

# 評估COVID-19三級警戒對新診斷 癌症人數之影響

孔常喜<sup>1</sup> 梁立霖<sup>1,2,3,\*</sup>

**目標：**COVID-19疫情對醫療體系造成衝擊，對癌症患者的診斷及預後造成影響。本研究旨在評估三級警戒對於台灣癌症新診斷人數的影響，並分析對不同癌症次族群是否造成不同程度的影響。**方法：**自癌症登記檔收集2018至2021年各縣市每週癌症新發人數。採用斷點迴歸設計，估計三級警戒造成的新診斷癌症人數的影響。以中斷時間序列分析評估三級警戒對不同臨床期別、年齡以及性別的立即影響與干預後趨勢。**結果：**三級警戒期間，平均每個縣市每週減少66.1 ( $p<0.001$ ) 個新診斷癌症患者。干預後的立即效果，以臨床期別第0期減少75.1%最多，第4期減少45.0%最少；女性下降69.2%相較男性52.1%減少的比例更大。干預後各次族群均出現回復趨勢，其中第0期每周每十萬人回復0.020 ( $p<0.001$ ) 最慢；第4期0.121 ( $p<0.001$ ) 最快。**結論：**三級警戒使癌症新診斷人數銳減。中晚期癌症患者可能延誤治療造成過早的死亡，早期癌症患者可能增加癌症併發症造成較差的預後，需儘快找出延遲診斷的癌症患者。本研究結果有助於未來防疫政策與癌症臨床照護決策參考。(台灣衛誌 2024；43(5)：463-476)

**關鍵詞：**新冠肺炎、疫情、癌症、斷點迴歸分析、中斷時間序列分析

## 前 言

世界衛生組織 (WHO) 於2020年1月31日宣告COVID-19疫情為國際公共衛生緊急事件 (Public Health Emergency of International Concern, PHEIC) [1]，為了防堵新興傳染病的擴散以及降低對民眾生命安全的威脅，各國政府也採取各種防疫措施來圍堵疫情。台灣在2020年1月15日將COVID-19列為傳染病防治法中第五類傳染病，在疫情初期透過邊境嚴管、詳實的疫調以及匡列隔離等措施，截至2021年5月份之前，COVID-19疫情並沒有在台灣造成大規模的社區流行。然而，2021年5月開始，台灣面臨第一波COVID-19所造成的大規模社區流行，由於當時疫苗覆蓋率低並且缺乏有

效的抗病毒藥物，台灣流行疫情指揮中心即在2021年5月19日宣布全國進入三級警戒狀態[2]。三級警戒係我國為防治疫情流行所採取的強制政策措施，政策內容包括外出強制配戴口罩、各級學校停止實體課程、辦公場所分流及居家上班、關閉休閒娛樂場所、公共場所實聯制等措施，透過跨部會的協調及管制，圍堵疫情進一步的擴大。

針對社區流行可能產生大量COVID-19重症患者，為保留醫療量能來應對COVID-19患者，指揮中心宣布了四大醫療應變策略[3]：醫療營運降載、加強社區通報採檢、加強員工健康監測、與暫停國際醫療。其中，醫療營運降載對於非COVID-19的醫療利用有很大的限制，醫院需要降低門診的診次並且開設專責病床。因此，醫療院所的住院人數及門診量都在政策引導之下大幅下降，然而這些減少的醫療利用，可能影響到慢性疾病患者的疾病預防以及治療，進而導致不良預後的產生。

面對COVID-19疫情，有效的保全醫療量能、避免死亡率上升，才能提升防疫韌性 (resilience) 以維持民眾正常生活。然而，COVID-19快速傳播以及感染率高的特性，對於醫療體系造成很大的負擔。一項美國研

<sup>1</sup> 國立陽明交通大學醫學院公共衛生研究所

<sup>2</sup> 國立陽明交通大學防疫科學暨健康一體研究中心

<sup>3</sup> 國立陽明交通大學健康創新中心

\* 通訊作者：梁立霖

地址：台北市北投區立農街二段155號

E-mail: liang.lilin@nycu.edu.tw

投稿日期：2024年8月14日

接受日期：2024年10月14日

[https://doi.org/10.6288/TJPH.202410\\_43\(5\).113061](https://doi.org/10.6288/TJPH.202410_43(5).113061)



究發現，在COVID-19大流行期間醫院的轉診率受到影響，隨著醫院的COVID-19患者人數增加，轉診率理應比疫情之前更高。然而，醫院在負載過高（caseload strain）的情況下，轉診率卻相較疫情之前更低[4]，顯示疫情期間醫療體系的應變能力受到影響。另一項美國研究顯示，相較於疫情之前的2019年，2020年與2021年期間整體醫院入院人數下降，非COVID-19診斷的入院後30天死亡率上升[5]，意即大量COVID-19確診患者會排擠其他疾病的入院人數，並且影響疫情期間的醫療品質。除了大量的COVID-19患者會對醫療體系造成衝擊之外，民眾的就醫行為也受到疫情影響。過去文獻指出，在COVID-19大流行期間，無論是高收入國家或低收入國家，非COVID-19的疾病醫療利用普遍降低，並且在疫情受到控制之後，仍無法立即恢復至疫情前的水準，特別是疫情對慢性疾病患者的影響，可能會在數年後才出現[6,7]。

疫情期間的醫療體系受到的挑戰反映在疫情期間的死亡率上升。因此，WHO建議使用超額死亡作為了解COVID-19疫情影響的全面指標，超額死亡的組成可區分為直接超額死亡與間接超額死亡，前者為COVID-19感染所造成的直接死亡，後者則為受到疫情期間醫療資源排擠、延誤就醫等影響所造成的間接死亡[8]。過去研究顯示，各國在遭受COVID-19大流行期間普遍出現超額死亡情形，然而各國的非COVID-19超額死亡（間接超額死亡）比例卻有很大差異，所得較高的國家通常醫療資源充足並且防疫成效較佳，進而使間接超額死亡比例較低[9,10]，展現出較佳的防疫韌性。台灣在疫情前期，受惠於有效的防疫政策，維持相當長一段時間的負超額死亡，直到2021年三級警戒期間，受到疫情影響台灣短暫出現正超額死亡情形[8]，顯示三級警戒政策雖然有效控制疫情，但是仍然對於非COVID-19患者造成影響。然而，目前僅是疫情衝擊之下短期內的超額死亡，對於慢性病患者仍需要更多研究，評估在這段期間被影響的患者，避免未來產生更多的超額死亡。

過去幾年，各國為防止疫情擴大，不論軟性或硬性的封城（lockdown）政策，都針對醫療資源、社交距離、工作場所、

集會等進行管控。雖然對於降低COVID-19感染風險有一定幫助，但是也影響到癌症患者醫療服務的供給與需求。COVID-19大流行對於癌症患者的影響包含延遲診斷、延遲治療以及停止臨床試驗的進行，這些改變都可能會對癌症患者造成不利影響[11]。過去研究指出，COVID-19大流行與各種癌症別發生率下降有關；而解封之後，醫療服務量並未完全恢復，這可能會導致未來癌症死亡率的上升[12-15]。許多研究也針對疫情期間的醫療服務中斷進行模擬，發現大流行期間減少或中斷的醫療保健服務，將會導致延遲診斷、延誤治療。根據模擬結果，COVID-19疫情期間的醫療服務中斷可能會導致癌症患者在未來數年內面臨更高的死亡風險，需要短期內找到更多在疫情期間漏診（missed diagnosis）的癌症患者[16-19]。

根據2021年衛生福利部癌症登記報告，我國2021年新發癌症登記人數為121,762人，全癌症的標準化發生率為每10萬人口306.5人，為近十年來首度減少[20]，這可能是由於疫情期間的篩檢量減少。過去文獻指出，與2020年及2019年相比，2021年疫情爆發期間四癌篩檢的各癌別篩檢量皆下降，並且隨著COVID-19病例數上升，篩檢總量按比例減少[21]。

早期篩檢對於癌症患者的預後相當重要，釐清三級警戒政策所造成的癌症新診斷人數減少，有助於推論此政策對於癌症患者的延遲診斷甚至漏診的影響。由於三級警戒是台灣第一次大規模的防疫管制政策，目前仍缺乏有關新診斷癌症人數的本土實證研究，因此量化三級警戒政策所造成的癌症新診斷影響，對於後疫情的衛生政策、醫療資源整備以及增強醫療體系韌性非常重要。爰此，本研究目的旨在評估三級警戒政策對於台灣新診斷癌症人數的影響，並分析是否對不同癌症次族群（subgroup）造成不同程度的影響，以提供未來防疫政策與癌症臨床照護決策參考。

## 材料與方法

### 一、研究材料

本研究使用台灣全民健康保險研究資料庫中的癌症登記檔長表，納入2018年至

2021年癌症新登記人數共438,195人，串聯2018年至2021年全民健保承保檔，獲得患者癌症確診當月的承保資料，依照癌症確診當月的戶籍地資料計算2018年至2021年各縣市每週的新診斷癌症人數（參見附錄一）。三級警戒期間之定義為2021年第20周（5月19日）開始至第30周（7月26日）結束。最後，由於離島縣市（金門縣、連江縣、澎湖縣）的資料數較少並且與台灣本島受疫情影響的程度不同，因此，排除在本研究的資料選取範圍。本研究獲得「國立陽明交通大學人體研究倫理審查委員會」（Institutional Review Board of National Yang Ming Chiao Tung University）審查同意（IRB編號：NYCU112119AE）。

## 二、研究方法

本研究使用斷點回歸設計（Regression Discontinuity Design, RDD）與中斷時間序列分析（Interrupted Time-Series Analysis, ITSA）兩種因果推論模型。斷點回歸設計分析2021年之資料，評估三級警戒政策之平均處置效果（Average Treatment Effect, ATE）。中斷時間序列則以2021年為政策干預組，2018及2019年為對照組，評估三級警戒政策對次族群之趨勢影響。ITSA之對照組排除2020年是因為該年時間序列資料不穩定，且2020年已發生疫情，民眾受心理因素影響可能已經改變了就醫行為。因此，為使對照組更具可比性，只採用疫情前之2018與2019為對照組。

（一）全國新診斷癌症人數分析：斷點迴歸設計  
斷點迴歸設計（RDD）被認為是準實驗設計中最接近隨機試驗的方法，以切點來決定樣本資料是否受到干預的影響。以本研究為例，切點為三級警戒起始的2021年第20週（5月19日），在20週之前並未受到干預，而在20週之後才開始受到干預。此方法要求運行變數（running variable）與結果變數之間需呈現平穩趨勢，僅在切點（cutoff）附近發生跳躍的效果，即出現不連續（discontinuity）的迴歸趨勢，此時在斷點附近會形成局部隨機化（local randomization）的效果，因此可達成與隨機試驗一樣可信的因果推論[22]。本研究使用SAS 9.4以及STATA v17版本進行模型分析，

使用套件於附錄二條列，以下將說明實證模型的設定。（附錄請至<https://bit.ly/48kKDdj>下載）。

### 1. 運行變數與切點

本研究欲探討2021年三級警戒政策對癌症新診斷人數之影響，使用時間（週）作為運行變數，因此，本研究為時間斷點迴歸設計（Regression Discontinuity in Time, RDiT）。由於三級警戒政策為全國性政策，在政策起始日期之後，全國皆受到政策干預影響，故本研究採用確定性斷點迴歸（Sharp Regression Discontinuity, SRD）進行模型建構。

三級警戒政策於2021年5月19日全國開始實施，為該年的第20週開始實施，因此本研究使用切點為第20週，當週次為第20週之前（不包含第20週），表示並未受到三級警戒干預效果，而週次於第20週開始，則表示接受到三級警戒干預效果。分析第20週斷點前後的變化，可評估三級警戒政策是否對癌症新診斷產生影響。

是否接受到三級警戒影響的分派標準可由下式(1)表示， $D_t$ 為處置變數（treatment variable），也就是是否接受到三級警戒政策影響， $D_t$ 為「1」表示運行變數 $X_t$ 大於政策起始日 $c$ ，反之，「0」表示運行變數 $X_t$ 小於政策起始日 $c$ 。

$$D_t = \begin{cases} D_t = 1, & \text{if } X_t \geq c \\ D_t = 0, & \text{if } X_t < c \end{cases} \quad (1)$$

### 2. 帶寬選擇（bandwidth selection）

帶寬選擇為斷點迴歸的重要步驟之一，帶寬為在切點附近的特定範圍，透過帶寬的設定可使斷點迴歸估計值更加可靠。一般而言，較小的帶寬可能會增加估計值的變異（variance），而較大的帶寬可提高估計的精準度（precision），但可能增加模型的偏誤（bias），並且可能會違反斷點迴歸設計的局部隨機假設，因此，選擇合適的帶寬非常重要。本研究採用過去文獻所提出之方法[23-27]，以資料驅動（data-driven）方式，使用局部多項式迴歸（local polynomial regression）估計的均方誤差（Mean-Square Error, MSE），作為挑選最適帶寬（optimal bandwidth）的參考。



帶寬與均方誤差 (MSE) 的關係可由下式(2)表示,  $\hat{\theta}(h)$  表示帶寬為  $h$  下的估計量,  $B$  為估計值的平方偏差 (squared bias),  $V$  為估計值的變異量 (variance),  $p$  為多項式迴歸 (polynomial regression) 的階數,  $n$  為樣本數。

$$MSE\{\hat{\theta}(h)\} \approx h^{2p+2}B + \frac{1}{nh}V \quad (2)$$

承接上式(2)的理論架構, 本研究假設在分母不為0的情況下, 使用MSE最適帶寬 (MSE-optimal bandwidth) 挑選方法, 衡量斷點迴歸 (regression discontinuity, RD) 估計值的MSE最適帶寬。具體操作請參考下式(3),  $h_{mse}$  表示最適帶寬,  $V$  及  $B$  分別表示在衡量斷點迴歸 (RD) 的變異量 (variance) 與平方偏差 (squared bias),  $p$  為多項式迴歸 (polynomial regression) 的階數,  $n$  為樣本數。

$$h_{mse} = \left\{ \frac{V/n}{2(1+p)B} \right\}^{\frac{1}{3+2p}} \quad (3)$$

### 3. 時間斷點迴歸實證模型

為探討三級警戒期間對癌症新診斷的影響, 本研究使用2021年各縣市每週的新診斷癌症人數, 探討時間斷點迴歸 (RDiT) 模型在第20週 (cutoff) 附近最適帶寬範圍的平均處置效果 (ATE), 若新診斷癌症人數在切點發生跳躍, 即可歸因於三級警戒政策所產生的影響, 另外, 由於各縣市的人口基數不同, 可能會影響最後的估計值, 因此, 參考過去文獻使用該縣市的人口數作為控制變數[28]。

衡量三級警戒政策干預效果的具體模型可參考下式(4),  $\tau$  表示在局部多項式方法下的估計值,  $Y_{it}$  表示結果變數, 即是否受到政策干預,  $Y_{it}(1)$  表示該縣市 ( $i$ ) 在第  $t$  週受到政策干預,  $Y_{it}(0)$  而則未接受到政策干預,  $X_t = c$  表示斷點「附近」的範圍, 此範圍將由MSE最適帶寬 (MSE-optimal bandwidth) 決定。由於本研究為確定性設計 (SRD), 在大於政策起始日期後即會受到政策影響, 因此, 在滿足前述假設的情形下, 資料在斷點附近的跳躍即為政策的平均處置效果 (ATE)。

$$\tau = E\{Y_{it}(1) - Y_{it}(0)|X_t = c\} \quad (4)$$

### 4. 時間斷點迴歸分析之穩健性檢驗

時間斷點迴歸分析在滿足嚴謹的研究假設之下, 具有近似於隨機試驗 (RCT) 的局部因果推論效果, 為使結果更加穩健可靠, 本研究參考過去文獻進行穩健性檢驗 (robustness check) [29,30]。

由於本研究採用確定性設計 (SRD), 因此, 除了斷點 (cutoff) 之外的時間都不會使資料產生不連續性 (discontinuity), 為使該斷點的效果更加可信, 使用疫情前的資料進行安慰劑檢定 (placebo test), 也就是使用沒有政策發生也沒有疫情發生的年份, 給定一個非真實的政策起始時間, 利用2018和2019年的第20週 (也就是2021年三級警戒開始的週別) 進行分析, 若沒有產生不連續性 (discontinuity), 即斷點的統計結果不顯著, 則表示2021年的結果確實為三級警戒政策效果, 而非季節性會產生的結果, 透過此方法可提升結果的證據力。

最後, 帶寬 (bandwidth) 的選取將會影響估計值, 本研究雖已使用MSE最適帶寬的估計作為帶寬挑選的參考, 為說明最後結果所挑選的帶寬穩健, 將使用不同帶寬來測試模型的平均處置效果 (ATE), 測試結果於附錄三呈現。

### (二) 次族群分析：中斷時間序列

#### 1. 次族群定義

癌症新發個案數量依照不同臨床期別、性別以及年齡, 所受到三級警戒政策的衝擊、恢復速度或是疫情後的趨勢可能有所不同。因此, 本研究進一步將資料整理為2018年、2019年以及2021年全國每週新診斷癌症人數, 並依照各個次族群做分類。對於臨床期別之定義, 使用美國癌症聯合委員會 (American Joint Committee on Cancer, AJCC 8th) 版本分類, 將新診斷的癌症個案利用TNM (tumor-node-metastasis) 分期系統, 區分為第0期、第1期、第2期、第3期及第4期並排除不適用或未紀錄之個案, 數字越大則表示在此分期系統內屬於越晚期。年齡組別則以癌症個案確診時年齡進行分類, 分為「0-64歲」以及「65歲以上」兩種組別。最後, 性別則依癌症登記檔中的性別分為男性與女性。

## 2. 中斷時間序列分析模型建構

本研究使用的時間斷點迴歸分析 (RDiT) 僅能探討在政策起始的局部範圍效果，為了更完整描述三級警戒的影響，特別是次族群的影響趨勢，因此，本研究進一步使用多組中斷時間序列分析 (multiple-group interrupted time-series analysis) 進行次族群分析。為觀察政策起始以及結束後的趨勢，以2018年及2019年資料作為反事實 (counterfactual) 對照，並依照該年年中人口數計算每週新診斷癌症人數 (每十萬人)，採用分段中斷時間序列方式進行分析。

模型設定可參考下式(5)， $Y_t$ 表示在時間點 (第 $t$ 週) 全國每十萬人新診斷癌症人數， $Z$ 為二元變數：1代表政策干預組 (2021年)，0代表對照組 (2018年與2019年之平均)。  $X_{1t}$ 與 $X_{2t}$ 為三級警戒政策的二元變數， $X_{1t} = 1$ 代表第一次干預 (三級警戒開始)， $X_{2t} = 1$ 代表第二次干預 (三級警戒結束)。  $T$ 表示在不同的政策干預期間的趨勢 (即 slope)：  $T_1$ 為第一次干預前的趨勢 (第1週起算)、 $T_{1t}$ 為第一次干預後的趨勢 (第20週起算)， $T_2$ 則為第二次干預後的趨勢 (第30週起算)。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 X_{1t} + \beta_3 X_{1t} T_{1t} + \beta_4 Z + \beta_5 Z T_t + \beta_6 Z X_{1t} + \beta_7 Z X_{1t} T_{1t} + \beta_8 X_{2t} + \beta_9 X_{2t} T_{2t} + \beta_{10} Z X_{2t} + \beta_{11} Z X_{2t} T_{2t} + \epsilon_t \quad (5)$$

根據上式(5)， $\beta_0$ 截距項表示對照組在第一次干預前新診斷癌症人數的初始水平 (starting level)， $\beta_4$ 表示實驗組與對照組在第一次干預前新診斷癌症人數的初始水平差異。 $\beta_5$ 表示對照組與實驗組在第一次干預前的趨勢差異。 $\beta_6$ 表示第一次干預 (第20週) 的立即影響， $\beta_{10}$ 表示第二次干預 (第30週) 的立即影響。 $\beta_3$ 為對照組第一次干預後與干預前的趨勢差異， $\beta_3 + \beta_7$ 為實驗組第一次干預後與干預前的趨勢差異，因此 $\beta_7$ 為三級警戒對新診斷癌症人數趨勢的影響 (treatment effect)，也就是將兩組在干預前後的差異相減 (Difference-in-Differences of trends, DID trends)。同理， $\beta_9$ 為對照組第二次干預後相較於第一次干預後的趨勢差

異， $\beta_9 + \beta_{11}$ 為實驗組第二次干預後相較於第一次干預後的趨勢差異，因此 $\beta_{11}$ 為第二次干預對趨勢的影響。總結而論，我們所關注的是實施三級警戒的立即影響 ( $\beta_6$ ) 與對趨勢的影響 ( $\beta_7$ )，以及解除三級警戒後的立即影響 ( $\beta_{10}$ ) 與對趨勢的影響 ( $\beta_{11}$ )。

## 3. 中斷時間序列分析之穩健性檢驗

本研究使用的多組中斷時間序列分析，是透過與對照組的差異進行比較。相較於單組中斷時間序列，能得到更穩健之結果，但仍需要透過一些檢驗來確保此方法是可信的。首先，需要確認實驗組與對照組在介入前的平均新診斷癌症人數無顯著差異，即(5)式中的 $\beta_4 = 0$ ，以及在介入前的趨勢無顯著不同，即(5)式中的 $\beta_5 = 0$ ，以確保資料具有可比性。最後，本研究在進行中斷時間序列分析之前，以自相關檢定來決定是否需要設定滯後 (lag)。穩健性檢驗結果於附錄四呈現。

## 結 果

### 一、描述性統計

進行時間斷點迴歸分析 (RDiT) 最重要的步驟是繪製資料分布，藉此觀察是否有斷點的存在，並且觀察在無政策干預或者事件發生時，是否與過去趨勢相符，即呈現平穩趨勢，才能避免對後續分析結果的潛在偏誤 (bias) [29]。因此，本研究檢視2018與2019年之趨勢，並與2021年之趨勢進行比較。

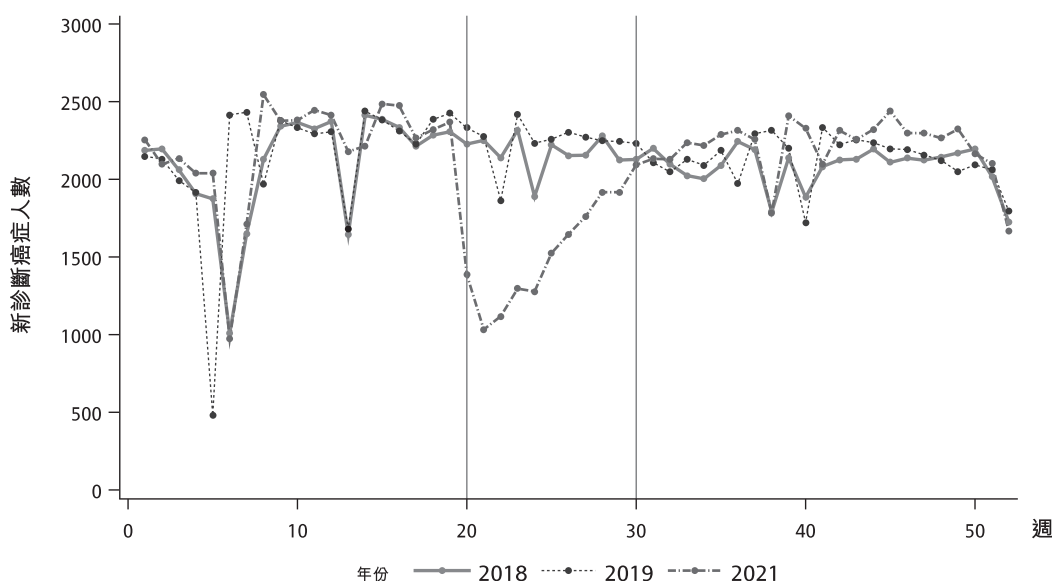
#### (一) 每週新診斷癌症人數

圖一為2018年、2019年以及2021年每週新診斷癌症人數，2021年全國三級警戒期間則為該年的第20週 (5/19) 至第30週 (7/26)，2021年的三級警戒期間新發癌症人共16,968人，這段期間與沒有疫情時的2018年 (23,884人) 及2019年 (24,677人) 相比，分別下降29%與31%。

#### (二) 各臨床期別新診斷癌症人數

癌症診斷人數的減少代表癌症患者可能面臨延遲診斷的影響，對於早期患者可能失去早期診斷早期治療的機會，對於中晚期的患者可能遭遇失能 (disability) 與死亡的挑戰。表一呈現2021年與2019年在不同時期的各臨床期別新診斷癌症人數，在排除期別不明或不適用分期的資料之後，2021年的三級

新診斷癌症人數



圖一 全國每週新診斷癌症人數

表一 不同時期各臨床期別新診斷癌症人數

	三級警戒實施前 (第1-19週)	三級警戒期間 (第20-30週)	三級警戒結束後 (第31-52週)
2021年			
第0期	1,740	571	1,874
第1期	9,752	3,407	11,218
第2期	5,803	2,430	7,062
第3期	6,365	2,722	7,507
第4期	9,558	4,831	11,623
加 總	33,218	13,961	39,284
2019年			
第0期	1,610	1,000	1,777
第1期	9,256	5,712	10,972
第2期	5,746	3,599	6,638
第3期	6,132	3,599	7,061
第4期	8,828	5,108	10,074
加 總	31,572	19,018	36,522

註：本表格資料使用癌症登記長表中的臨床腫瘤分期，並排除臨床分期為不適用、未記錄等資料。

警戒期間新發癌症人共13,961人，這段期間與沒有疫情時的2019年（19,018人）相比下降26.6%。

若依照各臨床分期，三級警戒期間（第20週到第30週）2021年相較2019年，分別在

第0期下降42.9%、第1期下降40.4%、第2期下降32.5%、第3期下降24.4%、第4期下降5.4%。其中，越早期的臨床期別新診斷癌症人數下降幅度越大，較晚期的臨床期別新診斷癌症人數下降幅度則較小。

## 二、三級警戒政策效果：對全國新診斷癌症人數之影響

### (一) 斷點迴歸圖

在進行斷點迴歸分析之前需要先檢視是否有斷點產生，由於將資料全部繪製成散布點圖並不易判斷，因此，使用多項式擬和（polynomial fitting）方式繪製2021年資料的斷點迴歸圖（regression discontinuity plot）。圖二為使用2021年各縣市每週新診斷癌症人數繪製多項式擬和的斷點迴歸圖，在切點第20週（三級警戒起始）之前，每週新發人數呈現平穩趨勢，第20週受到三級警戒影響出現斷點，隨後才逐漸恢復，以第20週為切點在政策實施時間與資料趨勢上皆為合理選項，趨勢符合本研究預期。

### (二) 斷點迴歸分析

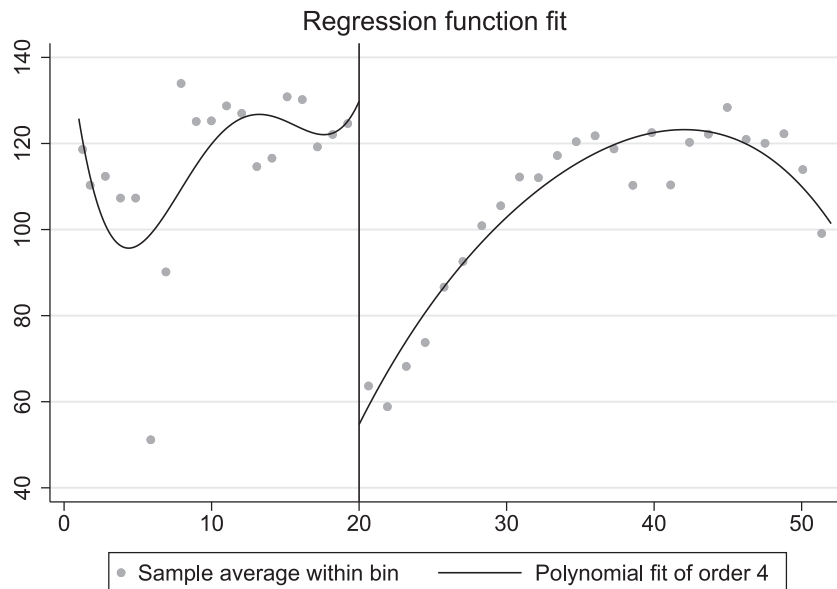
使用2021年各縣市每週新診斷癌症人數進行時間斷點迴歸（RDiT）分析，模型結果呈現於表二。首先，對於本研究想探討的三級警戒政策效果對新診斷癌症人數的影響，結果顯示在2021年三級警戒期間，平均每個縣市每週減少66.1（ $p < 0.001$ ）個癌症新發個案，95%信賴區間介於-94.8與-37.4之間。另

外，使用2019年以及2018年進行安慰劑檢驗（placebo test），結果均不顯著，表示2021年確實為三級警戒效果。

## 三、三級警戒政策效果：對新診斷癌症次族群人數之影響

為全面評估三級警戒政策的影響，使用時間中斷序列分析（ITSA）進行次族群分析，以方程式(5)進行估計。表三中，第一次與第二次介入的立即影響分別(5)式的 $\beta_0$ 與 $\beta_{10}$ ；對趨勢的影響分別為 $\beta_1$ 與 $\beta_{11}$ 。值得注意的是，表三所列第一次介入的影響，是以介入前（也就是三級警戒前）為基準；第二次介入的影響，是以第一次介入後、第二次介入前（也就是三級警戒期間）為基準。另外，為了瞭解三級警戒政策立即效果（ $\beta_0$ ）的相對大小，我們將 $\beta_0$ 與2021年介入前的截距項（ $\beta_0 + \beta_4$ ），也就是介入前每周各縣市平均新診斷癌症人數進行比較，計算出變動百分比。

根據表三與圖三結果顯示，在不分期別的新診斷癌症人數，三級警戒政策開始的立即效果為減少5.158人（每十萬人）（ $p < 0.001$ ），隨後三級警戒期間以平均每



圖二 每週新發人數之斷點迴歸圖

註：斷點迴歸圖為19個縣市每週平均的觀察值之多項式（4次方）迴歸擬和結果。X軸為2021年週次，三級警戒於第20週實施，以垂直線標示；Y軸為每週各縣市平均新發癌症人數。



表二 時間斷點迴歸分析與安慰劑檢驗

	主要結果	安慰劑檢驗	
	2021年	2019年	2018年
Coef.	-66.1	-9.9	-6.0
95%CI	(-94.8, -37.4)	(-22.4, 2.7)	(-19.8, 7.4)
Bandwidth	(6.7, 8.2)	(5.9, 6.1)	(4.5, 12.6)
p value	<0.001***	0.124	0.392
N	209	228	323

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05。  
註：Coef.為係數估計值，表示新診斷癌症人數受政策干預後變化；95%CI為估計值95%信賴區間；Bandwidth為模型檢定的左右帶寬（週數）；N為根據帶寬最後被納入的資料筆數（單位：縣市-週）。

表三 次族群中斷時間序列分析結果：三級警戒對新診斷癌症人數的影響

	下降幅度 Change (%)	第一次介入 實施三級警戒（第20週）		第二次介入 取消三級警戒（第30週）	
		立即影響 (intercept) [第20週]	趨勢變化 (slope)	立即影響 (intercept) [第30週]	趨勢變化 (slope)
Cancer (all stage)	-61.7	-5.158***	0.404***	1.213*	-0.393***
Stage 0	-75.1	-0.263**	0.020***	0.079*	-0.017**
Stage 1	-67.5	-1.313***	0.061*	0.499***	-0.048
Stage 2	-68.3	-0.771***	0.074***	0.136	-0.076***
Stage 3	-55.3	-0.718***	0.065***	0.144	-0.068***
Stage 4	-45.0	-0.889***	0.121***	-0.036	-0.131***
Age					
0-64	-61.9	-2.758***	0.188**	0.711*	-0.175**
65+	-60.8	-2.460***	0.220***	0.540*	-0.222***
Sex					
Male	-52.1	-2.230***	0.183***	0.663**	-0.182***
Female	-69.2	-2.918***	0.224***	0.586*	-0.215***

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05。  
註：分析單位為全國每週新診斷癌症人數（每十萬人）。Change (%) 為方程式(5)的 $(\beta_6)/(\beta_0 + \beta_4)$ ，表示第一次干預的下降幅度百分比。三級警戒實施週別（第20週）的立即影響為 $\beta_6$ ，趨勢變化為 $\beta_7$ 。三級警戒取消週別（第30週）的立即影響為 $\beta_{10}$ ，趨勢變化為 $\beta_{11}$ 。

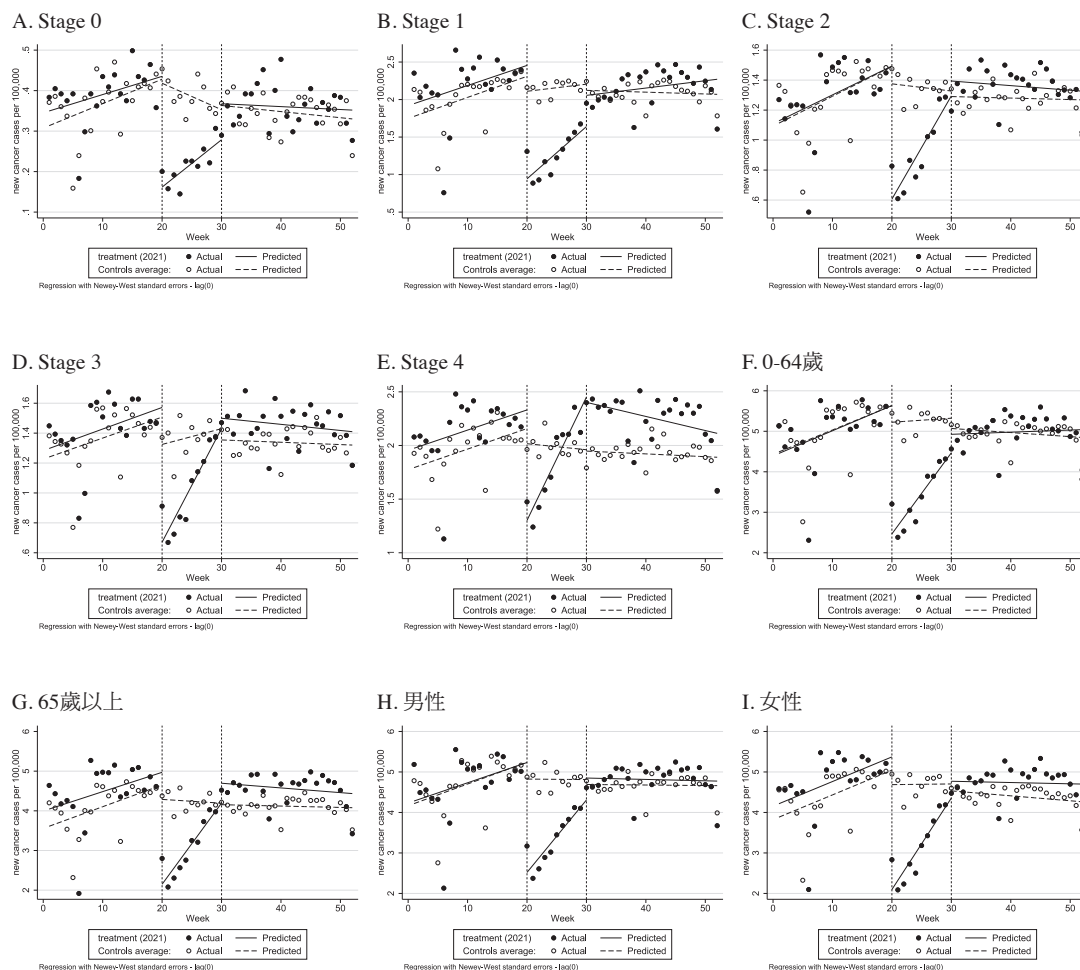
週增加0.404人（每十萬人）（p<0.001）的趨勢回復，在三級警戒結束時的立即效果為增加1.213人（每十萬人）（p<0.05）。各個次族群在第一次干預皆有所下降，進一步計算干預組的立即變化幅度，在不同臨床期別中，以第0期減少75.1%最多，第4期減少45.0%最少；不同性別的癌症個案當中，女性下降69.2%，相較男性的52.1%減少更大的比例；而不同年齡別的下降幅度則相近。第一次干預後的回復趨勢（recovery trend），在不同臨床期別中，則以第0期每周每十萬人增加0.020（p<0.001）

人回復最慢，第4期每周每十萬人增加0.121（p<0.001）人回復最快；不同年齡別，則以65歲以上組別每周每十萬人增加0.220（p<0.001）人較快；若依性別，則以女性每周每十萬人增加0.224（p<0.001）人較快。

討 論

本研究使用時間斷點迴歸（RDiT）方法分析三級警戒政策對於全國癌症新診斷之影響，經由資料驅動（data-driven）方式獲得MSE最適帶寬（optimal-bandwidth），





圖三 次族群之中斷時間序列圖

註：Controls average為2018與2019年之平均癌症新發人數（每十萬人）。第一次介入（實施三級警戒）與第二次介入（取消三級警戒），分別在X軸的20週和30週以垂直虛線標示。

以達成局部隨機化假設，獲得具因果推論條件之實證結果，並透過中斷時間序列分析（ITSA）了解不同臨床期別、年齡、性別等次族群受到三級警戒政策影響後之趨勢。根據RDiT結果，三級警戒期間，平均每個縣市每週減少66.1 ( $p < 0.001$ ) 個新診斷癌症人數。ITSA結果顯示，三級警戒實施期間，對於不同次族群的新診斷癌症人數都造成立即下降的影響，立即下降後各次族群均出現顯著回復趨勢，其中以臨床期別第4期回復最快，而第0期則回復最慢。三級警戒結束後，除了臨床期別中晚期之外，各次族群新診斷癌症人數均立即反彈；對於三級警

戒結束後的趨勢變化，除了臨床期別第1期（ $P=0.07$ ）不顯著之外，均為顯著下降。

過去美國文獻比較2019年與2020年同時期的新診斷癌症病患資料，發現2020年新診斷癌症人數減少，其中透過篩檢診斷的人數大幅下降，因此新診斷為晚期癌症的比例增加，診斷後90天死亡率也有所上升[31]。其他國家文獻也針對不同癌症別進行研究，發現封鎖政策使新診斷癌症人數下降，並且不同癌症別的醫療利用也有所減少。其中，無症狀的新診斷癌症人數比例減少，新診斷為晚期的比例增加。在封鎖結束之後，癌症相關的篩檢、手術等醫療利用量並未恢復，因

此癌症的新診斷人數並未出現回復趨勢，反而持續下降[32-35]。

針對封鎖政策實施後所造成的立即影響，本研究結果與過去文獻相符[13-15,32-35]。根據表二以及表三，封鎖（三級警戒）開始之後，新診斷癌症人數大幅度下降，不同次族群的下降幅度則有所差異，臨床期別越早期的新診斷癌症人數立即下降幅度越大；女性相較男性減少更大的比例，顯示不同性別之間受政策影響的程度也有所不同。

三級警戒所造成的立即下降效果可能有諸多原因。首先，三級警戒政策對於醫院有降載的要求，為保全醫療量能，醫院通常會暫緩或減少提供「非緊急」之醫療服務，而這可能對預防保健服務造成影響。例如癌症的預防篩檢量驟降，這可能造成2021年的新診斷癌症人數的減少。除了醫院供給端的改變之外，民眾預防保健行為也發生改變。過去文獻發現，台灣在2021年三級警戒期間，當COVID-19的病例數或感染風險增加時，癌症的預防篩檢量顯著下降[21]。也就是說，三級警戒期間癌症高風險族群的就醫行為可能發生改變，尤其是早期癌症相較於中晚期癌症，較無明顯症狀，更可能受民眾自主健康行為改變影響。

另一方面，中晚期的新發癌症的診斷，通常來自病人出現症狀後就醫而發現的。一篇英國文獻指出，癌症新診斷的途徑有24%來自於急診，21%來自英國家庭醫師（GP）轉診，26%來自Two-Week Wait（TWW）系統（家庭醫師轉介疑似癌症患者），並且大部分癌症個案皆已出現症狀[36]。這意味著在英國大部分的癌症新診斷均由醫療體系所發現，並且這些新診斷癌症患者多為出現症狀的患者，也就是嚴重程度較高的中晚期患者。因此，當醫院減少門急診與住院服務後，中晚期的新診斷癌症人數也會立即下降。這些減少的中晚期癌症新診斷，可能因此延遲治療而造成過早死亡。

最後，本研究的次族群分析發現女性新診斷癌症下降比例高於男性，這可能與疫情期間改變的就醫行為有關。過去文獻指出，疫情期間會避免就醫（healthcare avoiding）的族群，特徵包含女性、低教育程度、年齡較大、失業等[37]。顯示疫情期間所減少或

推遲的常規醫療保健行為，在不同的社經地位族群具異質性，未來需持續研究及避免健康不平等的擴大。

此外，與其他國家不同的是，台灣在封鎖政策期間就出現回復的趨勢（recovery trend），而大多國家在封鎖政策期間並未快速出現明顯回復趨勢[32-35]，這可能是因為台灣在三級警戒期間（5/19-7/26）快速的控制疫情，每日新增確診個案數在六月初至六月中就明顯下降。此外，為使三級警戒結束時不會出現大規模感染高峰，在三級警戒後期，政府採取了「微解封」策略，逐步放寬醫療院所人員管制、探病等限制，針對一般生活場域也有所放寬。因此，雖然三級警戒最後在7/26才正式結束，上述這些原因可能使得三級警戒期間新診斷癌症人數很快就有反彈趨勢（請見圖三與表三中第一次介入後之趨勢變化）。

本研究進一步發現，雖然三級警戒期間整體新診斷癌症人數有回復趨勢，不同次族群的回復趨勢卻有所差異，其中，新診斷早期癌症人數回復趨勢較慢，這可能是由於疫情期間的癌症篩檢量能仍低於疫情之前，或因早期癌症患者經常沒有症狀，較其他期別更容易漏診；而中晚期患者則可能出現症狀，需要立即治療，因此回復趨勢較快。值得注意的是，而在三級警戒結束（第二次介入）之後的長期趨勢變化，除了臨床期別第1期（ $P=0.07$ ）不顯著之外，各次族群均為顯著下降，這與其他國家在封鎖結束後的情況類似[32-35]。可能的解釋是，雖然三級警戒期間新診斷癌症人數有逐漸回升，但這些回升可能來自於出現症狀的癌症患者，而三級警戒結束之後，例行性的預防篩檢仍未恢復，即民眾仍未恢復疫情前的醫療利用行為，因此仍呈現下降趨勢變化。然而受限於資料長度僅至2021年底，目前對於三級警戒結束後的趨勢變化，仍待後續研究以解釋可能機制。

過去關於此主題的實證文獻，多為使用單一中心或多中心資料針對特定癌症別的觀察性研究，較少使用全國大型資料庫分析COVID-19封鎖政策對所有癌症新診斷人數的影響。因此，本研究主要貢獻為透過台灣癌症登記資料進行分析，提供以全國人口為基礎的實證研究結果。另一個貢獻為同時使

用兩種因果推論模型進行政策評估，即時間斷點迴歸（RDiT）與中斷時間序列分析（ITSA）。前者僅能推論短期政策效果，後者則可評估政策期間的影響與結束後的回復趨勢，據此獲得更全面性的評估結果。

然而，本研究仍有些研究限制。2021年三級警戒期間，COVID-19確診病例多集中於北部地區，疫情較嚴重的地區，醫療量能緊縮勢必更加嚴重，並且對民眾就醫行為的影響也可能不同，但本研究之分析方法僅能呈現全國或各縣市平均之結果，無法探討各縣市以及醫療資源分布之間的差異，仍待後續研究透過不同研究設計來具體回答此重要課題。另外，本研究受限於資料期間僅能觀察至2021年的新診斷癌症人數，並且癌症的無症狀潛伏期長，受限於觀察時間長度，尚無法推論是否有長期影響，例如未來幾年新診斷為中晚期之癌症患者是否有增加之趨勢。最後，不同癌症的特性有所不同，臨床診斷途徑也可能有差異，過去文獻亦指出台灣SARS期間，民眾除了醫療利用量有所下降之外，在不同醫院層級的改變也有所不同，感染風險較高的醫學中心醫療服務量減少最多，而感染風險較低的基層診所反而增加了醫療服務量[38,39]，這樣的差異可能會對不同癌別造成不同影響。本研究僅探討三級警戒對整體癌症的影響，因此，未來仍需進一步分析不同地區、醫院層級、社經地位以及癌症別受疫情影響的機制，以減少COVID-19疫情對癌症患者的不利影響。

## 結論

總結而論，本研究透過不同研究方法，完整評估三級警戒對新診斷癌症人數所造成的影響，發現三級警戒政策使癌症新診斷人數銳減，雖然台灣的封鎖政策在控制疫情上相當成功，新診斷癌症人數也很快出現恢復趨勢，但政策期間漏診的癌症患者仍未被快速找到，特別是早期癌症患者的漏診的比例更大。三級警戒政策對控制疫情有其必要性，但需考量該政策所帶來的「隱含」成本，例如醫院降載政策雖有助於保留醫療量能應對COVID-19疫情，但是降載的醫療量能將會排擠非COVID-19患者的醫療利用，需在COVID-19醫療量能與癌症醫療保健之間取得平衡。以本研究為例，三級警戒在短

期之內使新診斷的癌症患者下降，這可能讓漏診的中晚期癌症患者失去治療機會，造成過早的死亡，而早期癌症患者則可能增加癌症併發症，並造成較差的預後，因此需要在政策結束後盡快找出延遲診斷的癌症患者。另一方面，疫情期間漏診的癌症患者，可能在未來對醫療體系與全民健保造成重症醫療以及財務支出的增加。因此，本研究評估三級警戒的影響，量化新診斷癌症人數與癌症次族群，有助於未來應對疫情時衛生政策與癌症臨床照護決策參考。（本篇附錄請至<https://bit.ly/48kKDdj>下載）。

## 致 謝

由衷感謝盧瑞芬教授以及吳俊穎教授提供的寶貴建議，使本論文能夠更臻完善。此外，感謝國立陽明交通大學防疫科學暨健康一體研究中心（NSTC 113-2321-BA49-011）、衛生福利部（MOHW 113-TDU-B-221-134007）與國科會（NSTC 111-2314-B-A49A-502-MY3）研究經費的支持。本文內容為作者觀點，不代表任何機構立場。

## 參考文獻

1. WHO. WHO Director-General's statement on IHR Emergency Committee on Novel Coronavirus (2019-nCoV). Available at: [https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-statement-on-ihr-emergency-committee-on-novel-coronavirus-\(2019-ncov\)](https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-statement-on-ihr-emergency-committee-on-novel-coronavirus-(2019-ncov)). Accessed July 9, 2024.
2. 國家衛生指揮中心中央流行疫情指揮中心：因應本土疫情持續嚴峻，指揮中心自即日起至5月28日止提升全國疫情警戒至第三級，各地同步加嚴、加大防疫限制，嚴守社區防線。 <https://www.cdc.gov.tw/Bulletin/Detail/abDtRS-xzztQeAchjX9fqw?typeid=9>。引用2024/07/09。 Central Epidemic Command Center, Nation Health Command Center (CECC). CECC raises epidemic warning to Level 3 nationwide from May 19 to May 28; strengthened measures and restrictions introduced across Taiwan to reduce community transmission. Available at: <https://www.cdc.gov.tw/Bulletin/Detail/abDtRS-xzztQeAchjX9fqw?typeid=9>. Accessed July 9, 2024. [In Chinese]
3. 國家衛生指揮中心中央流行疫情指揮中心：強化COVID-19第三級疫情警戒相關措施及裁罰說明，請民眾確實遵守。 <https://www.cdc.gov.tw/Bulletin/Detail/S5NomUGuTz7MaezDJ6B2Dg?typeid=9>。引用2024/07/09。



- CECC. CECC reinforces measures and related penalties adopted under COVID-19 Level 3 alert; the public urged to abide by related regulations. Available at: <https://www.cdc.gov.tw/Bulletin/Detail/S5NomUGuTz7MaezDJ6B2Dg?typeid=9>. Accessed July 9, 2024. [In Chinese]
4. Sarzynski SH, Mancera AG, Yek C, et al. Trends in patient transfers from overall and caseload-strained us hospitals during the COVID-19 pandemic. *JAMA Netw Open* 2024;**7**:e2356174. doi:10.1001/jamanetworkopen.2023.56174.
  5. Dang A, Thakker R, Li S, Hommel E, Mehta HB, Goodwin JS. Hospitalizations and mortality from Non-SARS-CoV-2 causes among medicare beneficiaries at US hospitals during the SARS-CoV-2 pandemic. *JAMA Network Open* 2022;**5**:e221754. doi:10.1001/jamanetworkopen.2022.1754.
  6. Roy CM, Bollman EB, Carson LM, Northrop AJ, Jackson EF, Moresky RT. Assessing the indirect effects of COVID-19 on healthcare delivery, utilization and health outcomes: a scoping review. *Eur J Public Health* 2021;**31**:634-40. doi:10.1093/eurpub/ckab047.
  7. Zhang YN, Chen Y, Wang Y, et al. Reduction in healthcare services during the COVID-19 pandemic in China. *BMJ Glob Health* 2020;**5**:e003421. doi:10.1136/bmjgh-2020-003421.
  8. 孔常喜、梁立霖、呂宗學：台灣COVID-19疫情流行期間之超額死亡估計。台灣衛誌 2024；**43**：144-53。doi:10.6288/TJPH.202404\_43(2).112125。Kung CX, Liang LL, Lu TH. Estimation of excess mortality during COVID-19 pandemic in Taiwan. *Taiwan J Public Health* 2024;**43**:144-53. doi:10.6288/TJPH.202404\_43(2).112125. [In Chinese: English abstract]
  9. Wang HD, Paulson KR, Pease SA, et al. Estimating excess mortality due to the COVID-19 pandemic: a systematic analysis of COVID-19-related mortality, 2020-21. *Lancet* 2022;**399**:1513-36. doi:10.1016/S0140-6736(21)02796-3.
  10. Islam N, Shkolnikov VM, Acosta RJ, et al. Excess deaths associated with covid-19 pandemic in 2020: age and sex disaggregated time series analysis in 29 high income countries. *BMJ* 2021;**373**:n1137. doi:10.1136/bmj.n1137.
  11. Richards M, Anderson M, Carter P, Ebert BL, Mossialos E. The impact of the COVID-19 pandemic on cancer care. *Nat Cancer* 2020;**1**:565-7. doi:10.1038/s43018-020-0074-y.
  12. Lai AG, Pasea L, Banerjee A, et al. Estimated impact of the COVID-19 pandemic on cancer services and excess 1-year mortality in people with cancer and multimorbidity: near real-time data on cancer care, cancer deaths and a population-based cohort study. *BMJ Open* 2020;**10**:e043828. doi:10.1136/bmjopen-2020-043828.
  13. London JW, Fazio-Eynullayeva E, Palchuk MB, Sankey P, McNair C. Effects of the COVID-19 pandemic on cancer-related patient encounters. *JCO Clin Cancer Inform* 2020;**4**:657-65. doi:10.1200/CCI.20.00068.
  14. Decker KM, Feely A, Bucher O, et al. New cancer diagnoses before and during the COVID-19 pandemic. *JAMA Netw Open* 2023;**6**:e2332363. doi:10.1001/jamanetworkopen.2023.32363.
  15. Burus T, Lei F, Huang B, et al. Undiagnosed cancer cases in the US during the first 10 months of the COVID-19 pandemic. *JAMA Oncol* 2024;**10**:500-7. doi:10.1001/jamaoncol.2023.6969.
  16. Luo Q, O'Connell DL, Yu XQ, et al. Cancer incidence and mortality in Australia from 2020 to 2044 and an exploratory analysis of the potential effect of treatment delays during the COVID-19 pandemic: a statistical modelling study. *Lancet Public Health* 2022;**7**:e537-e48. doi:10.1016/S2468-2667(22)00090-1.
  17. Malagon T, Yong JHE, Tope P, et al. Predicted long-term impact of COVID-19 pandemic-related care delays on cancer mortality in Canada. *Int J Cancer* 2022;**150**:1244-54. doi:10.1002/ijc.33884.
  18. Maringe C, Spicer J, Morris M, et al. The impact of the COVID-19 pandemic on cancer deaths due to delays in diagnosis in England, UK: a national, population-based, modelling study. *Lancet Oncol* 2020;**21**:1023-34. doi:10.1016/S1470-2045(20)30388-0.
  19. Sud A, Torr B, Jones ME, et al. Effect of delays in the 2-week-wait cancer referral pathway during the COVID-19 pandemic on cancer survival in the UK: a modelling study. *Lancet Oncol* 2020;**21**:1035-44. doi:10.1016/S1470-2045(20)30392-2.
  20. 衛生福利部國民健康署：公布110年國人癌症登記資料分析結果 五癌篩檢定期做 早發現早治療。https://www.mohw.gov.tw/cp-16-76564-1.html。引用2024/07/09。Health Promotion Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). 2021 Cancer registry data analysis report; 5 cancer screenings for early detection and treatment. Available at: <https://www.mohw.gov.tw/cp-16-76564-1.html>. Accessed July 9, 2024. [In Chinese]
  21. Su CH, Hsu PS, Lin CS. Impact of the COVID-19 pandemic on population-based cancer screening, a nationwide retrospective study in Taiwan. *BMC Health Serv Res* 2023;**23**:878. doi:10.1186/s12913-023-09901-x.
  22. Hahn JY, Todd P, Van der Klaauw W. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica* 2001;**69**:201-9. doi:10.1111/1468-0262.00183.



23. Calonico S, Cattaneo MD, Titiunik R. Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica* 2014;**82**:2295-326. doi:10.3982/ECTA11757.
24. Calonico S, Cattaneo MD, Titiunik R. Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design. *Stata J* 2014;**14**:909-46. doi:10.1177/1536867x1401400413.
25. Calonico S, Cattaneo MD, Titiunik R. Optimal data-driven regression discontinuity plots. *J Am Stat Assoc* 2015;**110**:1753-69. doi:10.1080/01621459.2015.1017578.
26. Cattaneo MD, Vazquez-Bare G. The choice of neighborhood in regression discontinuity designs. *Observational Studies* 2017;**3**:134-46. doi:10.1353/obs.2017.0002.
27. Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *Rev Econ Stud* 2011;**79**:933-59. doi:10.1093/restud/rdr043.
28. Cattaneo MD, Frandsen BR, Titiunik R. Randomization inference in the regression discontinuity design: an application to party advantages in the U.S. senate. *J Causal Infer* 2015;**3**:1-24. doi:10.1515/jci-2013-0010.
29. Hausman C, Rapson DS. Regression discontinuity in time: considerations for empirical applications. *Annu Rev Resour Econ* 2018;**10**:533-52. doi:10.1146/annurev-resource-121517-033306.
30. Imbens GW, Lemieux T. Regression discontinuity designs: a guide to practice. *J Econometrics* 2008;**142**:615-35. doi:10.1016/j.jeconom.2007.05.001.
31. Guven DC, Sahin TK, Yildirim HC, et al. Newly diagnosed cancer and the COVID-19 pandemic: tumour stage migration and higher early mortality. *BMJ Support Palliat Care* 2021;bmjspcare-2021-003301. doi:10.1136/bmjspcare-2021-003301. [Epub ahead of print]
32. Patt D, Gordan L, Diaz M, et al. Impact of COVID-19 on cancer care: how the pandemic is delaying cancer diagnosis and treatment for American seniors. *JCO Clin Cancer Inform* 2020;**4**:1059-71. doi:10.1200/CCI.20.00134.
33. Terashima T, Konishi H, Sato Y, et al. Impact of coronavirus disease 2019 on the number of newly diagnosed cancer patients and examinations and surgeries performed for cancer in Japan: a nationwide study. *BMC Cancer* 2022;**22**:1303. doi:10.1186/s12885-022-10417-6.
34. Tsibulak I, Reiser E, Bogner G, et al. Decrease in gynecological cancer diagnoses during the COVID-19 pandemic: an Austrian perspective. *Int J Gynecol Cancer* 2020;**30**:1667-71. doi:10.1136/ijgc-2020-001975.
35. Kuzuu K, Misawa N, Ashikari K, et al. Gastrointestinal cancer stage at diagnosis before and during the COVID-19 pandemic in Japan. *JAMA Network Open* 2021;**4**:e2126334-e. doi:10.1001/jamanetworkopen.2021.26334.
36. Elliss-Brookes L, McPhail S, Ives A, et al. Routes to diagnosis for cancer – determining the patient journey using multiple routine data sets. *Br J Cancer* 2012;**107**:1220-6. doi:10.1038/bjc.2012.408.
37. Splinter MJ, Velek P, Ikram MK, et al. Prevalence and determinants of healthcare avoidance during the COVID-19 pandemic: a population-based cross-sectional study. *PLoS Med* 2021;**18**:e1003854. doi:10.1371/journal.pmed.1003854.
38. Lee CH, Huang N, Chang HJ, Hsu YJ, Wang MC, Chou YJ. The immediate effects of the severe acute respiratory syndrome (SARS) epidemic on childbirth in Taiwan. *BMC Public Health* 2005;**5**:30. doi:10.1186/1471-2458-5-30.
39. Chang HJ, Huang N, Lee CH, Hsu YJ, Hsieh CJ, Chou YJ. The impact of the SARS epidemic on the utilization of medical services: SARS and the fear of SARS. *Am J Public Health* 2004;**94**:562-4. doi:10.2105/ajph.94.4.562.

## Assessing the effects of the COVID-19 lockdown on new cancer diagnoses

CHANG-XI KUNG<sup>1</sup>, LI-LIN LIANG<sup>1,2,3,\*</sup>

**Objectives:** The COVID-19 pandemic adversely affected healthcare systems, including the availability of cancer diagnosis and monitoring services. This study evaluated the effects of the COVID-19 lockdown on newly diagnosed cancer cases in Taiwan. **Methods:** Weekly data on new cancer diagnoses from 2018 to 2021 were collected from Taiwan's National Health Insurance Research Database. A regression discontinuity design was used to estimate the impact of the lockdown on the number of new cancer diagnoses, using city/county-level data. An interrupted time series analysis was conducted to evaluate the immediate impact and post-intervention trends of the lockdown on new cancer diagnoses by clinical stage, age, and sex. **Results:** The lockdown resulted in an average weekly reduction of 66.1 new cancer diagnoses per city or county ( $p < 0.001$ ). This decrease was largest for stage 0 cancer (75.1%), smallest for stage 4 cancer (45.0%), and larger among women (69.2%) than men (52.1%). After the lockdown, the rates of diagnoses for all cancer stages increased. This recovery was slowest for stage 0 cancer (0.020 per week per 100,000 people,  $p < 0.001$ ) and fastest for stage 4 cancer (0.121 per week per 100,000 people,  $p < 0.001$ ). **Conclusions:** The COVID-19 lockdown caused a sharp drop in new cancer diagnoses. Delays in diagnosis may lead to postponed treatment, resulting in premature death for advanced-stage cancers and increased complications with worse prognoses for early-stage cancers. Prompt identification of patients affected by these delays is crucial. These findings can inform future pandemic policies and cancer care decisions. (*Taiwan J Public Health*. 2024;**43**(5):463-476)

**Key Words:** COVID-19, pandemic, cancer, regression discontinuity design, interrupted time series analysis

---

<sup>1</sup> Institute of Public Health, College of Medicine, National Yang Ming Chiao Tung University, No. 155, Sec. 2, Linong St., Beitou Dist., Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>2</sup> Research Center for Epidemic Prevention and One Health, National Yang Ming Chiao Tung University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>3</sup> Health Innovation Center, National Yang Ming Chiao Tung University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

\* Correspondence author E-mail: liang.lilin@nycu.edu.tw

Received: Aug 14, 2024 Accepted: Oct 14, 2024

[http://doi.org/10.6288/TJPH.202410\\_43\(5\).113061](http://doi.org/10.6288/TJPH.202410_43(5).113061)