

# 產婦妊娠危險因子與新生兒先天性缺陷 之關聯性分析

莊聲和\* 喬治華\*\* 朱柏諦\*\*\* 湯美玲\*\*\*\*

---

\* 東吳大學財務工程與精算數學系副教授  
E-mail: jsh@scu.edu.tw

\*\* 東吳大學財務工程與精算數學系教授  
E-mail: chchiao@scu.edu.tw

\*\*\* 新光人壽保險股份有限公司商品研發專員  
E-mail: skeu4200@skl.com.tw

\*\*\*\* 東吳大學財務工程與精算數學系副教授，通訊作者  
E-mail: mgtang@scu.edu.tw

收稿日期：2023.11.03；接受刊登：2024.03.15

## 摘要

產婦高齡化趨勢下，商業保險中的婦嬰險可被發展來為產婦及新生兒提供額外醫療保障。然而除了產婦年齡與保險年度資料外，婦嬰險的定價與風險管理還需要考慮許多重要的風險因子。本研究乃藉由「衛生福利資料科學中心」資料，以全民健康保險資料庫為基礎，全面探討我國產婦是否患有妊娠危險因子與其新生兒患有先天性缺陷的關聯性。研究結果發現，產婦年齡與新生兒先天性缺陷率會呈二次曲線關係，並且產婦患有妊娠危險因子是解釋新生兒先天性缺陷率的最重要因子。除此之外，儘管新生兒先天性缺陷率逐年降低，但居住在非六都的產婦，其新生兒先天性缺陷率也會較高。

**關鍵詞：**妊娠危險因子、先天缺陷、產前健康照護、婦嬰險、廣義線性模型

## 壹、前言

依據內政部戶政司（n.d.b）統計，我國產婦年齡正逐年升高：2022年產婦生育的平均年齡為32.42歲，已高於2010年時的30.62歲，及2000年時的28.12歲。其中，我國婦女首次懷孕的年齡已在2010年時，就以30-34歲居多、25-29歲次之；但自2017年起，35-39歲年齡層取代了25-29歲，開始躍居為第二高族群，且人數持續逐年攀升（內政部戶政司 n.d.a）。根據國際婦產科聯盟（Federation of International Gynecology and Obstetrics）的定義，若產婦初次生產時的年齡超過35歲，即算是高齡產婦（elderly primigravida）（Ataullah and Freeman-Wang 2005）；而若是已經生過孩子的經驗產婦，一般以40歲作為高齡產婦的起算點（台灣基康 2020）。隨著產婦的年齡升高，高風險妊娠與不孕問題也逐漸浮現，產婦發生不孕、流產、早產（preterm delivery）、死產、妊娠高血壓（pregnancy-related hypertensive disorders）、妊娠糖尿病（gestational diabetes mellitus）等高危妊娠合併症的風險也相對較大。例如衛生福利部國民健康署（國健署 2019a）出版的《中華民國107年出生通報統計年報》顯示，出生時有先天性缺陷之新生兒人數占當年出生人數的0.35%，其中出生通報活產有先天性缺陷之產婦有超過66.6%比例大於30歲。<sup>1</sup>而在2022年所公布的嬰兒主要死亡原因中的「源於周產期的特定病況」與「先天性畸形、變形及染色體異常」位居第一、二位，占比各為53.60%與18.03%（衛生福利部統計處 n.d.），顯示胎兒周產期病況與新生兒先

1 至《中華民國108年出生通報統計年報》編製時，因有鑑於社會環境變遷以及各界關注重點，爰重新檢視統計項目及內容，因此新生兒在醫學上之初步所見未經確診之先天性缺陷分析項目已刪減不再呈現（國健署 2021）。嬰孩自出生後的4週（28天）內，稱為新生兒期（neonate or newborn）；出生後4週到滿1週歲則為嬰兒期（infant）（National Library of Medicine n.d.; World Health Organization [WHO] n.d.）。

天性缺陷是導致新生兒死亡之主因，因此如何提升產前高風險因子辨識與控制、協助產後的風險曝露積極處置等，是政府、醫療體系與育齡家庭不可輕忽的一項議題。

國健署有鑑於此，乃結合我國健保特約醫院，實施孕婦預防保健服務，除了於2021年7月起將產檢補助次數由10次提高到14次、超音波檢查由一次增加至三次以外，並新增妊娠糖尿病篩檢與貧血檢驗等，以期降低產婦之妊娠與生產併發症、減少孕婦及新生兒死亡機率（國健署 n.d.b）。另外在2014年依據國健婦字第1030401817號，國健署也提出「孕婦產前健康照護衛教指導服務補助方案」，針對孕期重要健康議題提供特定衛教指導，避免危險因子對母親及嬰兒的健康造成負面影響，同時降低相關合併症或慢性病發生的機會（國健署 2014）。然而，雖然在孕期有產前檢查的協助，但嬰兒時期先天代謝異常疾病的症狀普遍不明顯，因此需要透過新生兒先天性代謝異常疾病篩檢（以下簡稱新生兒篩檢），在新生兒出生的48小時內，全面對特定先天代謝疾病進行篩檢（國健署 2019b）。透過篩檢讓醫師能在有效期間內發現病患，並給予適當治療，以防範後遺症的發生，避免未及時適當治療而可能造成的永久神經與身體損害後遺症。有鑑於新生兒篩檢的重要性，我國國健署於2019年10月1日起即將新生兒篩檢的公費項目從11項擴增到21項，而歷年的新生兒篩檢率均超過99%，是我國政府生育保健政策中重要的一環。

由於如何提升產前高風險因子辨識與控制、協助產後的風險曝露積極處置等，是我國人口政策、醫療公衛體系的重要課題；而除了仰賴全民健康保險（以下簡稱健保）的基礎醫療福利保障外，商業保險中的婦嬰險亦可提供育齡家庭額外的保障資源，達到以商業保險補充健保的增強保障效果。故本研究透過我國衛生福利部「衛生福利資料科學中心」所提供之健保資料庫，以全人口面向的資料，分析母親懷孕時之年齡、罹患妊娠糖尿病、心臟疾病、慢性高血壓等疾病，以及孕期抽菸、孕期酗酒、藥癮，是否會對新生兒的先天缺陷造成影響進

行探討。本研究進而整理目前我國保險市場的婦嬰險產品，其針對嬰幼兒的先天缺陷保障範圍可以依疾病概分為六大類，分別為特定染色體疾病、特定先天性神經系統疾病、特定先天性代謝異常、特定先天性消化系統疾病、特定先天性心臟病與其他類疾病。故本研究嘗試找出嬰幼兒先天缺陷與母親之關聯性，期望研究結果所得到之資訊，能作為我國主管機關對於制定人口發展與醫療福利相關政策之參考。對於產婦而言，也能使其瞭解不同生產年齡及懷孕時患有各類疾病，是否會顯著影響新生兒罹患先天性缺陷之風險。對商業保險產業而言，也有利保險公司進一步瞭解婦嬰險商品之發展需求與風險概況。

本研究內容架構如下，共分為五部分。一、前言，包含研究動機、保險上的需求以及研究流程與章節安排。二、文獻回顧，首先以世界衛生組織（WHO）對新生兒先天缺陷的定義做簡單的介紹，接著對母親懷孕時的危險因子進行相關文獻探討。三、說明資料來源，包含使用資料來源的簡介、資料使用說明、研究對象的擷取方法以及資料的處理方式。四、研究方法與結果分析，分別對資料進行敘述統計、本研究名詞定義以建構模型並對模型結果進行分析。最後於第五部分討論本研究之發現，並說明研究限制與後續研究之建議。

## 貳、文獻回顧

根據WHO（2023）定義，先天性缺陷亦稱先天性異常、先天性畸形或先天性疾病。先天性缺陷是胎兒在母親子宮內所發生的結構性或功能性異常，並能在產前、生產期間或產後發現。其中最常見的嚴重先天性缺陷是心臟缺陷，神經管缺陷和唐氏綜合症。雖然大多數先天性缺陷不能歸咎於一種特定起因，但還是存在一些已知的危險因子，WHO將其分為年齡因子、社會經濟因子、遺傳因子、孕婦營養因子、環境因子等五大類。

許多文獻都指出產婦年齡和不良的妊娠結果有關，例如Hook

(1981) 指出隨著孕婦的年齡增加，懷有染色體異常胎兒的比例會愈高；另外Londero et al. (2019) 根據產婦分娩時的年齡將其分為四組（17歲以下；18-28歲；29-39歲及40歲以上），透過多變量分析證實40歲以上的產婦會導致早產、妊娠高血壓、妊娠糖尿病、胎位異常（abnormal fetal presentation）以及胎兒周腦室白質軟化症（fetal periventricular leukomalacia）等不良妊娠結果的風險增加。該研究也發現17歲以下和40歲以上的產婦年齡，是第三和四級腦室內出血（intraventricular hemorrhage）的重要危險因子。

此外，母親體況會因其居住地區的醫療資源差異及環境污染而受到影響。張家瑜（2013）研究指出，若高齡產婦居住在都市化程度較低地區，會面臨婦產專科健康照護上資源不足的問題，妊娠相關併發症的風險會大於高度都市化地區。該研究也發現各都市化層級間高齡產婦的健康狀況確實存在差異情形，這些差異可能源自於居住地區的環境或生活方式所致。張嘉雯（2015）則發現臺灣目前提供產科的醫師人力呈現地理分布不均現況，並指出產科醫師在不同地區間的資源，會影響到新生兒不良的出生結果。陳秉鈺（2004）針對人口統計變項及母親懷孕時期的空污暴露等兩因子對新生兒先天性缺陷發生率的影響進行分析。研究結果發現受孕前1個月空氣中的二氧化硫（SO<sub>2</sub>）暴露與唐氏症發生有負相關性，及受孕當月臭氧（O<sub>3</sub>）暴露與唐氏症有正相關。林育廷（2015）指出暴露環境空氣污染（臭氧）與胎兒肢體缺陷、早產、早期破水皆有顯著正相關。

母親若在懷孕前或懷孕中罹患特定疾病或有抽菸、喝酒、藥癮等行為，會讓胎兒在母親體內處於相對高風險的環境，造成不良妊娠的結果。Chen et al. (2000) 針對臺北市立婦幼醫院所有在產前檢查懷孕6個月以上的孕婦，使用結構化問卷進行訪視。總共使用12,273個單胞胎活產兒，進行羅吉斯迴歸分析，研究結果顯示低出生體重兒方面，母親產前出血及高血壓是最強的危險因子，其他如瘦小及肥胖的母親、二次以上的自然流產經驗、以前有低出生體重或早產兒，以

及梅毒感染皆有顯著相關。關於早產兒方面，母親產前出血是最強的危險因子，其他如肥胖的母親、矮小的父親、二次以上的自然流產經驗，以及以前有低出生體重或早產兒則有中等程度的影響。

盧玉玫（2005）以花蓮慈濟醫院及花蓮門諾醫院選取研究對象，研究顯示嬰兒在母親懷孕前有抽菸、飲酒及嚼食檳榔等物質使用情形者，生下低體重嬰兒之危險對比值分別為2.19（95% 信賴區間〔confidence interval, CI〕= 0.90-5.36）、2.91（95% CI = 1.24-6.84）及2.06（95% CI = 0.79-5.36）。蔡亭儀（2013）以2004-2009年出生通報檔、健保資料庫為主，輔以出生登記檔進行分析，研究顯示患有妊娠糖尿病母親其新生兒患有全缺陷的危險性是沒有糖尿病母親的1.23倍，耳、面、頸缺陷為1.51倍，心臟缺陷為1.30倍，泌尿系統缺陷為1.49倍，四肢缺陷為1.36倍。邱孟君（2015）使用臺灣2004-2011年的出生登記檔與出生通報檔，分析新生兒先天性心臟病，發現母親罹患先天性心臟病（校正後勝算比〔adjusted odds ratio, AOR〕= 5.77）及第二型糖尿病（AOR = 2.45）與新生兒罹患複雜嚴重型先天性心臟病有顯著相關，多種母親慢性疾病及吸菸行為與簡單輕微型先天性心臟病有關聯。

綜合以上所提及的危險因子，本研究將母親生產時年齡、母親居住地與母親的健康狀態視為會影響新生兒罹患先天缺陷的危險因子，並探討各危險因子對新生兒先天性缺陷的影響是否有顯著的差異，嘗試找出其關聯性。

## 參、資料來源

本研究內容相關提案為經國立陽明交通大學人體研究倫理審查委員會通過（IRB案號YM109114E），資料來源為行政院衛生福利部統計處「衛生福利資料科學中心」，主要使用之資料檔為「Health-09\_出生通報檔」，並與「Health-07\_全民健保承保檔」（以下簡稱承保

檔)與「Health-10\_死因統計檔」檔案串聯後進行產婦資料清理與歸人處理,以利執行後續研究所需之資料分析。上述三個檔案的串檔關聯說明如下:

- 一、利用「Health-09\_出生通報檔」串檔「承保檔」檔案,擷取出本國籍且為健保在保之產婦,另刪除產婦出生日在研究期間最後觀察日(2018年12月31日)以後、刪除產婦出生日在其懷孕日後、產婦在承保檔各年度間出現多筆不同出生日期之樣本資料。另也刪除承保檔中各年度性別欄位為性別不明、性別不一致之資料。
- 二、本研究使用「Health10\_死因統計檔」中死亡日期(D\_DATE)作為產婦最後觀察日判斷條件,若出現多筆死亡日期,則以最後一筆死亡日期為主,其餘未死亡者以2018年12月31日作為其最後觀察日之設限資料,並據以刪除產婦死亡日期在其生產日期前,或懷孕日在產婦最後觀察日之後的樣本資料。

本研究主要使用的「Health-09\_出生通報檔」之相關欄位呈現於表1,而該檔案的資料清理流程如下述:

- 一、根據「Health-09\_出生通報檔」欄位ID\_M(產婦身分證字號)作為與「承保檔」與「Health-10\_死因統計檔」檔案串聯的根據。
- 二、根據其欄位L\_D(出生通報別)判定新生兒是否為活產。
- 三、根據其欄位BIRTH\_YM(新生兒出生年月)前四碼判定新生兒出生年度。
- 四、根據其欄位TRA\_M(產婦現居地縣市鄉鎮)前三碼判定產婦現居地縣市。<sup>2</sup>
- 五、根據其欄位MH\_1-8(此次懷孕健康上之危險因子代碼 01-08)判定母親此次懷孕是否有相關危險因子,共分為21項,如表2所示。
- 六、根據其欄位CGD\_1-12(先天性缺陷代碼 01-12)與CGD\_

2 根據產婦現居地縣市鄉鎮(Health-09檔案序號6)前三碼,區分其現居地為臺灣共22縣市之何處。

表1 Health09\_出生通報檔之欄位說明

序號	中文欄位名稱	英文欄位名稱	類型	長度	資料描述
1	產婦身分證字號	ID_M	Char	12	已加密處理
6	產婦現居地縣市鄉鎮	TRA_M	Char	14	文字呈現
8	出生通報別	L_D	Char	1	1. 活產；2. 死產
10	新生兒出生年月	BIRTH_YM	Char	6	西元年月YYYYMM
25	先天性缺陷代碼 01-12	CGD_1-12	Char	4	妊娠、生產在醫學上特殊情形之新生兒（胎兒）部分。欄位編碼說明詳「先天性缺陷代碼」（民國104年10月起停用），民國105年起欄位無資料。
27	先天性缺陷ICD10代碼 01-12	CGD_ICD10_1-12	Char	17	先天性缺陷 ICD-10-CM代碼（民國104年7月起新增）
28	此次懷孕健康上之危險因子代碼 01-08	MH_1-8	Char	2	妊娠、生產在醫學上特殊情形之產婦部分詳表2「此次懷孕健康上的危險因子代碼」

ICD10\_1-12（先天性缺陷ICD10代碼 01-12）作為判定新生兒是否罹患先天性缺陷。<sup>3</sup>

研究對象首先擷取2001-2018年出生通報檔中共3,781,063名新

表2 本次懷孕健康上的危險因子代碼說明

代碼	本次懷孕健康上的危險因子 (MH_1- MH_8)	備註
01	貧血（血球容積 < 30或血色素 < 10）	
02	心臟疾病	
03	肺病	
04	糖尿病	
05	梅毒	
06	妊娠糖尿病	
07	羊水過多（AFI ≥ 24 cm or DP ≥ 8 cm）或羊水過少	
08	血色素疾病	民國93年1月1日停用
09	慢性高血壓	
10	懷孕引起之高血壓	
11	妊娠毒血症	
12	子宮頸閉鎖不全	
13	曾生產嬰兒體重4,000 g以上	
14	曾生產過早產兒（未滿37週）或體重不足之嬰兒	
15	腎臟疾病	
16	Rh因子過敏	
17	其他（請註明於證明書上）	
18	海洋性貧血（確診案，非帶因者）	民國93年1月1日新增
19	孕期抽菸	民國93年1月1日新增
20	孕期酗酒	民國93年1月1日新增
21	藥癮	民國93年1月1日新增

註：AFI：羊水指數（amniotic fluid index）；DP：最深囊袋（deepest pocket）。

3 先天性缺陷代碼（CGD\_1-12）共區分缺陷類別為：(1) 神經系統；(2) 眼顏面系統；(3) 心臟血管系統；(4) 消化系統；(5) 泌尿生殖系統；(6) 骨骼肌肉系統；(7) 呼吸系統；(8) 染色體異常；(9) 其他等九大類。先天缺陷係指新生兒在醫學上初步所見，未做確診之缺陷。有缺陷者依據接生醫師判斷缺陷類別填立。

生兒，扣除懷孕大於20週或體重大於500 g之死產兒後剩餘3,740,976名，再串聯2001-2018年之承保檔合併進行資料歸人清理後共餘3,419,677名。再扣除錯誤資料，如產婦性別為男性、產婦生產日在其生日前、產婦生產日在產婦最後觀察日後及產婦現居地縣市為不詳、外籍或資料遺漏者，最後共擷取3,419,522名新生兒為本研究之新生兒研究對象。

## 肆、研究方法與結果

### 一、研究變項與名詞定義

本研究透過分析產婦年齡，其懷孕時是否罹患妊娠糖尿病、心臟疾病、慢性高血壓等疾病，以及孕期是否有抽菸、酗酒、藥癮等產婦危險因子，探討這些因子是否會對新生兒先天性缺陷造成影響。基此，本研究模型各類變數與名詞定義如下說明，研究並以SAS Enterprise Guide 8.3進行統計分析。

#### (一) 因變數：新生兒先天性缺陷率

1. 有無先天性缺陷：係指本研究對象在出生通報檔中，新生兒是否具有任何缺陷類別，區分為有缺陷與無缺陷兩大類。有缺陷者指具有先天性缺陷代碼（CGD\_1-12）所區分之九大類缺陷類別中之任一缺陷，無缺陷者指不具九類中任一缺陷。
2. 新生兒先天性缺陷率：平均每千名新生兒罹患先天性缺陷之人數，計算方法如下：

$$\text{新生兒先天性缺陷率} = \frac{\text{有先天性缺陷之活產新生兒人數}}{\text{總活產新生兒人數}} \times 1,000 \dots\dots\dots(1)$$

## (二) 解釋變數：產婦年齡、新生兒出生年度、產婦現居地縣市、產婦危險因子

1. 產婦年齡：係指本研究對象在出生通報檔中，新生兒出生年減去承保檔中產婦出生年為該產婦生產時年齡。
2. 新生兒出生年度：係指本研究對象在出生通報檔中之新生兒出生年度。
3. 產婦現居地縣市：係指本研究對象在出生通報檔中之產婦現居地。
4. 產婦有無危險因子：係指本研究對象在出生通報檔中產婦是否具有表2所示21項中之任何此次懷孕健康上之危險因子。

## 二、敘述統計結果

表3呈現本研究之全體樣本敘述統計結果，並且以下圖1至圖3呈現變數之趨勢與分布分析。圖1 (a) 首先顯示「產婦年齡」之年度趨勢，圖中顯示我國產婦年齡隨著年度而逐年增加，從2001年產婦生產時的平均年齡28.45歲，上升至2018年的32.13歲。在「新生兒出生年度」方面，圖1 (b) 顯示在本研究期間以龍年2012年之新生兒出生人數最多，約為22.04萬人；相對地虎年2010年出生人數則最少，僅為15.40萬人。而在「產婦現居地縣市」方面，圖1 (c) 顯示在本研究期間新生兒以新北市最多，約占本研究期間總活產新生兒數的18.13%；而六都的產婦人數排名前六名，占產婦總人數近六成，其餘16縣市中則為彰化縣的產婦人數最多。

在「產婦有無危險因子」方面，由於出生通報檔中此次懷孕健康上的危險因子共分21項，分項過細將導致每一項樣本數不足，故本研究除了排除表2所列代碼第17項之「其他（請註明於證明書上）」，將其餘20項危險因子，重新區分為以下六大類：

- (一) 第一類「因懷孕影響的危險因子」：包含妊娠糖尿病、羊水過多（羊水指數  $\geq 24$  cm或最深囊袋  $\geq 8$  cm）或羊水過少、懷孕

表3 全體樣本敘述統計表

項目	人數	比例 (%)	項目	人數	比例 (%)
新生兒出生年度					
2001	219,238	6.41	2010	154,022	4.50
2002	210,923	6.17	2011	185,477	5.42
2003	194,747	5.70	2012	220,431	6.45
2004	188,371	5.51	2013	184,360	5.39
2005	180,328	5.27	2014	200,774	5.87
2006	181,645	5.31	2015	203,452	5.95
2007	183,666	5.37	2016	197,814	5.78
2008	178,785	5.23	2017	185,865	5.44
2009	177,371	5.19	2018	172,253	5.04
產婦現居地縣市					
臺北市	349,460	10.22	嘉義市	35,407	1.04
新北市	619,915	18.13	臺南市	255,797	7.48
桃園市	350,735	10.26	高雄市	377,638	11.04
新竹縣	98,996	2.90	屏東縣	106,314	3.11
新竹市	82,341	2.41	臺東縣	30,515	0.89
苗栗縣	81,119	2.37	花蓮縣	46,547	1.36
彰化縣	196,851	5.76	宜蘭縣	58,378	1.71
臺中市	441,935	12.92	基隆市	44,605	1.30
南投縣	66,337	1.94	澎湖縣	10,980	0.32
雲林縣	89,851	2.63	金門縣	9,499	0.28
嘉義縣	65,446	1.91	連江縣	856	0.03
產婦危險因子					
因懷孕影響的危險因子	91,916	2.69	產婦先天危險因子	9,313	0.32
產婦疾病	34,983	1.02	產婦物質使用危險因子	3,238	0.09
產婦慢性疾病	10,952	0.27	產婦有任一危險因子	140,295	4.10
新生兒先天性缺陷					
神經系統	666	0.02	骨骼肌肉系統	4,705	0.14
眼顏面系統	4,230	0.12	呼吸系統	933	0.03

表3 全體樣本敘述統計表（續）

項目	人數	比例 (%)	項目	人數	比例 (%)
心臟血管系統	2,285	0.07	染色體異常	967	0.03
消化系統	1,634	0.05	其他	1,060	0.03
泌尿生殖系統	1,905	0.06	任一缺陷 <sup>a</sup>	17,329	0.51
<b>產婦年齡</b>					
平均值	30.410				
Q1	27				
中位數	31				
Q3	34				
標準差	4.988				
總樣本數	3,419,522				

註：資料期間：2001年至2018年。

<sup>a</sup>部分新生兒樣本可能有一種以上之先天缺陷，因此上表最後一列的新生兒先天性缺陷統計，九大類先天性缺陷類型人數加總不等於任一缺陷的總人數。

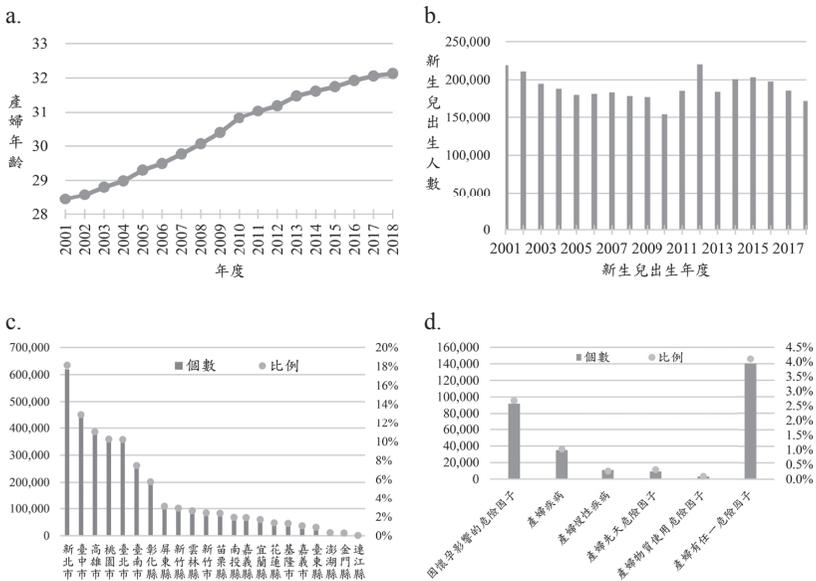


圖1 (a) 產婦年齡年度趨勢、(b) 新生兒出生人數年度趨勢、(c) 產婦現居地縣市分布、(d) 產婦危險因子分布

引起之高血壓、妊娠毒血症、子宮頸閉鎖不全、曾生產嬰兒體重4,000 g以上、曾生產過早產兒（未滿37週）或體重不足之嬰兒等任一項。

- (二) 第二類「產婦疾病」：包含貧血（血球容積  $< 30$ 或血色素  $< 10$ ）、心臟疾病、肺病、梅毒、血色素疾病、腎臟疾病等任一項。
- (三) 第三類「產婦慢性疾病」：包含糖尿病、慢性高血壓等任一項。
- (四) 第四類「產婦先天危險因子」：包含Rh因子過敏、海洋性貧血（確診案，非帶因者）等任一項。
- (五) 第五類「產婦物質使用危險因子」：包含孕期抽菸、孕期酗酒、藥癮等任一項。
- (六) 第六類「產婦有任一危險因子」：滿足上述任一類。

表3與圖1（d）的敘述統計結果顯示，第一類至第五類中，以第一類「因懷孕影響的危險因子」占本研究全體產婦總人數的2.69%為最多，第五類「產婦物質使用危險因子」則相對較少，僅占本研究全體產婦總人數的0.09%。

圖2再細探圖1（d）中的第六類「產婦有任一危險因子」的年齡趨勢與年度趨勢。圖2（a）顯示產婦有任一危險因子之比例隨著產婦

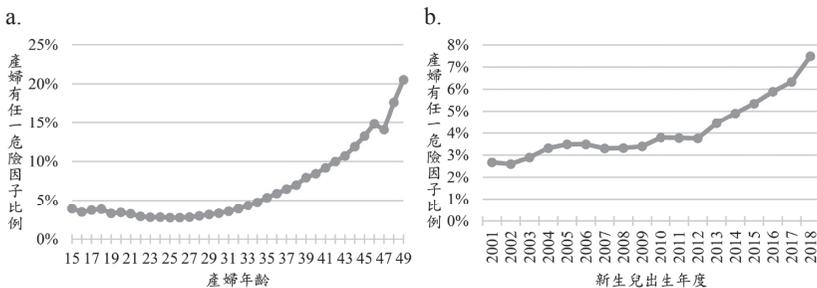


圖2 產婦有任一危險因子之（a）年齡、（b）年度趨勢

註：（a）2001-2018之年度合併資料統計結果；（b）產婦年齡合併資料統計結果。

年齡增加而上升；35歲以下的產婦有任一危險因子之比例低於5%，但隨著產婦年齡愈大此比例快速上升，直至43歲以後產婦有任一危險因子之比例已突破10%。圖2（b）則呈現產婦有任一危險因子之比例也呈現逐年上升的現象，在2001年時，有任一危險因子之產婦比例為2.67%，但至2018年時，此值已上升至7.49%。由於圖2（a）顯示，年齡愈高的產婦有任一危險因子之比例愈高，因此圖2（b）的年度趨勢增長，也有部分原因是反映我國婦女平均生育年齡上升的緣故。

由於本研究欲探討的因變數為新生兒先天性缺陷率，表3與圖3（a）呈現了本研究期間的九大類新生兒先天性缺陷類別之個案數與比例分布。結果顯示其中以骨骼肌肉系統與眼顏面系統等兩大缺陷類別為最大宗——本研究全部樣本期間各有4,705位與4,230位新生兒患

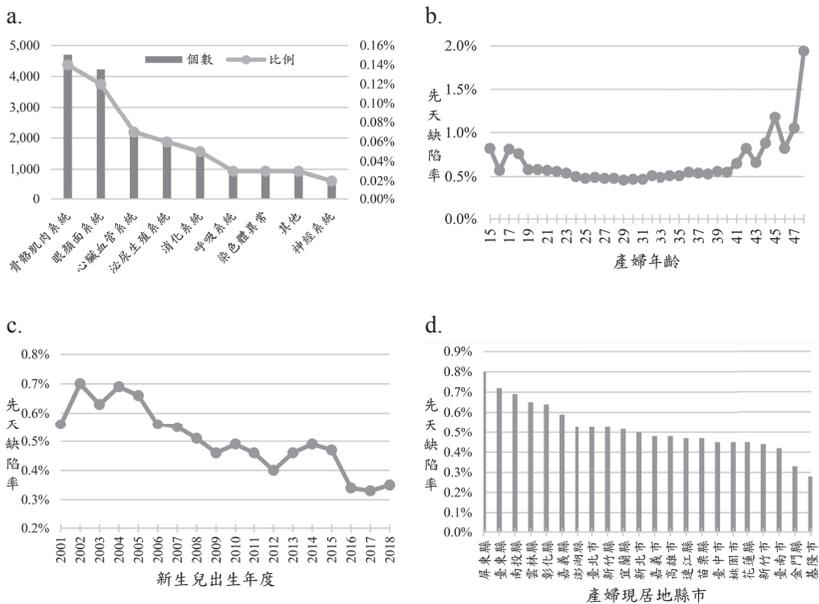


圖3 （a）新生兒先天性缺陷類別分布與（b）產婦年齡、（c）新生兒出生年度、（d）產婦現居地縣市間之趨勢圖或分布圖

註：2001-2018年之年度合併資料統計結果。

有此兩大類疾病——推測可能是此兩類缺陷類別的外顯徵兆較明顯，接生醫師較能在新生兒甫出生即明顯判斷出的緣故。另外神經系統缺陷、呼吸系統缺陷、染色體異常由於發生率低，並且產婦在孕程中若產檢發現通常會選擇墮胎，因此出生數較少，通報的個案數分別只有666筆、933筆與967筆。由於除了骨骼肌肉系統及眼顏面系統以外的剩餘七大類缺陷之資料筆數較少，因此後續分析與模型會將此九大類的新生兒先天性缺陷類別合併，亦即只要新生兒符合任一項缺陷類型，本研究即視為新生兒具有先天性缺陷，而不再細分缺陷類別。

進一步觀察新生兒先天性缺陷率與各解釋變數之關係，圖3 (b) 至3 (d) 即呈現了該因變數與「產婦年齡」、「新生兒出生年度」、「產婦現居地縣市」間之趨勢或分布關係。在新生兒先天性缺陷率與「產婦年齡」關係方面，圖3 (b) 顯示產婦年齡為較低年齡層（20歲以前）與較高年齡層（40歲以後）者，其新生兒之先天性缺陷率會高於中間年齡層（21-39歲）者，其中產婦年齡逾40歲後其新生兒有先天性缺陷之比例會大幅上升。圖3 (c) 則顯示新生兒有先天性缺陷之年度比例趨勢，在2002年新生兒先天性缺陷率最高，約為0.70%，隨後新生兒先天性缺陷率大致呈現逐年微幅下降趨勢。在「產婦現居地縣市」方面，圖3 (d) 的2001-2018年之年度合併資料結果顯示，屏東縣的新生兒先天性缺陷率（0.80%）最高，接著依序為臺東縣（0.72%）與南投縣（0.69%）；先天性缺陷率最低之縣市為金門縣（0.33%）與基隆市（0.28%）。

新生兒先天性缺陷率與另一解釋變數：產婦危險因子間的分析呈現於表4。根據表4，有先天性缺陷之新生兒中，不論產婦具有本研究重新區分的六大類懷孕健康上的危險因子中之任一類，產婦有危險因子者其新生兒先天性缺陷率皆會高於沒有危險因子的產婦。舉例而言，產婦若有第一類「因懷孕影響的危險因子」，其新生兒患有先天性缺陷之比例為1.34%（ $1,229 / (1,229 + 90,687)$ ），若產婦沒有此類危險因子，則其新生兒患有先天性缺陷之比例會降為0.48%（ $16,100 /$

表4 產婦懷孕健康上六大類危險因子之敘述統計

類別：產婦危險因子	新生兒	
	有先天性缺陷	無先天性缺陷
第一類：因懷孕影響的危險因子		
有	1,229 (1.34%)	90,687 (98.66%)
沒有	16,100 (0.48%)	3,311,506 (99.52%)
第二類：產婦疾病		
有	354 (1.01%)	34,629 (98.99%)
沒有	16,975 (0.50%)	3,367,564 (99.50%)
第三類：產婦慢性疾病		
有	165 (1.51%)	10,787 (99.49%)
沒有	17,164 (0.50%)	3,391,406 (99.50%)
第四類：產婦先天危險因子		
有	242 (2.60%)	9,071 (97.40%)
沒有	17,087 (0.50%)	3,393,122 (99.50%)
第五類：產婦物質使用危險因子		
有	67 (2.07%)	3,171 (97.93%)
沒有	17,262 (0.51%)	3,399,022 (99.49%)
第六類：產婦有任一危險因子		
有	1,888 (1.35%)	138,407 (98.65%)
沒有	15,441 (0.47%)	3,263,786 (99.53%)

註：1. 資料期間：2001年至2018年。

2. 出生通報檔中此次懷孕健康上的危險因子共分21項，分項過細將導致每一項樣本數不足，故本研究除了排除表2所列代碼第17項之「其他（請註明於證明書上）」，將其餘20項危險因子，重新區分為表4所示之六大類危險因子。

(16,100 + 3,311,506))。其中又以患有第四類「產婦先天危險因子」者，其新生兒之先天性缺陷的比例最高，達2.60%。由於在分析新生兒先天性缺陷與產婦危險因子之關係時，上述各類產婦危險因子之資料筆數皆不多，因此為了增加樣本數，後續分析時將產婦只要滿足其中一類危險因子均歸為第六類（產婦有任一危險因子）。表4顯示第六類「產婦有任一危險因子」者，其所產新生兒罹患有先天性缺陷的個案數共有1,888名，先天性缺陷率約為1.35%。

### 三、模型建構

本研究以2001-2018年清理歸人後之出生通報檔為基礎，將「產婦年齡」、「新生兒出生年度」、「產婦現居地縣市」以及「產婦有無任一危險因子」作為解釋變數，並嘗試將各種解釋變數依序建構廣義線性模型（generalized linear model, GLM），以進行新生兒先天性缺陷率之分析。在「產婦年齡」上，由於圖3（b）顯示低年齡層與高年齡層產婦之新生兒先天性缺陷率較高，顯示產婦年齡與新生兒先天性缺陷率兩者間之關係非為線性；因此後續模型對於新生兒先天性缺陷率所採用之解釋變數除了包含「產婦年齡」此變數以外，還加入「產婦年齡平方」（*AGESQ*）作為調整項。

其他解釋變數包含：「新生兒出生年度」、「產婦現居地縣市」與「產婦有無任一危險因子」，均為質性變項，因此以指標變數描述。在增加樣本數的考量下，「新生兒出生年度」大致區分為2001-2003年、2004-2006年、2007-2009年、2010-2012年、2013-2015年，和2016-2018年共六組出生年度期間，並以2001-2003年出生年度為比較基準（reference level）；而「產婦現居地縣市」則區分為臺北市、新北市、桃園市、臺中市、臺南市、高雄市以及非六都等七種居住地縣市別，並以臺北市為比較基準；「產婦有無任一危險因子」則以產婦無任一危險因子為比較基準；基於上述設定，本研究所建構的模型彙總如表5所示。

表5 候選模型與解釋變數

解釋變數	模型一	模型二	模型三	模型四
產婦年齡 ( <i>AGE, AGESQ</i> )	✓	✓	✓	✓
產婦有無任一危險因子 ( $X_i$ )		✓	✓	✓
產婦現居地縣市 ( $Y_{i,l}$ )			✓	✓
新生兒出生年度 ( $Z_{i,p}$ )				✓

$$\text{模型一：} \ln\left[E\left(\frac{N}{E}\right)\right] = \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGESQ \dots\dots\dots (2)$$

$$\text{模型二：} \ln\left[E\left(\frac{N}{E}\right)\right] = \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGESQ + \beta_3 X_i \dots\dots\dots (3)$$

$$\text{模型三：} \ln\left[E\left(\frac{N}{E}\right)\right] = \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGESQ + \beta_3 X_i + \sum_{l=1}^6 \gamma_l Y_{i,l} \dots\dots (4)$$

$$\begin{aligned} \text{模型四：} \ln\left[E\left(\frac{N}{E}\right)\right] &= \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGESQ + \beta_3 X_i \\ &+ \sum_{l=1}^6 \gamma_l Y_{i,l} \sum_{p=1}^5 \kappa_p Z_{i,p} \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

其中，定義*N*為產婦年齡*i*歲時，活產新生兒中罹患先天性缺陷之人數， $N = \sum_{i=1}^E I_i$ ，*I<sub>i</sub>*為0或1之指標變數，*I<sub>i</sub>* = 1指該觀察年齡*i*歲產婦生產有活產先天性缺陷新生兒，否則為0；*E*為產婦年齡*i*歲時，活產新生兒總人數；*AGE*為產婦生產年齡；*AGESQ*為產婦生產年齡平方；*X<sub>i</sub>*為0或1之指標變數，*X<sub>i</sub>* = 1指在產婦年齡*i*歲時，有任一妊娠危險因子，否則為0；*Y<sub>i,l</sub>*為0或1之指標變數，*Y<sub>i,l</sub>* = 1指在產婦年齡*i*歲時，其現居地屬於*l*縣市（*l* = 1, ..., 6），否則為0；*Z<sub>i,p</sub>*為0或1之指標變數，*Z<sub>i,p</sub>* = 1指在產婦年齡*i*歲時，其新生兒出生年度屬於*p*期間（*p* = 1, ..., 5），否則為0。

#### 四、結果分析

在考慮不同機率分配與連結函數下之配適結果，本研究分別使用機率分配為卜瓦松分配（Poisson）且連結函數為對數連結函數（log link function），和機率分配為負二項分配（negative binomial）且連結函數為對數連結函數的GLM之設計。其中模型一僅納入產婦年齡、

產婦年齡平方作為解釋變數，<sup>4</sup>模型二至模型四則是再依序多納入表5所設定的「產婦有無任一危險因子」、「產婦現居地縣市」與「新生兒出生年度」等解釋變數，並分別比較不同解釋變數模型下的配適結果之Akaike information criterion (AIC)、Bayesian information criterion (BIC)、偏差 (deviance) / 自由度等三項指標，以此三項指標作為模型一至模型四的選用機率分配與連結函數配對之良窳依據，配適結果如表6。

以第一項指標AIC判斷，可以看出卜瓦松分配在四項模型中有較好的配適度。在第二項指標BIC中，卜瓦松分配依舊呈現較好的配適結果。而第三項指標偏差 / 自由度指標則顯示負二項分配較卜瓦松分配的比值靠近1，因此該指標下負二項分配的配適結果較佳。綜合上述三項指標，其中有兩項指標顯示卜瓦松分配配適結果較佳，而進一步根據表3之敘述統計可知本研究期間的新生兒先天性缺陷率平均值為0.5068% (17,329 / 3,419,522)、新生兒先天性缺陷率變異數則為

表6 模型配適結果表

機率分配 + 連結函數	模型一	模型二	模型三	模型四
AIC				
Poisson + Log	286.7242	559.6865	2,480.1600	9,381.9990
Negative binomial+ Log	288.7242	561.4016	2,481.8510	9,329.3430
BIC				
Poisson + Log	291.3902	568.6805	2,563.9830	9,471.0820
Negative binomial + Log	294.9456	572.6441	2,569.5710	9,424.3640
偏差 / 自由度				
Poisson + Log	1.0061	2.0479	1.2278	1.1254
Negative binomial + Log	1.0061	2.0195	1.2090	0.9987

註：1. AIC: Akaike information criterion; BIC: Bayesian information criterion。

2. AIC與BIC愈小的模型配適度較佳，偏差 / 自由度愈接近1愈佳。

4 該解釋變數屬於連續型的量化資料型態，若另外考慮普通線性模型，即是在GLM架構下設定機率分配為常態分配 (normal) 與連結函數為Identical link之形式。

0.5042% ( $\sum_{i=1}^E I_i^2 / E - \mu^2 = 0.5068\% - (0.5068\%)^2$ ;  $I_i$ 為0或1之指標變數)，顯示新生兒先天性缺陷率的平均值與變異數非常接近，故該因變數應是適合以下瓦松分配進行配適。因此本研究乃假設新生兒先天性缺陷率服從卜瓦松分配，並以對數連結函數作為連結函數，以繼續作為後續分析之模型設定依據；在此設定下，本研究採用的四個模型之參數估計結果如表7所示。

由表7可以發現，四個模型的新生兒先天缺陷率在「產婦年齡平方項」之估計值皆為顯著正值，意即該解釋變數對新生兒先天性缺陷的影響關係為開口向上的拋物線，此結果與先前第肆節第二小節的敘述統計發現一致，低齡與高齡產婦的新生兒先天性缺陷率較高，尤其產婦邁向高齡後，其生產的新生兒罹患先天性缺陷的機率大幅攀升。除了「產婦年齡」因子以外，本研究尚考慮了「產婦有無任一危險因子」、「產婦現居地縣市」與「新生兒出生年度」等因子對於新生兒先天缺陷率的影響。以模型四為例，在其他條件不變下，有任一危險因子的產婦之新生兒先天性缺陷率為沒有任一危險因子產婦的2.92倍 ( $e^{1.0726}$ )，顯示產婦若有任一危險因子，會使其新生兒罹患先天性缺陷的風險大幅上升。而針對「產婦現居地縣市」，在其他條件不變下，與臺北市的新生兒罹患先天性缺陷機率相比，各縣市的新生兒罹患先天性缺陷機率由高到低排序為：非六都縣市（為臺北市的1.09倍且達統計顯著）、新北市（臺北市的0.95倍但未達統計顯著）、高雄市（臺北市的0.93倍且達統計顯著）、臺中市（臺北市的0.89倍且達統計顯著）、桃園市（臺北市的0.87倍且達統計顯著）、臺南市（臺北市的0.80倍且達統計顯著），顯示新生兒先天性缺陷仍存在地區性的差異，此與過去文獻提及地區間產科醫師資源會影響到新生兒不良出生結果之發現，呈現出一致的結果（張家瑜 2013；張嘉雯 2015）。而針對「新生兒出生年度」的影響，在其他條件不變下，與2001-2003年相比，新生兒先天性缺陷率皆隨著年度經過而愈益明

表7 新生兒先天性缺陷率之模型參數估計值：卜瓦松分配

變項	模型一	模型二	模型三	模型四
常數項	-3.1704*** (0.1848)	-3.4654*** (0.1853)	-3.5309*** (0.1879)	-3.4800*** (0.1884)
產婦年齡				
年齡	-0.1479*** (0.0123)	-0.1279*** (0.0124)	-0.1219*** (0.0124)	-0.1204*** (0.0124)
年齡平方	0.0025*** (0.0002)	0.0021*** (0.0002)	0.0020*** (0.0002)	0.0022*** (0.0002)
產婦有任一危險因子		1.0363*** (0.0246)	1.0228*** (0.0246)	1.0726*** (0.0247)
產婦現居地				
新北市			-0.0536 (0.0294)	-0.0539 (0.0294)
桃園市			-0.1516*** (0.0344)	-0.1356*** (0.0344)
臺中市			-0.1268*** (0.0324)	-0.1159** (0.0324)
臺南市			-0.2347*** (0.0386)	-0.2277*** (0.0386)
高雄市			-0.0767* (0.0332)	-0.0753* (0.0332)
非六都縣市			0.0797* (0.0270)	0.0842** (0.0270)
新生兒出生年度				
2004-2006				-0.0070*** (0.0230)
2007-2009				-0.2287*** (0.0250)
2010-2012				-0.3881*** (0.0260)
2013-2015				-0.3530*** (0.0250)
2016-2018				-0.7377*** (0.0290)
A/E ratio	1.0053	1.0003	1.0181	0.9772

註：1. 機率分配為卜瓦松分配且連結函數為對數連結函數。

2. A/E ratio：實際／預測比值。

3. 表中數值為模型中解釋變數之估計值；括號內為估計值之標準誤。

\* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .0001$ .

顯降低；2016-2018年的新生兒先天性缺陷率為2001-2003年的0.48倍（ $e^{-0.7377}$ ）。

不過在考慮模型配適結果後，由先前表6可以觀察到在考慮卜瓦松分配，並以對數連結函數作為連結函數下，本研究發現AIC、BIC、偏差／自由度會隨著模型的解釋變數增加而配適度下降，顯示模型三與模型四可能存在過度配適（overfitting）之問題，而模型一與模型二的配適度較佳。其中模型一在配適度的三項指標中雖然優於模型二，但相較於模型二而言，模型一忽略了「產婦有任一危險因子」此重要解釋變數對於新生兒先天性缺陷率的影響，此變數應屬於重要且顯著的危險因子。而進一步觀察表7所統計之「實際／預測比值」（A/E ratio），表7顯示模型二預測能力可較模型一提高千分之五，且模型二之「實際／預測比值」在四種模型中最接近1，顯示以模型二所預測的新生兒先天性缺陷率能更接近實際結果，其預測誤差率僅低估實際新生兒先天性缺陷率萬分之三，預測表現優良。

本研究另也以負二項機率分配與對數連結函數再次對模型一至模型四進行GLM迴歸，並進行過度離散性檢測（overdispersion test）以驗證因變數是否適合採用負二項機率分配，其推導說明與檢測結果參見附錄一與附錄二。附錄二顯示，除了模型四以外，模型一至模型三的離散參數（ $\kappa$ ）估計值很接近0，並且其對應的模型之概似比檢定（likelihood ratio test, LR test）值 $2(L_{NB} - L_p)$ 的結果並不顯著，亦即無法拒絕 $\kappa = 0$ 之虛無假說，顯示模型一至模型三未有分配過度離散的現象而適合採用卜瓦松分配（Cameron and Trivedi 1998）。事實上，四個模型在對應的表7卜瓦松分配與附錄二負二項分配下的GLM之迴歸係數估計值會極為相近，差別是負二項分配下因其機率分配之特性，使其模型估計係數標準誤會較大。而基於過度離散性檢測，總結模型一至模型三適合採用卜瓦松分配，模型四則採用負二項分配進行配適。此結果和表6由AIC或BIC方法判斷的建議一致。

由於表7顯示模型二下採用卜瓦松分配且對數連結函數的GLM所

呈現的「實際／預測比值」表現最佳，並且附錄二顯示模型二下其因變數未有過度離散現象，因此本研究進一步以表7的模型二進行對於新生兒先天性缺陷之預測建模，探討模型二中哪個解釋變數對於降低模型偏差貢獻最大，該變數即為最重要的解釋變數；此檢定可以利用型三LR test (Type 3 LR test) 進行分析，其將顯示納入了既有的解釋變數後，加入新的解釋變數對減少模型偏差的貢獻幅度 (de Jong and Heller 2008)。型三LR test呈現於表8，表中顯示當模型二已考慮了「產婦年齡」與「產婦年齡平方」後，再多加入「產婦有任一危險因子」此解釋變數將有助模型二減少最多的模型偏差，其偏差減少了1,391.98，且因模型偏差是服從自由度為1的卡方分配，因而此減少的偏差數值達99.99%統計顯著水準。因此型三LR test顯示「產婦有任一危險因子」會貢獻最大的模型配適度或稱模型「解釋力」，該因子應是解釋新生兒先天性缺陷的最重要解釋變數。

除此之外，表8也顯示「產婦年齡」或「產婦年齡平方」為模型二所額外貢獻減少的模型偏差亦達統計顯著，顯示產婦年齡亦是重要的解釋因子。若欲進一步觀察產婦年齡對新生兒先天性缺陷率的邊

表8 模型二新生兒先天性缺陷率之型三概似比檢定統計值

變項	模型二	型三概似比檢定統計值	
		自由度	$\chi^2$
常數項	-3.4654*** (0.1853)		
產婦年齡			
年齡	-0.1279*** (0.0124)	1	100.87***
年齡平方	0.0021*** (0.0002)	1	100.63***
產婦有任一危險因子	1.0363*** (0.0246)	1	1,391.98***

註：1. 機率分配為卜瓦松分配且連結函數為對數連結函數。

2. 表中數值為模型中解釋變數之估計值；括號內為估計值之標準誤。

\*\*\*  $p < .0001$ .

際效果（以下簡稱產婦年齡邊際效果），亦即計算產婦年齡每增加1歲，其新生兒先天性缺陷率變動多少，則在表7模型二的參數估計值下，可明確計算出不同年齡的產婦年齡邊際效果。附錄三提供產婦年齡邊際效果的計算公式說明，而圖4即呈現基於模型二下的產婦年齡邊際效果估計結果，並彙整重要的產婦年齡分界於表9。

當產婦年齡邊際效果為負值，表示產婦年齡多增加1歲有助降低新生兒先天性缺陷率；當產婦年齡邊際效果為正值，則產婦年齡多增加1歲會導致新生兒先天性缺陷率增加。而產婦年齡邊際效果接近0%

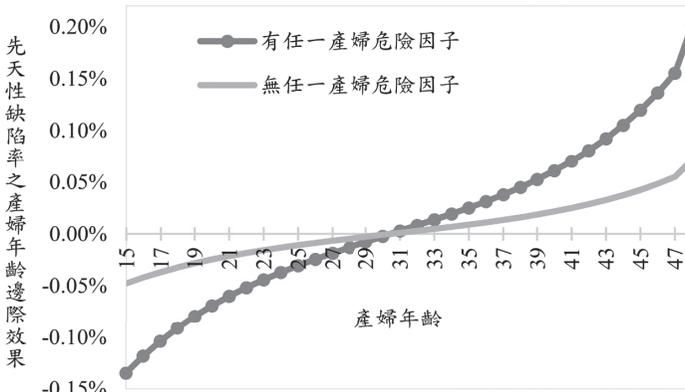


圖4 模型二下先天性缺陷率之產婦年齡邊際效果趨勢

表9 模型二下新生兒先天性缺陷率的產婦年齡邊際效果估計值

產婦有任一危險因子	$\partial E(N/E)/\partial AGE$						
	0.00%	> 0.01%	> 0.02%	> 0.03%	> 0.04%	> 0.05%	> 0.08%
$X_i = 1$	$30 \leq AGE \leq 31$	$AGE \geq 33$	$\geq 35$	$\geq 36$	$\geq 38$	$\geq 39$	$\geq 42$
$X_i = 0$	$28 \leq AGE \leq 33$	$AGE \geq 36$	$\geq 40$	$\geq 43$	$\geq 45$	$\geq 47$	$\geq 50$

註： $X_i$ 為指標變數，當年齡*i*歲產婦有任一妊娠危險因子時 $X_i = 1$ ，否則為0。 $N/E$ 為新生兒先天性缺陷率， $AGE$ 為產婦年齡。

時，表示在此年齡生產的新生兒先天性缺陷率會最低，是最建議的生產年齡。由於先前觀察敘述統計資料圖3 (b) 時發現，新生兒先天性缺陷率隨著產婦年齡增加而大致呈現出先降後升的開口向上之拋物線趨勢，至於何時達到此拋物線的最低點，即可藉由計算產婦年齡邊際效果最接近0%時之年齡得知。

圖4顯示產婦年齡少於20歲會有較為明顯負值的產婦年齡邊際效果，例如有（無）任一危險因子的19歲產婦之年齡邊際效果約為-0.08%（-0.03%），顯示在相對低齡時若能延後生產年齡，有助降低新生兒先天性缺陷率。此負值的產婦年齡邊際效果會持續但幅度趨緩，直到有（無）任一危險因子的產婦其生產年齡達30歲（28歲）以後，其產婦年齡邊際效果即開始由負轉為0%，如表9所示，並持續隨著年齡增加而有愈為明顯正值的產婦年齡邊際效果，此意謂著超過此年齡後，產婦年齡每增加1歲其新生兒先天性缺陷率即開始上升，直到產婦年齡高於40歲以後會有更為明顯正值的產婦年齡邊際效果，並且相比於無任一危險因子的產婦，有任一危險因子的產婦年齡邊際效果更大。

以產婦年齡40歲為例，在表7模型二的參數估計值下，有任一危險因子產婦的新生兒先天性缺陷率之年齡邊際效果為 $\exp(-3.4654 - 0.1279 \times 40 + 0.0021 \times 40^2 + 1.0363) \times (-0.1279 + 2 \times 0.0021 \times 40) = 0.0610\%$ ；而同樣為40歲但該產婦無任一危險因子時，則年齡增加1歲所增加的先天性缺陷率僅為0.0217%。對比之下，有任一危險因子產婦其產婦年齡邊際效果是沒有任一危險因子產婦的2.82倍（ $0.0610\% / 0.0217\%$ ），此倍數亦可透過計算模型二的「產婦有任一危險因子」之估計係數 $e^{1.0363}$ 得出。

根據表9彙整結果，有任一危險因子的產婦（ $X_i = 1$ ）當其年齡介於30-31歲，或無任一危險因子的產婦（ $X_i = 0$ ）當其年齡介於28-33歲時，其新生兒先天性缺陷率風險最低，此年齡區間的產婦年齡邊際效果約為0%。但超過此年齡區間後，產婦年齡邊際效果開始較為明顯

轉正。倘若以產婦年齡邊際效果0.01%為安全臨界值上界並計算對應的建議生產年齡上限，則無任一危險因子產婦的建議生產年齡上限為36歲，此時產婦年齡邊際效果均可少於0.01%而很接近0%；但有任一危險因子產婦的建議生產年齡上限則需縮減至33歲。上述的產婦年齡邊際效果所建議的生產年齡上限，亦很接近國際對於高齡產婦的認定年齡，亦即產婦初次懷孕時的年齡超過34歲或生產時的年齡超過35歲，即算是高齡產婦，而高齡產婦之新生兒通常遭受較高的先天性缺陷風險——此符合表9所呈現，隨著產婦年齡超過建議生產年齡上限，其產婦年齡邊際效果會明顯上升。<sup>5</sup>

## 伍、討論與建議

### 一、討論

根據國家發展委員會（n.d.）所公布的育齡婦女成長趨勢，如圖5所示，15-49歲之育齡婦女人口數雖然在2000年達到高峰後即開始逐年降低，不過仍維持一定的人口數，並非小眾。儘管育齡婦女族群在過去20年來仍維持有超過五百萬以上的人口數，但近年來臺灣生育率低迷，因此政府積極推動許多的生育政策，包含於2021年7月1日起產檢次數由現行的10次提高到14次免費補助、增加產檢項目如新增產婦的妊娠糖尿病篩檢、貧血檢驗與二次一般超音波檢查，以及育兒津貼再加碼補助等相關配套措施，目的均是希望能降低產婦妊娠與生產併發症、減少孕婦及新生兒不良生產結果，並減輕育齡家庭經濟負擔，進而提高臺灣的生育率。

這些政策立意良好，然仍有不足之處，綜觀目前的生育補助方案，例如針對新生兒的罕見疾病，目前只提供先天性代謝異常疾病篩

5 作者感謝期刊評委給予有關產婦年齡邊際效果與過度離散性檢測的寶貴建議。

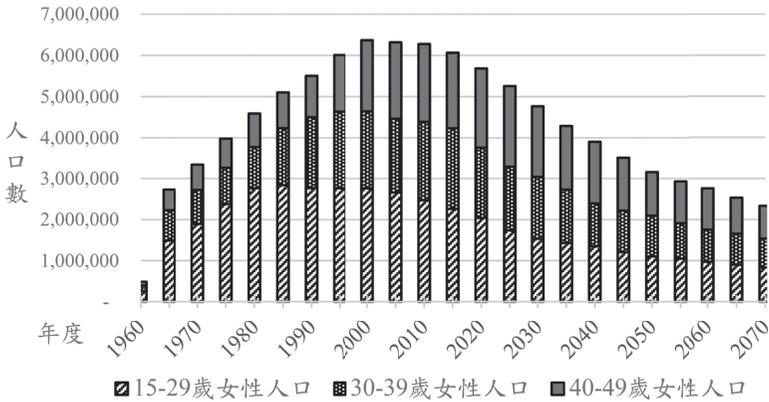


圖5 育齡婦女成長趨勢

資料來源：國家發展委員會 (n.d.)。

檢服務，而無後續的配套醫療照護支出補助支援；因此當檢測結果異常時，後續的醫療與照護花費大部分就必須仰賴家庭的自給支出。有鑑於此，婦嬰險除了滿足產婦自身的醫療保險需求外，也能針對患有先天性缺陷之新生兒提供更全面性的醫療給付保障。在我國產婦高齡化、政府鼓勵生育以及國民健康保險意識抬頭下，婦嬰險在我國的保險商品發展上有其市場性與需求性，並可望為我國健保提供有關婦嬰照護的另一補充支柱。

而由於本研究結果表8顯示，相較於「產婦年齡」與「產婦年齡平方」，「產婦是否有危險因子」可能是最重要的解釋新生兒先天性缺陷之因子，因此著眼於降低新生兒先天性缺陷率之目標，應多加致力於降低「產婦危險因子」。尤其根據本文表3所列示，五大類「產婦危險因子」中的第一類「因懷孕影響的危險因子」是新生兒先天性缺陷人數最多的危險因子類別；而第四類「產婦先天危險因子」則是新生兒先天性缺陷率最高的危險因子類別。因此在生育政策與公衛政策擬定方面，可多加致力於針對這兩大類「產婦危險因子」進行改善與防治。欲降低第一類「因懷孕影響的危險因子」方面，包含可致力

於：（一）落實孕婦產前健康照護衛教指導與（二）落實產前檢查與超音波檢查，以利改善此風險因子。其中我國國健署已在2014年公告有「孕婦產前健康照護衛教指導服務補助方案」，對於醫療院所端已有相關服務補助標準，允許醫療院所在孕婦妊娠孕期提供健保衛教指導服務後，申報健保給付。然而此項補助為提供予醫事機構及人員，並以二次為限。對於如何鼓勵育齡家庭多加落實孕婦健康照護衛教內容與學習，或許亦可思考增加衛教指導服務次數，或輔以獎勵補助的方式，主動提供予育齡家庭相關衛教學習資源或補貼，不僅只是孕婦本身須注重落實衛教，亦注重提升其家庭成員之衛教觀念與參與率。

而有關「落實產前檢查與超音波檢查」方面，我國自民國84年健保開辦以來實施孕婦預防保健服務即提供有10次產檢與一次超音波之免費補助，其中10次產檢的平均利用率歷年均高達九成以上，並且至2018年的平均利用率成長至95.7%（國健署 n.d.a）。而前述提及產檢次數於2021年7月1日起由10次提高到14次、超音波檢查由一次增加為三次免費補助，並也增加了產檢項目如新增產婦的妊娠糖尿病篩檢、貧血檢驗等，在在顯示我國生育政策與公衛政策對於產前檢查的重視，並同時反映在其質與量的改善，這均有利於降低第一類「因懷孕影響的危險因子」，並改善新生兒先天性缺陷率，是具有實質正面效益的政策方向。

有關降低第四類「產婦先天危險因子」方面，因這類危險因子主要是來自孕婦本身的遺傳疾病或基因疾病風險，主要可透過鼓勵進行產前細胞染色體檢查或基因檢驗以偵測此風險因子，以利降低其新生兒先天性缺陷率。不過這類產前遺傳診斷目前我國健保未能全對象補助，僅針對34歲以上之高齡孕婦或具有家族史或篩檢異常之孕婦進行部分補助，補助額度在2014年起由2,000元調高為5,000元；若是低收入戶或居住於優生保健措施醫療資源不足地區者，另外再有3,500元的補助，因此最高補助上限為新臺幣8,500元，並且每胎限補助一次（國健署 n.d.c）。由於高齡產婦有較高的新生兒先天性缺陷風險，

因此其除了應於懷孕期間接受定期產檢外，更應進一步接受產前遺傳檢查，以利早期確認胎兒之健康狀況。而產前遺傳診斷技術在近年來也快速發展，伴隨生醫科技的快速發展，許多新的篩檢技術與篩檢項目也因應而生，並也有許多單一基因疾病的產前診斷可供選擇，例如脊髓肌肉萎縮症、血友病檢查等。但這些最新發展的篩檢技術與篩檢項目多數無健保全額給付而須自費支出，對於多胎家庭累計亦是一筆不少的費用。在少子化趨勢欲鼓勵育齡家庭提高生育數下，或可考慮針對第二胎以上全額補助產前遺傳檢測。另外因高齡產婦可能會面臨較高的新生兒先天性缺陷風險，亦應設法多加鼓勵或補助高齡產婦進行這類產前遺傳檢查。

除了探討產婦年齡與產婦危險因子與新生兒先天性缺陷之關聯外，若以地域區分，本研究統整2004-2018年內政部所公布之縣市重要統計指標的一般生育率資料，結合本研究根據出生通報檔所統計的22縣市之新生兒先天性缺陷人數，呈現新生兒先天性缺陷與一般生育率的縣市分布結果如圖6。<sup>6</sup>若將一般生育率與新生兒先天性缺陷率以平均數為基準區劃分為四區塊，則圖6橫軸左半部為低出生率縣市，右半部為高出生率縣市，縱軸上半部為高先天性缺陷率縣市，下半部則為低先天性缺陷率縣市。在新生兒健康管理政策上需特別留意上半部之高先天性缺陷率地區，特別是圖6左上角所涵蓋之縣市，如南投縣、屏東縣和嘉義縣等，屬於出生率相對較低且缺陷率相對較高的地區，在人口品質提升政策上除了需要積極鼓勵生育外，孕婦產前健康檢查與衛教服務都需要更積極的落實。另外，圖6下半部為低先天性缺陷率的縣市，可以觀察到大部分都是屬於都市化程度相對較高的地區。以新竹市為例，其市政府提供優渥的生育及托育津貼，使當地的出生率在全臺名列前茅（全國最會「生」2020）。這些縣市在政策

6 一般生育率指1年內的活產數對育齡婦女（15歲至49歲）年中總人數之比值（行政院主計總處 n.d.）。

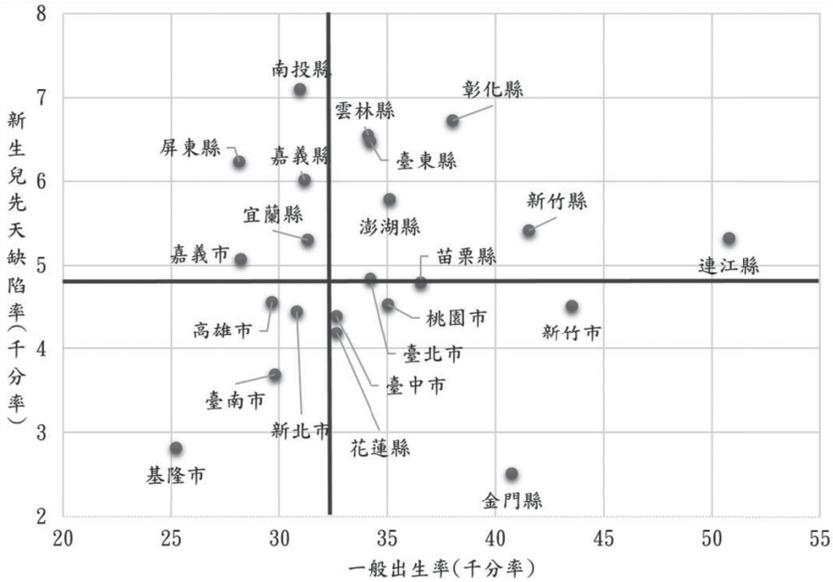


圖6 新生兒先天性缺陷與一般生育率之散布圖

的考量上除了維持現有的出生水平及落實產前檢查外，在托育政策及相關的公共建設上也要進行更完善地規劃，如公立托嬰中心、公立幼兒園以及兒童醫院的設立等，提升父母親對於生育小孩的意願。

而對保險公司發展婦嬰險之商品行銷與風險控管之觀點，圖6左上區域為婦嬰險保單中理賠先天性缺陷項目時的較高風險地區，由於分布於此的多為低出生率與高先天性缺陷率的縣市，因此保險公司在發展婦嬰險商品時須更加留意該地區的風險管理，或針對較高風險地區考慮更為彈性的額外保障給付設計；而圖6右下區域則為高出生率與低先天性缺陷率的較低風險地區，在婦嬰險的行銷策略上或可較為積極，透過提高承保提供該高出生率地區額外的婦嬰保障，並有助保險公司瞭解地區間的風險差異概況。

綜合以上，臺灣的縣市區域間的出生率與新生兒先天性缺陷率存在顯著差異，而本研究由於資料量的關係，若將所有縣市個別納入GLM進行分析，會產生資料量不足及過度配適等問題，但是地區變

數因為反映不同的醫療資源配置狀況，因此應仍是一項母親懷孕時重要且應考慮的合理危險因子，因此地區變數對於新生兒先天性缺陷率的更細緻之確切影響，有待後續研究更進一步探討。

另外，觀察本研究期間市面上現有的婦嬰險保單，以某壽險公司的婦嬰險商品為例，其以養老保險的附約形式發行並且承保對象為活產嬰兒，產婦投保年齡設限為15-40歲，在保險給付上則包含了嬰幼兒的住院醫療保險金以及先天性重大殘缺保險金，且以單一費率收取保費（財團法人保險事業發展中心 n.d.）。但本研究發現，在不同產婦年齡中，其新生兒的先天性缺陷率不盡相同，尤其是20歲以前與40歲以後之產婦，所產新生兒之先天性缺陷率相對較高；而本研究附錄四資料也顯示41-45歲的產婦產下先天性缺陷新生兒是30歲產婦的1.38-2.51倍。面對近年來生育年齡的遞延，保險公司或許可以考慮公司風險胃納的能力，在合理的訂價與審慎風險評估後，往後延長產婦投保年齡以滿足更多育齡家庭投保需求並擴增婦嬰險之商品市場；如此有利保險公司回歸保險的風險分攤本質，提供多樣化、符合民眾需求並定價合理的健康險商品以供民眾自由選擇。

## 二、結論

近年來臺灣正面臨產婦高齡化的現象，過去多數文獻顯示，高齡產婦對新生兒的健康會造成直接的影響，因產婦生育年齡的增加會使身體機能下降，且產婦的健康狀況和不良習慣，皆會對嬰幼兒的健康造成影響。另在環境因子上，母親居住在醫療資源相對匱乏的縣市或長期暴露在污染環境的地區，都會使新生兒罹患先天性缺陷的風險增加。

本研究使用2001-2018年之「出生通報檔」資料針對我國產婦進行研究。首先探討產婦年齡對新生兒先天性缺陷率的影響，進而增加母親健康上的危險因子、產婦現居地縣市，與新生兒出生年度等變數，納入GLM中分析與新生兒先天缺陷率的關聯性。

本研究發現，產婦年齡與新生兒先天性缺陷率呈二次曲線關係，即20歲以下的低齡與40歲以上的我國高齡產婦，其生產出罹患先天性缺陷之新生兒風險較高，與Hook（1981）以及Londero et al.（2019）發現高齡產婦有較高不良妊娠的機率之結論類似。接著進一步探討「產婦疾病」與「產婦物質使用危險因子」、「產婦現居地縣市」、「新生兒出生年度」是否與「新生兒先天性缺陷率」有顯著關係。研究發現，相較於產婦年齡，產婦有疾病與物質使用危險因子是最主要解釋其新生兒有先天性缺陷的因子。有任一危險因子產婦其新生兒先天性缺陷率會增加2.92倍（95% CI = 2.78-3.08），而居住在非六都的產婦其新生兒先天性缺陷率也較高，會是臺北市產婦的1.08倍（95% CI = 1.03-1.15），顯示產婦居住在都市化程度較低地區，會面臨醫療資源相對不足的問題，與張家瑜（2013）指出都市化程度較低之地區產婦，妊娠相關併發症的風險會大於高度都市化之地區產婦呈一致結果。最後在新生兒出生年度上，亦發現先天性缺陷率隨年度增加而下降。

本研究所得之資訊，可提供政府作為孕婦產前健康照護衛教指導服務之參考。對產婦而言，也能瞭解不同生產年齡及懷孕時患有各類疾病等危險因子，會影響新生兒罹患先天性缺陷之風險大小。對商業保險而言，亦能使保險公司進一步瞭解婦嬰險之風險概況，在商品發展以及核保政策上提供參考。

### 三、研究限制

本研究資料來源為「衛生福利部衛生福利資料科學中心」，主要使用2001-2018年之「出生通報檔」進行資料分析，本研究受限於資料申報特性，有如下之資料研究限制：

- （一）本研究所判定之先天性缺陷係為出生通報檔所記載，有先天性缺陷之新生兒係根據醫師於接生當下判斷缺陷類別申報，尚未做確診之判斷。
- （二）婦嬰險在保障期間上，可保障新生兒年齡由0-7歲，而本研究

判定先天性缺陷時間點為新生兒出生時，因此非在出生時即由醫生判定之先天性缺陷則未能納入本研究考慮。

- (三) 本研究對先天性缺陷認定以出生通報檔申報為主，與現行婦嬰險所理賠之先天性重大缺陷之定義有所差異。
- (四) 本研究逕以原始資料於「衛生福利資料科學中心」內執行GLM建模並產出估計結果報表，執行GLM過程中不涉及資料合併處理。惟須將敘述統計資料攜出時，本研究遵從「衛生福利資料科學中心」攜出作業標準規範，乃將筆數低於三筆之敘述統計資料進行合併處理。其中因超高齡產婦樣本數較少，因此附錄四中48歲與49歲產婦的先天性缺陷新生兒數即是因資料筆數低於三筆後所進行的年齡組資料合併結果。參閱本研究敘述統計結果時請注意對少數資料的敘述統計處理設定。
- (五) 在保險上，理賠先天性重大缺陷之承保對象需為於該次懷孕分娩產下之活產嬰兒，故本研究僅針對本國籍產婦產下之活產新生兒進行統計分析。死產嬰兒之個案資料亦可能存在先天性缺陷之狀況，但不在本研究範圍內。因此本研究結果主要適用於本國籍產婦之活產新生兒的先天缺陷率之推估，若納入死產嬰兒資料，則整體先天性缺陷率雖可能會有變化，但因歷年的死產嬰兒占總生產數比例極低——以衛福部的2018年出生通報統計年報資料為例，當年死產嬰兒只占當年總生產數的1.18%（2,170 / 183,254）——因此若納入死產嬰兒的資料，對整體先天性缺陷率的影響應屬有限。

#### 四、後續研究建議

本研究尚有不及之處仍待後續研究進行延伸探討，建議如下：

- (一) 對於產婦有無危險因子，本研究依出生通報檔分為五大類，且在模型建構時合併為「產婦有任一危險因子」，不過由於每一種母親危險因子對新生兒的健康影響都有所差異，造成缺陷

的成因也不盡相同，後續研究可考慮將「因懷孕影響的危險因子」排除，合併以下三類：分別為「產婦疾病」、「產婦慢性疾病」以及「產婦先天危險因子」，並與「產婦物質使用危險因子」進行比較，分別考慮此兩種狀況之母親與新生兒先天性缺陷之關聯性。

- (二) 在新生兒先天性缺陷方面，由於有些缺陷類別屬於晚發型，需經過一段的潛伏期後才發生，因此可針對現行保單所給付之特定先天性缺陷理賠項目，根據其國際疾病分類標準，往後追蹤數年，探討其缺陷與母親危險因子之關聯性。
- (三) 在母親「因懷孕影響的危險因子」方面，亦可考慮是將母親的各類疾病獨立分析，針對要保書中的告知事項，如「糖尿病」、「心血管疾病」、「貧血」等產婦危險因子，探討若母親罹患各類疾病時，對新生兒造成缺陷之風險高低進行分析。
- (四) 另外，本研究主要以出生通報檔資料進行分析，而新生兒先天性缺陷有可能會受到其他危險因子影響，未來除了考量產婦現居地外，亦可考慮串聯外部資料，分析地區間產婦科醫療人數與新生兒先天性缺陷之關係。
- (五) 本研究資料主要納入本國籍產婦與活產新生兒樣本進行先天缺陷統計分析，研究結果無法直接用以推論至非本國籍身分產婦，或其他特徵產婦的先天性缺陷新生兒狀況。未來研究若欲進行更細緻的分析統計與推論，建議可以多加考慮：1. 納入非本國籍身分產婦和死產嬰兒之先天性缺陷統計；2. 進行產婦其他特徵統計，例如區分：產婦過去的生產風險事件，包括：過去是否流產、死產、生產胎數等和本次生產先天性缺陷新生兒的關聯；或者考慮產婦的本次生產胎數，包括：是否為單胎、雙胞胎、多胞胎等和本次生產先天性缺陷新生兒的關聯；3. 對同一產婦不同年分的生產紀錄與其先天性缺陷率的多筆觀察資料探討關聯性。

## 參考文獻

- 內政部戶政司 (n.d.a) 人口統計資料〔資料集〕。https://www.ris.gov.tw/app/portal/346 (取用日期：2023年8月30日)。
- 內政部戶政司 (n.d.b) 出生數按生母年齡、生母平均年齡及生第一胎平均年齡。https://www.ris.gov.tw/info-popudata/app/awFastDownload/file/y2s4-00000.xls/y2s4/00000/ (取用日期：2023年8月30日)。
- 台灣基康 (2020) 高齡產婦有何風險？產檢檢查與應注意事項一次告訴你。https://www.genehealth.com.tw/knowledge/31 (取用日期：2023年8月30日)。
- 行政院主計總處 (n.d.) 縣市重要統計指標查詢系統。中華民國統計資訊網。https://winstacity.dgbas.gov.tw/DgbasWeb/ZWeb/StateFile\_ZWeb.aspx (取用日期：2023年9月4日)。
- 全國最會「生」！新竹市兒童友善城市。華視新聞網，2020年11月6日。
- 林育廷 (2015) 環境空氣污染與不良妊娠結果之相關研究：以全國性人口為基礎之病例對照研究。中國醫藥大學公共衛生學系博士班博士論文。
- 邱孟君 (2015) 母親慢性疾病與新生兒先天性心臟病的相關性。國立成功大學公共衛生研究所碩士論文。
- 財團法人保險事業發展中心 (n.d.) 國泰人壽真乖寶貝健康保險附約 (第8次部分變更)。保險商品資料庫資訊。https://insprod.tii.org.tw/DetailList.aspx?productId=204391RZ1ABW022A11Z10000008 (取用日期：2024年3月12日)。
- 陳秉鈺 (2004) 空氣污染與先天性缺陷發生之相關性研究。國立成功大學環境醫學研究所碩士論文。
- 國家發展委員會 (n.d.) 人口推估查詢系統〔資料集〕。https://pop-proj.ndc.gov.tw/Default.aspx (取用日期：2022年6月30日)。

- 張家瑜（2013）影響臺灣不同都市化程度地區高齡孕產婦妊娠併發症相關因素之探討。臺北醫學大學醫務管理學研究所碩士論文。
- 張嘉雯（2015）地區產科醫師資源短缺與新生兒不良出生結果之相關。國立成功大學公共衛生研究所碩士論文。
- 衛生福利部國民健康署（n.d.a）孕婦產前檢查利用率。<https://www.gender.gov.tw/GecDB/Common/FileDownload.ashx?sn=sTekv9Ag4003oErQSA2AtA%40%40&ext=.pdf>（取用日期：2024年1月28日）。
- 衛生福利部國民健康署（n.d.b）孕婦產前檢查項目及補助金額。<https://www.hpa.gov.tw/Pages/List.aspx?nodeid=194>（取用日期：2023年8月30日）。
- 衛生福利部國民健康署（n.d.c）產前遺傳診斷。<https://www.hpa.gov.tw/Pages/List.aspx?nodeid=197>（取用日期：2024年1月28日）。
- 衛生福利部國民健康署（2014）孕婦產前健康照護衛教指導服務補助方案。[https://www.hpa.gov.tw/File/Attach/443/File\\_1890.pdf](https://www.hpa.gov.tw/File/Attach/443/File_1890.pdf)（取用日期：2024年1月28日）。
- 衛生福利部國民健康署（2019a）中華民國107年出生通報統計年報。臺北。
- 衛生福利部國民健康署（2019b）守護範圍全面擴大！新生兒篩檢項目翻倍增。<https://www.mohw.gov.tw/cp-4252-49488-1.html>（取用日期：2023年8月30日）。
- 衛生福利部國民健康署（2021）中華民國108年出生通報統計年報。臺北。
- 衛生福利部統計處（n.d.）死因統計：歷年統計〔資料集〕。<https://dep.mohw.gov.tw/DOS/lp-5069-113.html>（取用日期：2023年8月30日）。
- 蔡亭儀（2013）臺灣地區妊娠糖尿病母親其新生兒與先天性缺陷之相關。中山醫學大學醫療產業科技管理學系碩士班碩士論文。
- 盧玉玫（2005）應用配對病例對照研究法探討花蓮地區低體重兒之危險因子。慈濟大學原住民健康研究所碩士論文。

- Ataullah, I. and T. Freeman-Wang. 2005. "The Older Obstetric Patient." *Current Obstetrics and Gynaecology* 15(1): 46-53. doi:10.1016/j.curobgyn.2004.09.006
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Chen, P.-C., P. E. Doyle, Chi-Kung Ho, Pei-Jen Chang, and Jung-Der Wang. 2000. "Influence of Maternal Risk Factors on Low Birthweight, Preterm Delivery, and Small for Gestational Age—A Prospective Cohort Study of Pregnancy." *Chinese Journal of Public Health* 19(3): 192-202. doi: 10.6288/CJPH2000-19-03-05
- de Jong, P. and G. Z. Heller. 2008. *Generalized Linear Models for Insurance Data*. Cambridge, UK: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511755408
- Hook, E. B. 1981. "Rates of Chromosome Abnormalities at Different Maternal Ages." *Obstetrics & Gynecology* 58(3): 282-285.
- Londero, A. P., E. Rossetti, C. Pittini, A. Cagnacci, and L. Driul. 2019. "Maternal Age and the Risk of Adverse Pregnancy Outcomes: A Retrospective Cohort Study." *BMC Pregnancy and Childbirth* 19: 261. doi:10.1186/s12884-019-2400-x
- National Library of Medicine. n.d. "Neonate." In *MedlinePlus*. <https://medlineplus.gov/ency/article/002271.htm> (Date visited: September 2, 2023).
- World Health Organization. n.d. "Newborn Health in the Western Pacific." <https://www.who.int/westernpacific/health-topics/newborn-health> (Date visited: September 2, 2023).
- World Health Organization. 2023. "Congenital Disorders." <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/birth-defects> (Date visited: August 30, 2023).

## 附錄一：過度離散性檢測

給定 $N$ 為活產新生兒中罹患先天性缺陷之人數， $E$ 為活產新生兒總人數， $X$ 為解釋變數向量，則在負二項機率分配且採用對數連結函數下的GLM表示為：

$$N \sim \text{NB}(\mu, \kappa), \ln\left(\frac{N}{E}\right) = X\beta$$

在負二項分配下， $N$ 的期望值與變異數各如下：

$$E(N) = \mu; \text{Var}(N) = \mu(1 + \kappa\mu), \kappa \geq 0$$

則過度離散性檢測將檢定是否 $\kappa = 0$ 成立；當 $\kappa = 0$ 成立時， $N$ 的期望值為 $\mu$ ，而 $N$ 的變異數亦為 $\mu$ ，表示 $N$ 的分配不具有過度離散現象，此時 $N$ 的機率分配應改由卜瓦松分配進行配適。同理，當 $\kappa = 0$ 不成立時，表示 $N$ 的變異數比其期望值大，亦即 $N$ 存有過度離散現象，此時其機率分配應由負二項分配進行配適，並且當 $\kappa$ 愈大，其分配愈為右偏。

因此為進行過度離散性檢測，需檢測虛無假說 $H_0: \kappa = 0$ 是否成立，統計檢定方法可採用概似比檢定（likelihood ratio test），並且其統計檢定量服從自由度為1的卡方分配（chi-square distribution）如下：

$$LR = 2(L_{\text{NB}} - L_{\text{P}}) \sim \chi_1^2$$

其中 $L_{\text{NB}}$ 為負二項分配下的模型之對數概似估計值（log-likelihood in negative binomial distribution）； $L_{\text{P}}$ 為卜瓦松分配下的模型之對數概似估計值（log-likelihood in Poisson distribution）。在95%信心水準下，自由度為1的卡方分配臨界值（critical value）約為2.71，因此若統計檢定值大於2.71則表示拒絕虛無假說 $H_0: \kappa = 0$ ，亦即表示資料具有過度離散現象，因此 $N$ 的機率分配應由負二項分配進行配適（Cameron and Trivedi 1998）。

## 附錄二：新生兒先天性缺陷率之模型參數估計值：負二項分配

變項	模型一	模型二	模型三	模型四
常數項	-3.1704*** (0.1891)	-3.3938*** (0.2236)	-3.5333*** (0.1921)	-3.4526*** (0.2078)
產婦年齡				
年齡	-0.1479*** (0.0126)	-0.1317*** (0.0146)	-0.1215*** (0.0127)	-0.1198*** (0.0137)
年齡平方	0.0025*** (0.0002)	0.0021*** (0.0002)	0.0020*** (0.0002)	0.0021*** (0.0002)
產婦有任一危險因子		1.0436*** (0.0268)	1.0272*** (0.0250)	1.0796*** (0.0261)
產婦現居地				
新北市			-0.0540 (0.0305)	-0.0540 (0.0294)
桃園市			-0.1522*** (0.0353)	-0.1303** (0.0388)
臺中市			-0.1276*** (0.0334)	-0.1108** (0.0373)
臺南市			-0.2333*** (0.0395)	-0.2167*** (0.0427)
高雄市			-0.0757* (0.0342)	-0.0618 (0.0380)
非六都縣市			0.0794* (0.0281)	0.0991** (0.0321)
新生兒出生年度				
2004-2006				-0.0443 (0.0294)
2007-2009				-0.2550*** (0.0309)
2010-2012				-0.4106*** (0.0315)
2013-2015				-0.3879*** (0.0309)

變項	模型一	模型二	模型三	模型四
2016-2018				-0.7838*** (0.0338)
離散參數 ( $\kappa$ )	0.0000 (0.0005)	0.0009 (0.0013)	0.0007 (0.0011)	0.0211*** (0.0040)
$2(L_{NB} - L_p)$	0.0000	1.0228	0.4794	53.6264
$L_{NB}$	98,424.0906	92,435.4355	61,731.0980	31,813.9860
$L_p$	98,424.0906	92,434.9241	61,730.8583	31,787.1728

註：1. 機率分配為負二項分配且連結函數為對數連結函數。

2. 表中數值為模型中解釋變數之估計值；括號內為估計值之標準誤。

\* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .0001$ .

## 附錄三：新生兒先天性缺陷率之產婦年齡邊際效果

若欲觀察產婦年齡對新生兒先天性缺陷率的邊際效果（簡稱產婦年齡邊際效果），亦即計算產婦年齡每增加1歲，其新生兒先天性缺陷率變動幅度，則在模型二下，新生兒先天性缺陷率以下式建模：

$$E(N/E) = \exp(\alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGESQ + \beta_3 X_i)$$

其中 $X_i$ 為指標變數，當年齡 $i$ 歲產婦有任一妊娠危險因子時 $X_i = 1$ ，否則為0； $N/E$ 為新生兒先天性缺陷率， $AGE$ 為產婦年齡， $AGESQ$ 為產婦年齡平方。則可計算新生兒先天性缺陷率的產婦年齡邊際效果如下：

$$\frac{\partial E(N/E)}{\partial AGE} = \exp(\alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGESQ + \beta_3 X_i) \times (\beta_1 + 2\beta_2 AGE)$$

由於表7模型二下的參數估計值已知為 $\{\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3\} = \{-3.4654, -0.1279, 0.0021, 1.0363\}$ ，則上式可用以計算出不同產婦年齡（ $AGE$ ）下的新生兒先天性缺陷率之年齡邊際效果。

## 附錄四：新生兒先天性缺陷與解釋變數之敘述統計

變數名稱	有先天缺陷		無先天缺陷	
	人數	人年數 (單位：萬)	人數	人年數 (單位：萬)
產婦年齡				
≤ 14	3	65.36	456	9,934.64
15	12	82.47	1,443	9,917.53
16	25	57.20	4,346	9,942.80
17	76	81.17	9,287	9,918.83
18	122	76.45	15,837	9,923.55
19	153	57.87	26,287	9,942.13
20	228	57.60	39,358	9,942.40
21	298	56.72	52,241	9,943.28
22	389	55.54	69,655	9,944.46
23	483	54.16	88,691	9,945.84
24	571	50.28	112,984	9,949.72
25	652	47.57	136,400	9,952.43
26	817	49.09	165,609	9,950.91
27	969	48.12	200,403	9,951.88
28	1,156	47.96	239,895	9,952.04
29	1,177	45.94	255,000	9,954.06
30	1,264	47.05	267,412	9,952.95
31	1,295	47.15	273,384	9,952.85
32	1,387	50.85	271,372	9,949.15
33	1,215	48.64	248,571	9,951.36
34	1,118	50.70	219,405	9,949.30
35	950	51.16	184,751	9,948.84
36	846	54.78	153,586	9,945.22
37	625	53.85	115,448	9,946.15
38	459	52.96	86,204	9,947.04

變數名稱	有先天缺陷		無先天缺陷	
	人數	人年數 (單位：萬)	人數	人年數 (單位：萬)
39	346	56.44	60,962	9,943.56
40	234	55.49	41,936	9,944.51
41	177	64.59	27,227	9,935.41
42	133	82.49	15,990	9,917.51
43	60	66.28	8,993	9,933.72
44	42	88.22	4,719	9,911.78
45	27	118.47	2,252	9,881.53
46	8	81.72	971	9,918.28
47	5	105.04	471	9,894.96
48-49	7 <sup>a</sup>	193.91	354	9,806.09
≥ 50	0	0.00	293	10,000.00
新生兒出生年度				
2001	1,237	56.42	218,001	9,943.58
2002	1,480	70.17	209,443	9,929.83
2003	1,227	63.00	193,520	9,937.00
2004	1,296	68.80	187,075	9,931.20
2005	1,187	65.82	179,141	9,934.18
2006	1,010	55.60	180,635	9,944.40
2007	1,016	55.32	182,650	9,944.68
2008	919	51.40	177,866	9,948.60
2009	811	45.72	176,560	9,954.28
2010	755	49.02	153,267	9,950.98
2011	845	45.56	184,632	9,954.44
2012	880	39.92	219,551	9,960.08
2013	839	45.51	183,521	9,954.49
2014	988	49.21	199,786	9,950.79
2015	966	47.48	202,486	9,952.52
2016	666	33.67	197,148	9,966.33
2017	607	32.66	185,258	9,967.34
2018	600	34.83	171,653	9,965.17

變數名稱	有先天缺陷		無先天缺陷	
	人數	人年數 (單位：萬)	人數	人年數 (單位：萬)
產婦現居地縣市				
屏東縣	849	79.86	105,465	9,920.14
臺東縣	220	72.10	30,295	9,927.90
南投縣	458	69.04	65,879	9,930.96
雲林縣	585	65.11	89,266	9,934.89
彰化縣	1,254	63.70	195,597	9,936.30
嘉義縣	387	59.13	65,059	9,940.87
澎湖縣	58	52.82	10,922	9,947.18
臺北市	1,863	53.31	347,597	9,946.69
新竹縣	522	52.73	98,474	9,947.27
宜蘭縣	306	52.42	58,072	9,947.58
新北市	3,084	49.75	616,831	9,950.25
嘉義市	171	48.30	35,236	9,951.70
高雄市	1,802	47.72	375,836	9,952.28
連江縣	4	46.73	852	9,953.27
苗栗縣	385	47.46	80,734	9,952.54
臺中市	2,001	45.28	439,934	9,954.72
桃園市	1,584	45.16	349,151	9,954.84
花蓮縣	211	45.33	46,336	9,954.67
新竹市	366	44.45	81,975	9,955.55
臺南市	1,063	41.56	254,734	9,958.44
金門縣	31	32.64	9,468	9,967.36
基隆市	125	28.02	44,480	9,971.98
合計	17,329	50.68	3,402,193	9,949.32

<sup>a</sup>為符合衛生福利資料科學中心攜出作業標準，將筆數低於三筆之資料進行合併。

# Analysis of the Relationship Between Maternal Pregnancy Risk Factors and Congenital Defects in Newborns

Shing-Her Juang\* Chih-Hua Chiao\*\* Po-Ti Chu\*\*\*  
Mei-Ling Tang\*\*\*\*

## Abstract

Given the trend of maternal aging, health insurance for maternity and infants can be developed through commercial insurance to provide medical protection for mothers and the possibility of newborns suffering from congenital defects. However, in addition to maternal ages and insurance year data, many important risk factors still need to be considered in deciding the pricing and risk management of maternal and infant insurance policies. This study has been constructed on the basis of the National Health Insurance Research Database from the Health and Welfare Data Science Center of Taiwan to extensively explore the relationship between maternal pregnancy risk factors and neonatal congenital defects. The results show a quadratic relationship between maternal ages and neonatal defect rates, and maternal

---

\* Associate Professor, Department of Financial Engineering and Actuarial Mathematics, Soochow University.

E-mail: [jsh@scu.edu.tw](mailto:jsh@scu.edu.tw)

\*\* Professor, Department of Financial Engineering and Actuarial Mathematics, Soochow University.

E-mail: [chchiao@scu.edu.tw](mailto:chchiao@scu.edu.tw)

\*\*\* Product Development Specialist, Shin Kong Life Insurance Co., Ltd.

E-mail: [skeu4200@skl.com.tw](mailto:skeu4200@skl.com.tw)

\*\*\*\* Associate Professor, Department of Financial Engineering and Actuarial Mathematics, Soochow University. Corresponding author.

E-mail: [mgtang@scu.edu.tw](mailto:mgtang@scu.edu.tw)

pregnancy risks contribute the most in explaining the neonatal defect rate. In addition, mothers living outside the six special municipalities also have a higher neonatal congenital defect rate, though its annual tendency has been decreased gradually.

***Keywords: pregnancy risk factors, congenital defects, prenatal health care, maternity and infant health insurance policies, generalized linear model***