Y=3(خطير) للنوع الثالث وهي الأخطر حيث يكون الجنين مصاب بتشوهات خطيرة مثل (انعدام الدماغ، متلازمة ادواردز أو الاصابة بعدة تشوهات) ويؤدي إلى الوفاة مباشرة قبل أو إثناء الولادة أو بعد الولادة مباشرة. أما المتغيرات التوضيحية هي:

X_1 والذي يمثل عمر الام. وهو متغير كمي

X_2 : نوع RH للام، هو متغير فئوي اسمي وتم ترميزه 1 عندما يكون سالب و 0 عندما يكون موجب.

X_3: صلة القرابة بين الزوجين. أيضا هو متغير فئوي اسمي وتم ترميزه 1 عند وجود صلة و 0 عند عدم وجود صلة قرابة بينهما.

X_4 : عدد الإسقاطات السابقة، متغير كمي.

X_5: عدد الولادات الحية السابقة، متغير كمي.

X_6: عدد الولادات الميتة، متغير كمي.

4-2 الإحصاءات الوصفية

بداية سيتم عرض بعض الإحصاءات الوصفية كالنسب المئوية والمتوسطات والانحراف المعياري لمجتمع البحث والمتغيرات البحث كافة.

الجدول (1) يبين مجاميع الولادات الحية وعدد الولادات الميتة والتشوهات لكل 1000ولادة (‰) والمجموع الكلي(الذي هو عبارة عن مجموع الولادات الحية والميتة)، وتم تسجيل نسب الولادات الميتة، لان بعض الأجنة المصابة بتشوهات خطيرة تموت أثناء الولادة أو قبل الولادة فتسجل ضمن الولادات الميتة، ويتضح أن أعلى نسبة للولادات الميتة للعام 2013 في بغداد كان في مستشفى بغداد والتي هي 24.7‰ (أي أن هناك 24.7 ولادة ميتة لكل 1000 ولادة) في العام 2013، وهذه النسبة عالية قياساً إلى النسب العالمية، والسبب يعود إلى زيادة التشوهات الخلقية المسجلة في هذه المستشفى حيث كانت نسبتها 5.8‰، تليها مستشفى العلوية حيث النسبة 15.2‰، وأن نسبة الولادات المشوهة 15 ‰، ويتضح أن نسبة الولادات المشوهه قريبه جداً من نسبة الولادة الميتة، إي أن 15.2‰ من الولادات الميتة سببها الإصابة بتشوهات خطيرة وأن 0.2‰ بسبب عوامل اخرى، تليها مستشفى اليرموك، حيث نسبة الولادة الميتة 11.9‰ ونسبة الولادة المشوهة 4.8‰، يلها مستشفى فاطمة الزهراء (ع) حيث نسبة الولادات الميتة 11.5‰ونسبة الولادة المشوهة 3.6‰، وسجلت مستشفى ابن البلدي اقل نسبة للولادات الميتة 7.6‰ واقل نسبة للولادات المشوهة 3.5‰، بالرغم من أن مجموع الولادات الكلي كان 17312 وهو قريب إلى المجموع الكلي لمستشفى العلوية الذي هو 17511، والسبب يعود لكون مستشفى العلوية تعتبر من المستوى الثالث.

جدول (1)

يمثل عدد الولادات الميتة والتشوهات لكل 1000ولادة (‰) في مستشفيات الولادة في مدينة بغداد للعام 2013

ت	اسم المستشفى	الولادات الحية	الولادات الميتة‰	الولادات المشوهة‰	الولادات الكلي
1	ابن البلدي	19366	7.6	3.5	19515
2	فاطمة الزهراء(ع)	24151	11.5	3.6	24432
3	العلوية	16968	15.2	15	17230
4	بغداد	11835	24.7	5.8	12135
5	اليرموك	13282	11.9	4.8	13442
6	النعمان	2007	9.8	3.9	2027
7	الكاظمية	10117	10.9	8.4	10229
	المجموع	97726	13	6.5	99010

من الجدول (2) يتضح أن نسبة الأطفال المصابون بالتشوهات من النوع الثاني لعينة البحث هو46.82 وهي نسبة عالية، ويعد هذا النوع أيضا من الانواع الخطيرة لأن بعض الأطفال يتوفون بعد فترة قصيرة من الحياة، يليه التشوهات من النوع الثالث بنسبة 45.86 وهي نسبة عاليه جدا قياسا بالنسب العالمية لهذا النوع من التشوهات، إما النوع الأول فهو اقل نسبة والتي هي 7.32، والسبب يعود إلى عدم تسجيل بعض حالات التشوه البسيطة مثل تشوه في الإطراف العليا أو اليسرى أو أصابع اليد حيث يتم إحالتهم شفهياً من قبل الطبيب المختص إلى المراكز التخصصية دون ادخالهم الى قسم الخدج المعقم و تسجيلهم في السجلات الخاصة بهذا القسم.

ومن الجدول (3) يتضح أن (52.23%) من العينه تمثل نسبة الذكور، وتكون نسبة الاناث(47.77%)، وهي اقل من نسبة الذكور، كما يتضح ان متوسط عمر الام (X_1) هو 26، وأن الانحراف المعياري لهذا العامل يفسر أن التشتت لهذا العامل يكون بمقدار (6.54)، كما يتضح أن النسبة المئوية للامهات اللاتي تكون فصيلة الدم غيرمتطابقه مع فصيلة الزوج (Rh^-) (42.36%) وهي اقل من نسبة اللاتي تكون فصيلة الدم متطابقه(Rh^+) (57.64%)، اما متغير صلة القرابة X3 حيث بلغت نسبة الأمهات اللاتي لهن صلة قرابة مع ازواجهن (64.33%).

كما يعرض الجدول (3) الانحرافات المعيارية لمتغيرات البحث إذ يفسر الانحراف المعياري لعامل الاسقاطات السابقة X_4 أن مقدار التشتت لهذا العامل يكون بمقدار (0.38) كذلك الحال بالنسبةل للمتغيرين X_5 , X_6 حيث يكون مقدار التشتت (1.93)،(0.66) على التوالي .

جدول (2)

يمثل النسب المئوية للمتغيرات الفئوية

نوع الاستجابة	عددالحالات	نسبة الأشخاص %
1 :تشوه بسيط	23	7.32
2 :تشوه متوسط	147	46.82
3 :تشوه خطير	144	45.86

جدول (3)
يمثل الإحصاءات الوصفية للمتغيرات التوضيحية

المتغرات التوضيحية	عدد الحالات	النسب المئوية	Men	S.d
X_1:عمر الام			26	6.54
X_2 :Rh				
موجب	181	57.64%		
سالب	133	42.63%		
X_3:صلة القرابة				
وجود صلة	112	35.67		
عدم وجود صلة	202	64.33		
X_4:الاسقاطات السابقة			0.175	0.38
X_5:الولادات الحية			2.392	1.93
X_6:الميتة السابقة			0.354	0.66
جنس الجنين				
ذكر	164	52.23		
أنثى	150	47.77		

3-4 نتائج تقدير أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي

عمد الباحثين الى الاستعانة بالبرنامج الاحصائي STATA لتقدير أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي بعد تغذية البرنامج المذكور بالمعلومات المطلوبة، وفيما يلي عرض ومناقشة للنتائج التي تم الحصول عليها خلال استخدامنا لذلك البرنامج، فضلا عن تبويب تلك النتائج في جداول ليسهل تحليلها ومناقشتها.

نبدأ بملاءمة أنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي،حيث نقوم بتقدير الأنموذج

$$\Pr(Y = m \mid xi) = F(\tau_m - x\beta) - F(\tau_{m-1} - x\beta)$$

وأن

$$X\beta = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6$$

حيث $m = 1, 2$

F تمثل دالة cdf لتوزيع الأخطاء، وعلى افتراض أن الاخطاء تاخذ التوزيع اللوجستك للحصول على أنموذج اللوجت الترتيبي، والجدول (4) يوضح التحليل لأنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي، حيث أن مقدرات الإمكان الأعظم تم تعظيمها باستخدام طريقة نيوتن-رافسون.

بدءاً يتم تضمين الحد الثابت فقط في الأنموذج لملاءمة أنموذج فرضية العدم، بعد ذلك يتم الانتقال إلى ملاءمة الأنموذج الكامل ويتوقف التكرار حالما يصبح الفرق في دالة لوغارتيم الأمكان بين التكرارات المتتالية صغير بما فيه الكفاية، وبالتالي فإن دالة لوغارتيم النهائي (الملائم) لأنموذج اللوجستك الترتيبي تكون عند التكرار الرابع هو(-268.91748)، حيث تستخدم هذه الدالة في اختبار مربع-كَأي نسبة الإمكان، وأن ($\chi^2_{(6)}$ = 30.06 LR) يمثل اختبار نسبة الإمكان مربع كاي لجميع المتغيرات، وتم حساب هذه القيمة من خلال المعادلة:

-2*(L(null model) - L(fitted model)) =-2*((-283.946) - (-268.917)) = 30.06 وأن Prob ($\chi^2_{(6)}$ = 30.06 <) يشير الى احتمال الحصول على احصاءة اختبار نسبة الامكان ، تحت فرضية العدم (أن كل معاملات الانحدار في الأنموذج تساوي (0))، وبعبارة اخرى، هو احتمال الحصول على احصاءة مربع-كاي chi-square statistic (30.06) اذا كان هناك اي تاثير للمتغيرات المتنبئ predictor بها، حيث تعرف هذه القيمة ب p-value ويتم مقارنتها مع α-level والذي تم تحديده من قبل الباحث سلفا (0.05)، ويتضح أن قيمة احصاءة نسبة الامكان (0.00001) وهي اقل من α -level (<0.05)، ونستنتج من ذلك أن واحد على الأقل من معاملات الانحدار لا يساوي (0) وأن الأنموذج ملائم للبيانات.

الجدول (4) يمثل المعاملات لانموذج اللوجت الترتيبي والمعالم الثانوية، التي تمثل العتبات والتي تستخدم لتحديد النقاط على المتغير الكامن من خلال مستويات متغير الاستجابة، واختبار Wald، ونستنتج أن المتغيرX_4 الذي يمثل عدد الاسقاطات السابقة ذات تأثير معنوي على زيادة حدوث التشوهات الخلقية $(z = 2.74, p < 0.006)$، وكذلك المتغير X_6 الذي يمثل عدد الولادات الميته ذات تأثير معنوي أيضاً $(z = 4.23, P < 0.0000)$.

جدول (4)
يمثل التقديرات لأنموذج االلوجستك الترتيبي

المتغيرات	β	اختبار Wald	
		Z	P>|z|
X_1	0.001	(0.04)	0.970
X_2	0.206	(0.88)	0.381
X_3	-0.085	(-0.36)	0.723
X_4	0.838	(2.74)	0.006
X_5	-0.002	(-0.04)	0.971
X_6	0.932	(4.23)	0.000
cut1	-2.171	(- 3.81)	
cut2	0.677	(1.24)	

من الجدول (5) نجد أن قيمة لوغاريتم دالة الامكان Log-Lik2- للأنموذج الحالي بلغت (537.834) وهي اقل من Log-Lik 2- الخاصة بالانموذج الذي يحوي معلمة الحد الثابت فقط البالغة (567.892)، مما يدل على جودة الأنموذج الذي يحتوي كل المتغيرات التوضحية عن الذي يحوي الثابت فقط.و يتضح اختلاف قيم معامل التحديد باختلاف الصيغ وليس هناك قيمة ثابتة له وبالتالي لايمكن استخدامه في تقييم جودة توفيق الأنموذج.

جدول (5)

يمثل مقاييس جودة التوفيق

مقاييس Measures	
Log-Lik Intercept Only Log-Lik Full Model	-283.946 -268.917
D(302) LR(6)	537.835 30.058
Prob > LR	0.000
ML (Cox-Snell) R^2 Cragg-Uhler(Nagelkerke) R^2	0.091 0.109
McKelvey & Zavoina's R^2	0.122
Variance of y* Variance of error	3.749 3.290

4-4 اختبار افتراض الانحدار الموازي The parallel regression assumption

قبل البدء بتفسير الأنموذج الملائم لابد من فحص الافتراض الضمني لأنموذج الانحدار اللوجستك الترتيبي والذي يتعبر الاداء القوية للتأكد من جودة التوفيق للانموذج وفي حالة انتهاكه يفضل النظر في نماذج اخرى لا تشترط ذلك الافتراض .

وباستخدام اختبار نسبة الإمكان التقريبي يكون ($\chi^2_{(6)}$ = 0.0213 > Prob) وبذلك يتم قبول فرضية العدم (قبول افتراض الانحدار الموازي)) وهو اكبر من مستوى المعنوية (0.01) المحدد سلفاً من قبل البرنامج.

أو يتم استخدام اختبار Wald وكما موضح في الجدول (6) ، حيث يتم فحص جميع المتغيرات التوضحية على عكس اختبار نسبة الامكان الذي يكون اختبار شامل، ويتضح قبول فرضية العدم (افتراض الانحدارالموازي) لجميع المتغيرات التوضحيه تحت مستوى معنويه 0.01 محدده سلفاً من البرنامج .

جدول (6)

يمثل نتائج اختبار افتراض الانحدار الموازي باستخدام اختبار Wald

	χ^2	Prob > χ^2	Df
All	13.82	0.032	6
X_1	0.70	0.404	1
X_2	4.24	0.040	1
X_3	0.83	0.363	1
X_4	0.02	0.881	1
X_5	2.20	0.138	1
X_6	4.49	0.034	1

5-4 تفسير الأنموذج Interpretation of model

بعد إجراء الاختبارات الخاصة بملاءمة أنموذج اللوجستك (اللوجت) الترتيبي، يمكن إجراء تفسير لمعاملات الأنموذج باستخدام الاحتمالات التنبؤية، حيث تم حساب أقل احتمال متنبأ وأعلى احتمال والمتوسط لكل استجابة وكما موضح في الجدول (7)، يتضح أن متوسط الاحتمالات التنبؤيه لحدوث التشوهات من الفئة الاولى (التشوهات البسيطة) (Y=1)(0.07) واقل احتمال متنبأ هو (0.003) واعلى احتمال هو (0.11) وبالتالي فإن المدى يكون (0.11)، في حين نتائج الاحتمالات التنبؤيه كانت أعلى للفئة الثالثة (Y=3) والتي تمثل التشوهات الأخطر التي تؤدي الى وفاة الجنين مباشرة قبل أو اثناء أو بعد الولادة مباشرة، حيث كان متوسط الاحتمالات (0.46) وأن اقل احتمال هو (0.32) و أعلى احتمال (0.97)، وأن المدى هو(0.64). وللفئة الثانية (Y=2) التي تمثل التشوهات المتوسطة والتي تعتبر ايضا خطيرة لكون بعض الاطفال لايستطيعون الاستمرار في الحياة كان، متوسط الاحتمالات التنبؤيه (0.47) وأن اقل احتمال (0.04) واعلى احتمال (0.57) وأن المدى (0.53).

جدول (7)

الاحتمالات التنبؤية للنتائج ضمن العينة لأنموذج اللوجستك الترتيبي

الحالات	الفئه الاولى	الفئه الثانية	الفئه الثالثه
اقل احتمال متنبأ	0.003	0.04	0.32
متوسط الاحتمالات المتنبا	0.07	0.47	0.46
اعلى احتمال متنبأ	0.11	0.57	0.97
المدى	0.11	0.53	0.64

6-4 التغير الهامشي في الاحتمالات التنبؤيه

يمكن حساب التغير(التاثير) الهامشي في الاحتمالات التنبؤية من خلال الصيغه الاتيه:

$$\frac{\partial Pr(Y=m|X)}{\partial x_k} = \frac{\partial F(\tau_m - X\beta)}{\partial x_k} - \frac{\partial F(\tau_{m-1} - X\beta)}{\partial x_k}$$
$$= \beta_k [f(\tau_{m-1} - X\beta) - f(\tau_m - X\beta)]$$

حيث أن التغير الجزئي أو التأثير الهامشي هو الميل للمنحنى الذي يربط X_k بالاحتمال $\Pr(Y = m|X)$، وأن الاشارة للتأثير الهامشي ليست بالضرورة نفس الاشارة للمعلمة β، كون $(\tau_{m-1} - X\beta) - f(\tau_m - X\beta)$ يمكن أن يكون سالب.

ويتضح من الجداول (8)،(9)،(10)، وللمتغير X4 الذي يمثل عدد الاسقاطات السابقه، فإن وجود اسقاطات سابقة متعدده يزيد من احتمال حدوث تشوهات خطيرة (مميته)(Y=3) حيث بلغ التغير الهامشي (0.206). وللمتغير X_6 الذي يمثل عدد الولادات الميته السابقة، فإن وجود ولادة ميته واحده أو اكثر سابقة يزيد من احتمال حدوث تشوهات خطيرة (مميته) بالدرجة الأولى (0.232) ومتوسطة بالدرجة الثانية(0.208).

جدول (8)

يمثل التغير الهامشي للاستجابة رقم 1

Marginal effects after ologit
y = Pr(Y==1) (predict, o(1)) = .06326275

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
X_4	-.0398146	.01346	-2.96	0.003	-.066196	-.013433	.175159
X_6	-.055252	.01528	-3.62	0.000	-.085192	-.025312	.353503

جدول (9)

يمثل التغير الهامشي للاستجابة رقم 2

Marginal effects after ologit
y = Pr(Y==2) (predict, o(2)) = .47496194

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
X_4	-.1659812	.06148	-2.70	0.007	-.286486	-.045477	.175159
X_6	-.1764748	.04542	-3.89	0.000	-.265492	-.087457	.353503

جدول (10)

يمثل التغير الهامشي للاستجابة رقم 3

Marginal effects after ologit
y = Pr(Y==3) (predict, o(3)) = .46177531

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
X_4	.2057958	.07191	2.86	0.004	.064847	.346745	.175159
X_6	.2317268	.05509	4.21	0.000	.123744	.339709	.353503

7-4 الاستنتاجات

1. أظهرت نتائج الدراسة أن زيادة أعداد الولادات المصابة بالتشوهات الخلقية الخطيرة كانت وراء الزيادة في أعداد الولادات الميتة في بغداد.
2. اظهرت نتائج الدراسة أن استخدام اسلوب الانحدار اللوجستي الترتيبي اعطى نتائج منطقية تتفق مع النظرية فيما يخص الظاهرة المدروسة.
3. اظهرت نتائج التحليل أن هناك تأثير معنوي للمتغير X_4 والذي يمثل عدد الاسقاطات السابقة، والذي يعني عدم اكتراث الامهات بالنصائح التي تنص على معالجة اسباب الاسقاط قبل الحمل مرة اخرى حتى لا يتكرر ذلك.
4. كما أوضحت نتائج الدراسة أن للمتغير X_6 والذي يمثل عدد الولادات الميتة السابقة تاثير معنوي ايضا، والذي يعني عدم اكتراث الامهات بالنصائح التي تنص على معالجة اسباب موت الجنين قبل الحمل مرة اخرى حتى لا يتكرر ذلك.
5. اظهرت النتائج عدم وجود تاثير معنوي للمتغير X_2 الذي يمثل عامل RH، لكون نسبة الامهات اللاتي يكون فصيلة الدم متطابقة مع فصيلة الزوج +RH والتي هي (57.64) اعلى من نسبة الامهات اللاتي يكون فصيلة الدم غير متطابقة $^-$RH (42.36).
6. اظهرت نتائج الدراسة عدم وجود تاثير معنوي للمتغيرX_1 والذي يمثل عمر الام، بسبب عدم وجود حالات كثيرة للامهات اللاتي اعمارهن خارج السن المناسب للحمل لبيانات البحث.

8-4 التوصيات

1. إن وجود فترات راحة للام بين طفل وأخر والتي يجب أن لا تقل عن ثلاث سنوات حيث في هذه الفترة يستعيد جسم الأم كافة العناصر التي فقدها الجسم اثناء الحمل والولادة والرضاعة مما يؤدي الى كون الام مستعدة للحمل القادم ويقلل من نسبة ظهور التشوهات في الاطفال.
2. إن وجود اسقاطات متعدده لدى الام الحامل هو دليل على وجود أمراض لدى الام قد تؤدي الى حدوث تشوهات خلقيه، فيجب أن تتم معالجة الام ومعرفة اسباب هذه الاسقاطات قبل الحمل القادم.
3. في حالة وجود ولادة ميته، يجب اجراء فحص شامل لمعرفة اسباب الوفاة، وفي حالة وجود أسباب من الممكن معالجتها يجب أن يتم معالجتها قبل الحمل القادم مع زيادة المتابعة للحمل، وإجراء الفحوصات في أوقات ثابتة من الحمل مع امكانية اجراء فحص على السائل الامنيوسي في الاسبوع 12 الى 14 من الحمل.
4. ينصح بعدم تاخير الحمل كثيرا حيث كلما تقدم عمر الزوجة زادت نسبة حدوث بعض التشوهات، وبالذات متلازمة دوان، خصوصا بعد سن ال35 عاما.
5. تناول حامض الفوليك قبل أو عند التخطيط لحدوث الحمل، كونه مادة مهمة لسلامة تكون الجهاز العصبي للجنين الذي يتم تخلقه في الاسابيع الاولى من الحمل.
6. ضرورة إجراء دارسات أكثر حول أسباب التشوهات الخلقية للوصول إلى معرفة العوامل المسببة ومحاولة التقليل من خطر هذه العوامل.
7. الاهتمام بالجانب الإحصائي في وحدات الخدج وحديثي الولادة و صالات الولادة في المستشفيات الحكومية والأهلية للوصول إلى معرفة الحجم الحقيقي للمشكلة ودراسة كيفية العمل على تقليل هذه المشكلة.
8. الاهتمام بأخذ التاريخ المرضي للعائلة عند حدوث حالة التشوهات الخلقية ودراسة الحالة بشكل موسع لمعرفة أسباب ظهور هذه الحالة والعمل على عدم تكرارها في المستقبل.
9. إجراء الفحص ما قبل الزواج والاستشارة الوراثية وخاصة لمن كان لديهم في العائلة أفراد مصابون بأمراض وراثية مهمة متابعة الحمل باستمرار مع طبيب متخصص مهم جدا لسلامة الأم وطفلها.
10. متابعة الحمل باستمرار مع طبيب متخصص مهم جدا لسلامة الام وطفلها.

المصادر

1. Agresti, A. (1990). Categorical data analysis, New York: John Wiley.
2. Brant, R. (1990). Biometrics, 46, 1171-1178.
3. Long, J. S. (1997). Regression models for Categorical and limited dependent variable. Thousand Oaks, CA: Sage. bgn
4. Maddala, G. S. (1983). Limited- dependent and qualitative variable in econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.
5. Magee, L. (1990). R2 Measures based on Wald and likelihood ratio joint significance tests. American Statistician, 44, 250-253.
6. Marcus, A., & Greene, W. H. (1985). The determinants of rating assignment and performance, Working Paper, No. CRC528. Alexandria, VA, Center for Naval Analyses.
7. McCullagh, P. & Nelder, J. A. (1989). Generalized linear models (2nd ed.). New York: Chapman and Hall.
8. McFadden, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In P. Zarembka (Ed), Frontiers of econometrics (pp. 105- 142). New York: Academic Press.
9. McKelvey, R. D., & Zavoina, W. (1975). A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. Journal of Mathematical Sociology, 4, 103-120.
10. Pratt, J. W. (1981). Concavity of the log-likelihood. Journal of the Americana Statistical Association, 76, 137-159.
11. Raftery, A. E. (1996). Bayesian model selection in social research. In P. V. Marsden (Ed.), Sociological methodology, (Vol. 25, pp. 111-163). Oxford: Basil Blackwell.
12. Winship, C., & Mare, R. D. (1984). Regression models with ordinal variable. American Sociological Review, 49, 512-525.

……..

……

……