

# 我國缺電風險之社會因子分析

王京明<sup>1\*</sup>

## 摘要

傳統的缺電風險因子分析方式主要著重於發電機組的可靠性評估，這使得缺電風險的探討忽略了電力產業的整體面各項供需因素，尤其是需求面影響負載變化的因素。本研究嘗試從電力供需整體面探討影響缺電風險的社會因子，探討範圍不再僅侷限於發電機組的狀況，而是同時亦探討可能影響缺電風險的各項社會、經濟與環境因素，以期能有助於未來缺電風險管理策略之有效研擬。本研究分析的結果顯示，電力需求端的變數，包括GDP(國內生產毛額)、製造業生產、人口數、氣溫等因素，都會顯著地影響缺電機率而造成缺電之風險；在供給端變數方面，傳統機組裝置容量的增加可以顯著地降低缺電機率，而再生能源發電量的增加，亦會影響缺電機率，但由於目前我國再生能源發電占比仍低，因此其影響效果尚不顯著。最後，依據評估結果及推估之各項社會、經濟與環境因素對缺電風險之衝擊影響，希望能有助於政府未來規劃電力供需結構與電力產業低碳轉型的健全發展政策。

**關鍵詞：**缺電風險，備用容量，電力系統可靠性，失載機率

## 1. 前言

電力一直是世界經濟的驅動力，為世界人口提供日常的必要活動之能源。由於電力系統的性質，每時每刻的可變需求都需要透過穩定的電力供應來確保電力資源的充足與連續可用性。在任何不能滿足需求情況下，電力短缺將會給消費者與社會經濟帶來巨大的損失。因此，電力供應的發、輸、配送的可靠充裕性對於滿足電力用戶用電需求的持續與變化性就相當重要。

電力系統的穩定與充裕性對於社會經濟面的影響亦十分重大，以1999年的我國729大停電為例，在整整停電一天的時間，國內經濟損失高達上百億元，同時也造成不少人民傷亡的悲

劇。2004年時竹科跳電一小時，就造成電子業數十億元損失。2017年8月15日發生的大規模無預警跳電事件更造成全臺超過一半的電力用戶均受到停電事件的影響，此事件肇因於台灣中油對台電大潭發電廠的天然氣供應管線意外停止運作，導致大潭發電廠6部機組全部跳停，進而造成全台電力備轉容量不足，供電系統避免全面崩潰啟動保護措施而分區停電，最終於同日23時始恢復正常供電。

在國外，美國電力系統發生了兩次特大的停電事故。一次發生在1996年7月2日，停電持續時間約30分鐘，停電負載達7.5 GW，短缺發電容量6.4 GW，影響用戶約200萬戶。另一次發生在1996年8月10日，停電時間約3小時，損失負載達30.498 GW，損失發電容量25.578

<sup>1</sup>財團法人中華經濟研究院 研究員

\*通訊作者電話: 02-27356006#532, E-mail: [kimmie@cier.edu.tw](mailto:kimmie@cier.edu.tw)

收到日期: 2019年07月29日

修正日期: 2019年09月20日

接受日期: 2019年10月24日

GW，影響用戶約750萬戶，停電面積達180萬平方英里，包括美國的14個州和加拿大的兩個省，也都造成了非常巨大的經濟損失。

現代電力系統十分複雜集中且非常龐大，須進行高度整合，幸運的是，電力系統可以分為合適的子系統或功能區以分別進行分析其可靠度，這些功能區域是發電、輸電和配電子系統。發電系統的功能是確保有足夠的發電裝置容量可以滿足隨時增加的負載需求，輸配電系統則必須確保發電者能將電力傳送至消費者使用，系統規劃人員必須預測未來負載和增加相應的輸配電容量計畫，以滿足需求，並提供一定程度的可靠充裕性，以使整個電力系統能正常運作並避免故障發生。

發電系統可靠性是未來系統擴充容量規劃中的一個重要因素，它提供了可靠性或充裕度的測量，以確保總發電系統容量足以在需要時提供足夠的電力。一般常用失載機率法(loss of load probability, LOLP)來確定系統的可靠性，將系統的可靠性以一個單一的數值來表示，即可靠性指標，而此一可靠性指標從另一個角度來看，也是一種風險性指標。電力之風險性指標有兩個目的，一是便於執行電力系統穩定性的長期評估以協助未來系統之規劃，二是短期評估以協助日常營運決策。簡而言之，這些風險性指標可做為系統規劃人員或決策當局用來做為日常經營之決策參考以及決定和建議新投資新建電力設施的參考依據。

為了達成我國電力能源低碳轉型的目標，政府計畫提高再生能源發電的比重，並以之作為核能的主要替換能源，但由於再生能源具有間歇性與不穩定性，且於用電尖峰期間再生能源未必能夠完全因應用電需求，恐有造成我國電力系統脆弱度提升的疑慮，也可能導致未來備用容量不足以致缺電風險增加。然而，除了供給面因素外，我國目前尚缺乏從總體經濟面與環境面的角度來分析缺電風險，亦缺乏對缺電風險進行量化評估的科學分析方法，以致政府難以與利害關係人對話溝通，故本研究欲進

行缺電風險計量經濟模型方法的開發，探討各種缺電可能因素對於缺電風險的衝擊影響，包括政府新能源政策的推動或極端氣候事件的影響以及經濟成長的變化等，研究結果將有助於協助政府規劃電力供需結構的健全發展政策。

## 2. 文獻回顧

目前國內外對於缺電風險的研究，大都是著重在對於發電系統穩定性的衡量，並且都是從機組穩定與可靠性的角度來考慮，以機組的可靠性來代表是否發生缺電風險，近年來國內的相關研究如：盧豐彰(2010)探討影響發電系統供電可靠度之各項因素，電力系統供電可靠度在發電端會受到系統規模、機組的容量、型式與配比、機組故障率、機組維修排程、燃料供應充裕度等多項因素的影響。另外，該文亦提及發電市場供需穩定性、備用容量市場等輔助服務的完備程度、天然資源(降雨量、風能)的充裕度和穩定度，以及人為因素，也會影響供電可靠度。林家豪(2011)，建立機組缺電模型與程式系統，將機組的故障容量與負載表示成為兩類相互獨立的隨機變數，以累積運算方式進行模擬，以民國98年作為基準年並參考台電電源開發方案進行模擬，模擬各年的發電系統缺電機率與預期缺電量。陳昱安(2016)，建構台電系統在高佔比再生能源併網情況下，最適供電可靠度模型，提出計算再生能源發電之可靠容量率的評估方法；其次，結合歷史資料模擬並推估未來再生能源的可靠容量率，並以兩種模擬方式相互驗證。再依據此發電系統可靠度模型，模擬評估至2025年的系統備用容量率。李佩珊(2016)，提出計算出再生能源發電之容量價值的方法；其次建立臺灣發電系統可靠度分析模型，再據評估臺灣在不同情境下的發電系統可靠度。分析在不同情境下之電力結構方案，包括評估各個情境於2015~2025年期間的系統備用容量率、缺電機率、預期缺電量等。

國外的相關研究方面，Endrenyi(1978)定義失載機率LOLP為一天當中尖峰負載超過可用發電容量的機率，其研究指出，如果要求系統可靠度的改進，可以透過使用更好的組件或包含更多備用的系統設計來確保。亦即安裝多於平常需要的發電設備，然而，這將增加額外的成本。Khatib(1978)則認為LOLP的基礎是將發電容量狀態的機率與每日尖峰需求的機率相結合，以評估一年之中發電系統無法滿足每日尖峰需求的天數。計算LOLP可以考慮1年當中的尖峰負載日數或者每日24小時內的尖峰負載小時來計算。因此，依據計算的資料期間不同，同一個系統可能有兩種或多種的LOLP值。Prada (1999)證明機率方法可以提供更有意義的資訊，有利於設計和規劃資源的配置。Billinton and Li (1994)認為常用的機率可靠性指標包括失載機率(LOLP)，負載預期損失(loss of load expectation, LOLE)，能量損失機率(loss of energy probability, LOEP)，能量損失期望(loss of energy expectation, LOEE)，預期能量不能服務(expected energy not supplied, EENS)和失載頻率(loss of load frequency, LOLF)與失載持續期間(loss of load duration, LOLD)。這些指標基本上是隨機變數的期望值，它們反映了系統組件可用性和容量、負載特性和不確定性、系統配置和運行條件等。Kueck *et al.* (2004)指出LOLP值通常被作為發電的可靠性標準或是備用容量的規劃。通常的做法是規劃電力系統，使其十年一次或更少次地超過LOLP。另一方面，電力公司可用LOLP來規劃發電、能源採購、負載管理和其他系統平衡機制的可用性，以確保所產生的系統LOLP達到或低於設定標準。LOLP用於表徵發電的充足性以滿足大型電力系統的負載，它沒有模擬電力傳輸系統的可靠性，亦即沒有考慮到大多數中斷實際發生在輸配配電時的情況。

LOLP指標成為發電可靠性評估中廣泛使用的機率指標，因為它提供可以簡單計算和用於發電容量計畫的機率指標，簡化了發電可

靠度的比較。然而，Kueck *et al.* (2004)亦指出LOLP不包含外部的緊急支援或電力公司為維持系統可靠度的緊急措施；傳統的LOLP計算不能模擬偶然發生的重大缺電事件。並且，一個大停電事件可能是由一系列事件所引起，但這些事件不一定發生在系統高峰時，故LOLP可能無法計算到。

不同國家和電力公司會依照其國家或公司特定和獨特的電力系統採用不同的可靠性標準，這是因為所有的電力系統都是不同的，因此可靠性標準也不同。例如Nedic *et al.* (2005)研究指出英國中央發電委員會(Central Electricity Generating Board, CEGB)採用的安全標準，係在100個冬天中供應中斷不應超過9次。因此，供應短缺的風險不能超過9%，基於1980年代的設備故障機率，認為標準容量充裕度為24%，容量充裕度定義為總系統發電量與峰值系統負載之間的百分比差異。愛爾蘭的充足性標準，失敗的預期不應該超過每年8小時LOLE。對於法國而言，發電充足度報告中所述的供應短缺水準是每年少於3個小時(LOLE < 3小時)。(Pillai, 2002)指出在一些先進國家，通常採用電力供應中的任意可靠性目標，例如十年的LOLP。這並不意味著每十年一次的一整天的缺電；而是指10年內累計的缺電時間不能超過一天，或者相當於一天僅能有0.03%天的缺電時間。

綜合國內外對於缺電風險研究，可大致分類為：1. 機率型：例如系統失效機率；2. 頻率型：例如單位時間內故障次數；3. 平均持續時間型：例如首次故障的平均時間、故障間平均持續時間、故障的平均持續時間；4. 期望值型：例如年故障天數或失載的期望值。由這些研究可知，影響缺電風險高低的主要因素主要都集中於機組的良莠與容量的充裕度。換言之，傳統電力系統缺電風險評估方法僅考慮電力系統的供給面，而忽略了需求面的影響因素，因此，這種評估缺電風險的模式忽略了造成缺電風險變動的外在因素；一旦電力系統的

外在影響因素發生改變，則前述之傳統電力系統穩定性與充裕性的評估方法將相當受限。

探討缺電風險相關之計量經濟機率模型方法近年來應用於電力可靠度或缺電成本投資分析之文獻頗多，Matsukawa and Fujii (1994)採用Logit機率決策模型分析用戶對電力可靠度的投資決策行為，研究結果指出用戶進行電力設備投資來增進可靠度時，電力可靠度與其用電成本之間存有抵換關係，而用戶的特性如行業別和用電量是顯著影響電力備援系統投資決策的關鍵影響因素。Park and Hur (2017)採用Logit機率模型分析韓國濟州島風力機在不同風速下的出力可靠度，研究結果發現風速越高出力越穩定可靠，當風速超過10 m/秒時出力可靠的機率可高達九成以上。歐陽利姝等(2013)進行臺灣住宅用戶避免缺電願付意願之分析，採用Logit機率模型探討停電特性與用戶特性對臺灣住宅用戶缺電成本之願付價值的影響，分析結果顯示，地區別、是否記得最近停電年度、是否為夏月停電、停電預警通知小時數、住宅類型、住宅屬性、常住家中人數、家庭全年收入、停電損失最嚴重類別、住家有沒有緊急發電機、是否在家工作、停電時間、是否事先通知、住宅總坪數等特性變數分別顯著影響缺電成本的願付價值。由這些文獻可知，計量經濟機率決策模型方法可用來探討電力可靠度亦可用來進行缺電風險與投資的管理決策的行為分析。

### 3. 研究方法

#### 3.1 缺電風險定義與影響因素

經濟學理上，風險乃是一種不確定性的狀態下所可能產生的損失，而缺電風險又涉及廣泛之影響層面和因素，因此，本研究以計量經濟學的機率模型來評估造成我國缺電風險的重要因素之影響，在確認影響我國缺電的主要因素及其對缺電風險的量化影響後，則可研析我國缺電風險的管控對策。在本研究中，缺電風

險(Power Shortage Risk)是研究的主题，因此必須先定義在何種情況下是為缺電，在定義缺電風險範圍與內容後，方能進一步找出影響缺電的重要因素及其程度。

一般人往往會將缺電與停電兩種概念相互混淆，在電力經濟學上，停電(Power outages, a power out, a power blackout)係為供電之停止狀態，停電可能隨時在沒有警告的情況下發生，也不一定是由缺電狀態所引起。停電通常為區域性的短期電力停供。依據停電的持續時間和導致的結果，可分為三類：

- (1) 永久性故障(permanent fault)－電力線故障導致電力嚴重短缺。
- (2) 電壓或頻率降低(brownout)－電源電壓或頻率暫時下降。
- (3) 停電(blackout)－一個區域的總功率損失，可以持續數週，具體取決於嚴重程度。

停電的原因很多，包括發電廠的故障、輸電線路的損壞、變電所或配電系統的其他部分短路或電力線路的過載等。導致停電的常見原因包括：

- (1) 天氣(Weather)：強風暴雨可能會破壞電力基礎設施。
- (2) 尖峰(Spikes)：電源電壓暫時突發性增加可能導致停電。通常是由於雷擊，跳開斷路器或短路引起的。
- (3) 交通事故：發生交通事故導致電線損壞或導致電線短路。
- (4) 火災：因火災之發生，在緊急情況下，切斷電力以確保安全。
- (5) 動物：動植物與設備接觸或撞擊，例如轉接器或保險絲，可能導致它關閉。

然而所謂電力短缺(Power Shortage)或簡稱缺電，是指當電力系統中發電廠的總有功功率或無功功率不足以確保向所有消費者持續安全地提供所需的電力時的狀態。電力短缺發生的可能原因通常分為容量受限以及能量受限，容量(設備)供應不足或能量(燃料)供應不足時，就會造成電力供給端有可能無法滿足需求端電力

消費的隨機變化之風險。電力系統的運作需要額外充裕性的容量與能量來滿足電力需求的原因，主要係來自於目前電力系統運轉的下列特性：

- (1) 電力無法大量有效儲存。
- (2) 供需必須實時平衡。
- (3) 電力供需實時變化莫測又隨機，難以事前精確預估。
- (4) 電力傳輸如光速，需透過電網尋阻抗最小方式隨意流動。

因此，本研究所要探討的缺電風險係指電力短缺之風險而非停電的風險，所以為了確保供電的安全可靠，電力系統的運作就必須要有一定額度的備轉或備用(reserve)，以應付難以掌控的電力供需偶發意外事件。缺電風險程度大小的衡量指標一般為「備用容量率」或「備轉容量率」，我們採用了台電公司的安全運轉經驗，定義備用容量率低於15% (或備轉容量率低於10%)時缺電風險即會開始產生。

風險因素是指引起或增加風險發生的機會或擴大損失幅度的原因或條件。而構成風險因素的條件越多，發生損失的可能性就越大。可能造成缺電風險的基本因素包括自然屬性、社會屬性、經濟屬性與電力供給系統屬性等因素。瞭解造成缺電的風險因素，將有助於我們進行缺電的風險管理，以下說明可能的缺電風險因素：

#### (1) 自然因素

缺電風險常常是由客觀存在的自然現象所引起的，包括各種天災或環境變化引起缺電而造成經濟上的損失，對人類構成風險。特別是在氣候變遷下所造成的極端氣候與地球暖化，對於電力供需的影響，更是造成近年來缺電風險增高的重要因素。然而，自然界的運行還是有其一定規律的，人們可以發現、認識和利用這些規律，降低風險事故發生的機率，或減少損失的程度範圍。

#### (2) 社會經濟因素

缺電風險事故的發生與一定的社會與經濟

制度(例如社會對能源類型的偏好、對能源供應的限制如機組的可操作時間受《空污法》限制)、經濟條件(例如因為經濟的發展而對於電力需求的增加)和生產力(例如節能之生產技術的研發與使用)等都有一定的關係。

#### (3) 發電技術因素

因為技術上的原因而導致缺電風險的可能性增加，屬於缺電風險的技術因素，例如，機組操作失當或發生故障、不同機組間的協調搭配支援程度、機組裝置容量不足以及燃料短缺等因素。

#### (4) 能源占比因素

不同的發電能源其所導致的缺電風險亦不相同，例如，就電力的供給穩定度而言，若傳統化石能源如天然氣發電的穩定性相對較太陽能等再生能源為高，因此，以前者發電的缺電風險就相對較低。

基於前述影響因素，我們歸類影響缺電風險的可量測因素包括：國內生產毛額(GDP)(或國民可支配所得或零售業銷售額)、再生能源裝置容量、火力發電(或核能發電)占比、冷氣度/時、年平均溫度或雨量集中度、產業結構變化(如製造業占比或工業生產指數變化)、能源使用效率(每單位GDP耗能)、能源價格(燃煤或天然氣價格)、一般物價指數(Consumer Price Index, CPI或Wholesale Price Index, WPI)、人口變動或人口成長率等。整理後本研究採用之自變數如表1。

## 3.2 缺電風險計量經濟模型

所謂「風險」，客觀的定義就是指事故發生遭受損失的機會(或機率)。因此，缺電機率的提高即表示缺電風險的提高，故本研究以客觀的缺電機率來做為缺電風險大小之衡量，而在計量經濟學理上適合做來估計機率的模型，主要有線性機率模型、Logit模型與Probit模型三類(Maddala, 2001)，其中線性機率模型的操作上，會有下列問題發生：(1) 模型所產生之風險機率估計值可能落於0與1之外，(2) 有些風險

表1 本研究採用之自變數(本研究整理)

類別	變數	資料頻率
自然因素	冷氣度	年
	平均氣溫	月、季、年
	平均雨量	月、季、年
社會經濟因素	國內生產毛額(GDP)或國民可支配所得	季、年
	零售業銷售額(電力需求)	季、年
	製造業占比或工業生產指數變化	季、年
	人口變動或成長率	季、年
	燃煤或天然氣價格	季、年
發電技術因素	操作失當	0或1
	能源使用效率	年
能源配比因素	再生能源裝置容量(或占比)	年
	火力發電(或核能發電)占比	年

因素對風險的影響並非線性，但模型卻以線性模式來估計會產生偏誤。而Probit模型雖可避免線性機率模型的理論缺陷，可是卻無法用可推估之解析式來進行推估，必須以電腦程式進行數值分析之配適，在溝通上較為尷尬。因此本文採用Logit模型進行分析。

Logit機率迴歸模型屬於非線性迴歸模式，反應函數呈現曲線型態的S或倒S型，Logit模型可以解決前述線性機率模型的估計值常介於0與1的範圍之外的煩惱，又與Probit模型推估值相似且具有解析解。茲說明如下：

若存在一迴歸模型如下：

$$y_i^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + u_i \quad (1)$$

其中 $y_i^*$ 是不可觀察的，一般稱為潛在變數(latent variable)，在本研究中 $y_i^*$ 即為缺電風險，因此我們可以定義一個可以觀察到的虛擬變數 $y_i$ ，

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{當 } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

在上式中 $y_i^* > 0$ 表示缺電風險發生，例如，當我們令備轉容量率小於10%時缺電風險即會發生( $y_i^* > 0$ )，則此時( $y_i = 1$ )。對 $y_i^*$ 乘以任一正的常數值時，並不會改變 $y_i$ ，因此通常可假設 $\text{Var}(u_i) = 1$ ，從(1)與(2)式可得到

$$\begin{aligned} P_i &= \text{Prob}(y_i = 1 | x_i) \\ &= \text{Prob} \left[ u_i > - \left( \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \right] \\ &= 1 - F \left[ - \left( \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \right] \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $F$ 是殘差項 $u$ 的累積分配函數。若 $u$ 是一個對稱分配，則由於

$$1 - F(-Z) = F(Z) \quad (4)$$

故

$$P_i = F \left( \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \quad (5)$$

上式中 $F$ 的函數形式決定於我們對誤差項 $u$ 的假設，由於為了限制機率函數值必須介於0與1之間，因此假設 $u_i$ 的累積分配函數是一個Logistic函數。因此，

$$P_i(y_i = 1 | x_i) = \frac{e^{\left( \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right)}}{1 + e^{\left( \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right)}} \quad (6)$$

整理後可得

$$\log \frac{P_i}{1 - P_i} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \quad (7)$$

公式(7)等號左邊稱為對數賠率(log-odds ratio)，

故可得對數賠率為解釋變數  $x$  的線型函數以供推估，此與線性機率模式不同是，線性機率模式直接假設  $P_i$  為解釋變數的線性函數。另外，若假設(1)式中的誤差項  $u_i$  為常態分配時，則可得probit模式如下：

$$\begin{aligned} P_i(y_i = 1 | x_i) &= 1 - \Phi(-\beta_0 - \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}) \\ &= \Phi(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}) \end{aligned} \quad (8)$$

Probit模式並無可線性推估之解析式，必須以電腦程式來進行繁瑣的數值分析之配適，由於logit模式是近似常態分配，因此兩者差異不大，圖1為兩種分配型態的比較。

我們可以蒐集表1之自變數資料，配合觀察到的虛擬變數  $y_i$ ，在(1)式之迴歸模型下，得到估計係數  $\hat{\beta}_0$  與  $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_j$  之值代表對數勝率的變化率相應於  $x$  之變化率，在確定係數值後，便可利用(6)得到在特定影響因素(自變數  $x_j$ )下估計之缺電風險發生之機率值  $\hat{P}_i$ 。

## 4. 實證結果

### 4.1 備用容量率影響因素的線性分析

在國際上，世界各國所採用的備用容量定

義大致相同，「備用容量」係指用來應付機組大修、小修、故障、減載、機組老化、負載預測變動及工程計畫延宕等電力供需變化的機組容量，備用容量率愈高，系統供電愈可靠，但缺點就是必須投入大量資本興建電廠；而將「備用容量」除以「系統尖峰負載」再乘上100%，就是「備用容量率」。即

$$\text{備用容量} = \text{裝機容量} - \text{尖峰負載} \quad (9)$$

$$\text{備用容量率} = (\text{備用容量} / \text{尖峰負載}) \times 100\% \quad (10)$$

由此可知，備用容量是基於面對電力市場的長期需求，所需準備的發電容量，因此，我們首先探討可能影響備用容量率的一些因素，包括裝置容量、人口數、國內生產毛額、製造業生產指數、水電燃氣價格指數、年均冷房度日(cooling degree days, CDD (王京明與邱齡慧，2016))及再生能源發電占比等。

為了瞭解前述變數對備用容量率的影響情況，建立線性迴歸模式如下：

$$\text{Bak} = \beta_0 + \beta_1 \text{Vol} + \beta_2 \text{GDP} + \beta_3 \text{Ind} + \beta_4 \text{Popu} + \beta_5 \text{El\_price} + \beta_6 \text{CDD} + \beta_7 \text{Ren} + \varepsilon \quad (11)$$

其中各項變數之單位見表2，說明則如下：

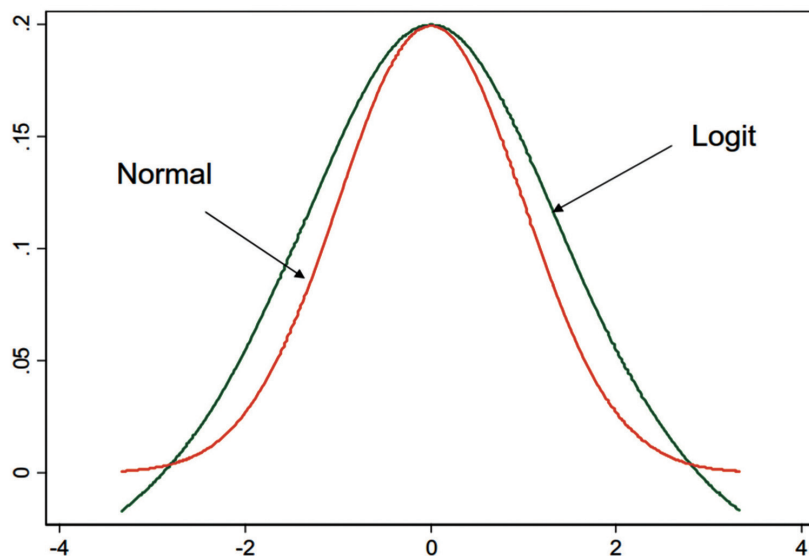


圖1 Logit分配與常態分配比較(本研究繪製)

表2 數據資料

變數	Bak	Vol	Popu	GDP	Ind	El_price	CDD	Ren
單位	%	GW	千萬人	臺幣兆元			度日	%
1996	5.6	26.1026	21.4414	8.0366	46.03	88.52	290	0.58
1997	11	28.2793	21.6341	8.7172	49.36	92.23	185	0.63
1998	7.7	29.3639	21.8357	9.3811	50.93	92.06	352	0.67
1999	12.5	32.2917	22.0105	9.8156	54.89	90.51	250	0.73
2000	12.6	34.3298	22.1845	10.3513	59.20	93.75	264	0.98
2001	13.2	34.9235	22.3411	10.1582	53.86	94.06	289	1.25
2002	16	37.4547	22.4632	10.6809	58.67	93.15	329	1.52
2003	14.6	39.4814	22.5627	10.9659	64.27	93.92	370	1.53
2004	20.2	41.2764	22.6468	11.6496	70.68	95.2	308	1.54
2005	16.3	42.4548	22.7298	12.0923	72.94	96.88	338	1.52
2006	16.1	44.2351	22.8235	12.6408	76.30	100.63	318	1.55
2007	16.2	44.9665	22.9174	13.4071	82.66	104.11	325	1.60
2008	21.1	45.3909	22.9977	13.1510	81.92	108.43	308	1.63
2009	28.1	46.8664	23.0784	12.9617	75.53	107.76	374	1.76
2010	23.4	47.6623	23.1409	14.1192	95.52	111.39	362	1.80
2011	20.6	47.4333	23.1935	14.3122	100.00	112.99	347	1.98
2012	22.7	46.9050	23.2704	14.6869	99.68	117.24	322	2.00
2013	17.5	47.1278	23.3447	15.2307	100.24	120.26	362	2.15
2014	14.7	46.4928	23.4036	16.1119	106.89	123.26	435	2.16
2015	11.5	46.4890	23.4629	16.7707	105.30	107.88	416	2.33
2016	10.4	47.2867	23.5159	17.1521	107.40	100.00	475	2.34
2017	9.8	47.6871	23.5555	17.4447	111.44	100.84	475	2.60

資料來源：行政院主計處，2018；能源局，2018。

Bak：備用容量率；

Vol：傳統發電機組裝置容量，包括火力發電、抽蓄水力發電、燃煤發電、燃油發電、燃氣發電、核能發電及慣常水力發電的裝置容量，但不包括風力發電、太陽光電、生質能發電與廢棄物能發電等的新能源發電裝置容量；

GDP：國內生產毛額；

Ind：製造業生產指數；

Popu：年中人口總數；

El\_price：水電燃氣價格指數；

CDD：平均冷房度日(Yearly Average Cooling Degree Days)，此數值愈大表示冷氣開機日數越多；

Ren：再生能源發電占比，此處之再生能源包括風電、光電、生質能發電與廢棄物能發電。

各項變數資料整理如表2所示，表3為這些變數間的相關係數。相關係數所表示的為兩個變數間的線性相關程度，表3顯示備用容量率與傳統裝置容量的相關係數為0.609，相對高於本研究所使用的其他變數。而其他變數，包括人口數、GDP、製造業生產指數、水電燃氣價格指數、年均冷房度日等電力需求面變數，都各自與備用容量具有正的相關係數，但線性相關程度並不高，因此後續將進一步以複迴歸模式來進一步觀察這些影響因素同時對備用容量率的影響情況。

表3 相關係數(本研究計算)

	Bak	Vol	Popu	GDP	Ind	El_price	CDD	Ren
Bak	1.000							
Vol	0.609	1.000						
Popu	0.461	0.974	1.000					
GDP	0.256	0.900	0.965	1.000				
Ind	0.305	0.901	0.951	0.984	1.000			
El_price	0.558	0.785	0.781	0.741	0.806	1.000		
CDD	0.004	0.672	0.767	0.814	0.761	0.447	1.000	
Ren	0.430	0.941	0.972	0.921	0.896	0.684	0.748	1.000

另外，若觀察自變數間的相關係數，可以發現GDP、人口數、製造業指數及再生能源發電，其兩兩變數互相間有相當高的線性相關，此顯示當我們用複迴歸解釋備用容量率的影響因素時，不宜同時將這些變數同時放入迴歸模型中，以避免產生共線性(multi-collinearity)而導致推估值有偏誤的問題。

進行複迴歸的目的，主要在於瞭解本研究所使用的變數對於備用容量率的影響情況。表4為迴歸模型(1)的估計結果，表中之\*\*\*表示係數在1%的顯著水準下具有顯著性，\*\*表示在5%的顯著水準下具有顯著性，\*表示在10%的顯著水準下具有顯著性，在統計上，當顯著水準愈低時，表示信賴係數愈高(1%顯著水準代表有99%的信賴度)，表示該估計值得信賴程度愈高。一般而言，顯著水準在5%以下即可稱為具有高度顯著性。另外。表中的Adj R-Sq為調整後判定係數(亦即模型對觀察資料的配適程度)，該數值介於0與1之間，數值愈大表示模型的解釋能力愈強。

迴歸估計結果在模式1中顯示，若同時以前述各項變數進行迴歸係數之估計，則無任何變數可以顯著地影響備用容量率，會造成這種結果主要是解釋變數間具有高度的相關共線性所造成，因此同時放入迴歸模型中將造成嚴重的共線性的問題而使推估值失真。為了避免共線性問題，接下來則盡量避免將具有高度相關的變數同時放入迴歸模型。如模式2所示，將

Ind與Popu從模型中抽離，結果顯示裝置容量對備用容量率有顯著的正向影響，係數1.3228表示當裝置容量每增加1 GW時，在其他變數不變之下，備用容量率將增加1.3228%；此外，GDP對備用容量率則有顯著的反向影響，係數-2.8571表示當GDP每增加1兆元時，在其他變數不變之下，備用容量率將降低-2.8571%。以2016年至2017年的GDP增量為0.29兆元來看，在其他變數不變下，會使備用容量降低0.84%(= -2.8571\*0.29)。另外，水電燃氣價格指數對備用容量率有正向影響，惟顯著程度不高，這代表著電價的高低亦會影響用電需求，進而影響備用容量率的高低，而CDD與Ren對於備用容量率有負向影響，但並不顯著，原因可能是因為備用容量率是長期缺電的變數，而CDD或Ren可能較影響短期的電力供給所致。

在模式3中，則以Ind變數取代GDP，結果顯示裝置容量對備用容量率仍有顯著的正向影響，係數值為1.2992，Ind則對備用容量率則有顯著的負向影響，係數值為-0.3076，表示當製造業生產指數增加1單位時，在其他變數不變之下，備用容量率將下降-0.3076%。以該指數2016年至2017年的增量為4.04計算，在其他變數不變下，將使備用容量降低1.24%(= -0.3076\*4.04)。

模式4則以Popu取代Ind，可以發現此時僅裝置容量具有顯著性，其他變數則皆不具顯著性。

表4 用容量率影響因素OLS (Ordinary Least Squares)各種迴歸式嘗試結果(本研究計算)

	模式1	模式2	模式3	模式4	模式5	模式6	模式7	模式8	模式9	模式10
Intercept	-214.6252 (273.3838)	-16.0237* (7.9138)	-29.2512*** (9.1027)	-294.5338 (224.9073)	-18.0421 (10.8424)	-16.7675** (6.1050)	-20.2639*** (6.3696)	-7.1834 (7.0519)	-19.7222*** (5.2015)	-12.5409* (6.0244)
Vol	0.9207 (0.5989)	1.3228*** (0.2142)	1.2992*** (0.2297)	1.9367*** (0.5172)	1.2984*** (0.2933)	1.3421*** (0.1685)	1.3738*** (0.2056)	1.4777*** (0.2152)	1.3562*** (0.1672)	1.5974*** (0.2016)
GDP	-3.6416 (2.3764)	-2.8571*** (0.7166)				-2.7889*** (0.5465)	-3.0541*** (0.6792)	-2.3656*** (0.7254)	-3.1393*** (0.3975)	-3.1393*** (0.3975)
IND	0.0269 (0.2235)		-0.3076*** (0.0899)							
Popu	10.1567 (14.1817)			-15.8614 (10.7460)						
El_Price	0.1367 (0.1309)	0.1664* (0.0848)	0.2473** (0.1032)	0.1179 (0.1154)	0.0481 (0.1088)	0.1643* (0.0813)	0.1870* (0.0831)		0.1904*** (0.0761)	
CDD	-0.0138 (0.0141)	-0.0130 (0.0143)	-0.0210 (0.0149)	-0.0228 (0.0188)	-0.0303 (0.0187)	-0.0122 (0.0131)		-0.0205 (0.0149)		
Ren	-2.3982 (5.7941)	-0.6045 (3.9295)	-1.6527 (3.9615)	-1.2575 (6.6990)	-9.0899** (4.2282)		-0.5774 (3.6870)	-0.6069 (4.1930)		-2.8770 (3.9496)
Adj R-Sq	0.8149	0.8320	0.8045	0.7021	0.6814	0.8400	0.8320	0.8018	0.8411	0.7917

\*\* 表示5%顯著水準；\*\*\*表示1%顯著水準。

由於GDP、Ind與人口數皆代表電力需求面的重要變數，我們比較模式2~模式4可以發現在維持其他變數一致之下，GDP、Ind與Popu對備用容量率皆有反向影響，但其中Popu並不顯著，且若比較他們的判定係數可以發現模式4是最低的，顯示人口數相對於GDP與Ind而言，就線性關係而言，並不是解釋備用容量率變化的優良變數。

模式5則是觀察在不考慮GDP、Ind與Popu三個變數下的迴歸估計結果，此時顯示除了裝置容量外，僅再生能源發電占比對備用容量率具有顯著反向效果，這可能與當備用容量率愈低時愈需要再生能源發電或是再生能源發電具有間歇性及不穩定性有關。然而，模式5的調整後判定係數為0.6841，是表中解釋能力相對較低的模式。

模式6~10，則保留三項主要電力需求變數中的GDP，然後調整El\_price、CDD與Ren三項變數時，以觀察估計係數的顯著性與模型的解釋能力。結果顯示裝置容量與GDP皆具有顯著效果，而El\_price則較CDD與Ren對備用容量率具有顯著的影響效果。

由上述分析結果可之，就線性關係而言，可以發現GDP與製造業生產指數確實是影響備用容量率的重要因素，人口數對備用容量率的影響則不顯著；水電燃氣價格指數對備用容量率有正向影響效果，但其顯著性隨著變數組合的不同而異；年均冷房度日對備用容量率有負向效果，但並不顯著，此點可能是因為它本身與GDP具有高相關性有關；再生能源發電占比對備用容量率同樣有負向影響，但並不顯著。

## 4.2 備用容量率影響因素的Logit機率模型迴歸分析

前一節是基於線性關係來探討備用容量率的影響因素，本節則是使用Logit迴歸模式進一步探討這些變數的變動，對缺電機率的影響，並基於估計之迴歸係數計算缺電機率。

使用Logit迴歸時，因變數(Y)必須是二元(0, 1)分類變數，事件發生(Y=1)的機率用表示，機率值的範圍在0與1之間，因此本研究依據表2的資料，並假設當備用容量率小於15%表示缺電的事件發生(Y=1)，大於等於15%時則代表不缺電(Y=0)，故表2的第一欄之數字將被0或1取代而轉換，另外，為便於解釋，將GDP的單位由兆元改為100億元，之後再以Logit迴歸模式進行係數的估計。

Logit迴歸方程式可表示如下：

$$g(X) = \ln \left( \frac{P(Y=1|X)}{1-P(Y=1|X)} \right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k \quad (12)$$

上式稱為Logit函數，其中

$$\frac{P(Y=1|X)}{1-P(Y=1|X)} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k) \quad (13)$$

稱為勝率(亦有稱賠率)，為事件發生的機率與事件不發生的機率的比值，涵意為事件發生相對於不發生的倍數比例。經過整理求解後，可以得到發生缺電的條件機率  $p = P(Y=1|X)$ ，其方程式為

$$p = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k)}}{1 + e^{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k)}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k)}} \quad (14)$$

對上式進行偏微分可以得知各個影響因素對缺電機率的影響，即

$$\frac{\partial p}{\partial x_i} = \frac{\beta_i \cdot e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k)}}{\left[ 1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k)} \right]^2} \quad (15)$$

其表示自變數  $x_i$  變動一單位，對缺電機率值的影響。表5顯示在考慮不同解釋變數下的Logit迴歸結果，以下分別討論這些影響因素。

### (1) 裝置容量對缺電機率的影響：

根據表5的估計結果，在不控制其他變數的情況下，Logit迴歸顯示裝置容量對缺電機率的影響可以下式表示

$$p = \frac{1}{1 + \exp(-7.9962 + 0.1914 \times \text{Vol})} \quad (16)$$

上式表示在不考慮其它因素之下，隨著裝置容量的增加，缺電機率隨之下降，以2017年的裝置容量47.69 GW而言，缺電機率為0.244。勝率

表5 Logit模式迴歸結果(本研究計算)

		係數值	標準誤	p-value	勝率	$R^2_{McF}$
1	截距	7.9962	3.9329	0.0420		0.2152
	Vol	-0.1914	0.0912	0.0358	0.826	
2	截距	28.2173	14.5519	0.0525		0.7614
	Vol	-1.5210	0.6710	0.0234	0.218	
	GDP	0.0275	0.0122	0.0246	1.028	
3	截距	14.9713	7.0813	0.0345		0.6870
	Vol	-0.9448	0.4189	0.0241	0.389	
	CDD	0.0703	0.0333	0.0348	1.073	
4	截距	-437.60	202.3	0.0305		0.7385
	Vol	-2.4052	1.0520	0.0222	0.090	
	Popu	2.3554	10.7362	0.0282	10.542	
5	截距	64.99987	33.1518	0.0499		0.7609
	Vol	-2.5756	1.2710	0.0427	0.076	
	Ind_i	0.5456	0.2655	0.0399	1.726	
6	截距	-6.2467	3.6182	0.0843		0.3244
	CDD	0.0547	0.0262	0.0366	1.056	
	REN	-7.6390	3.6911	0.0385	<0.001	

註：p-value在5%以下時即非常顯著，代表信賴度為1-(p-value)。

估計值為0.826，表示裝置容量每增加1 GW，缺電機率與不缺電機率之比值變為0.826，此一數值小於1的含意為缺電的機率為不缺電機率的0.826倍。若以(15)式估算可得

$$\frac{\partial p}{\partial x_1} = \frac{-0.1914 \cdot e^{-(7.9962-0.1914 \times 50)}}{[1 + e^{-(7.9962-0.1914 \times 50)}]^2} = -0.0272 \quad (17)$$

在傳統機組裝置容量為50 GW之下，再增加1 GW傳統電力的裝置容量，缺電機率將可降低0.0272。

## (2) GDP對缺電機率的影響：

由於隨著GDP的變動，用電量亦會隨之變動，此時缺電機率的估計式為

$$p = \frac{1}{1 + \exp(-28.2173 + 1.5210 \times \text{vol} - 0.0275 \times \text{GDP})} \quad (18)$$

上式表示隨著裝置容量的上升，缺電機率隨之下降，但隨著GDP的增加，缺電機率隨之增加。以2017年的裝置容量與GDP代入上式可得

2017年的缺電機率為0.975，以(18)式估計之歷年缺電機率如圖2。此兩項因素的勝率分別為0.218與1.028，表示同時考慮裝置容量與GDP時，若控制GDP不變時，裝置容量每增加1GW時，缺電機率將為不缺電機率的0.218倍；若控制裝置容量不變，GDP每增加100億元時，缺電機率將為不缺電機率的1.028倍。

同樣地，我們以目前的情況來看，在控制GDP不變之下，增加1 GW傳統發電裝置容，可以使缺電機率變化

$$\frac{\partial p}{\partial x_1} = \frac{-1.521 \cdot e^{-(28.2173-1.5210 \times 50+0.0275 \times 1744.47)}}{[1 + e^{-(28.2173-1.5210 \times 50+0.0275 \times 1744.47)}]^2} = -0.3784 \quad (19)$$

這表示在經濟成長的情況不變下，增加裝置容量將可大幅降低缺電機率。

同樣地，若控制裝置容量固定不變，若2018年的GDP總額增加100億元時，缺電機率將增加0.0068，可以下式表示

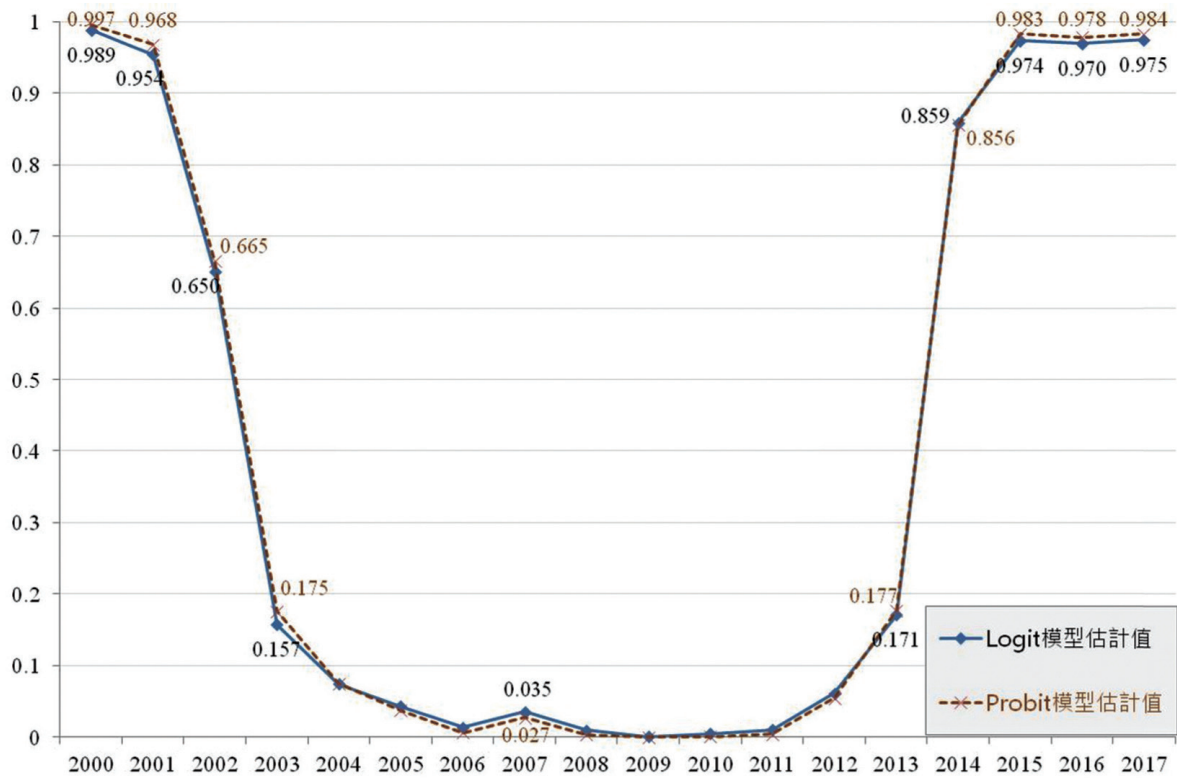


圖2 以裝置容量與GDP估計之缺電機率(本研究繪製)

$$\frac{\partial p}{\partial x_2} = \frac{0.0275 \cdot e^{-(28.2173 - 1.5210 \times 50 + 0.0275 \times 1744.47)}}{[1 + e^{-(28.2173 - 1.5210 \times 50 + 0.0275 \times 1744.47)}]^2} = 0.0068 \quad (20)$$

(3) 年均冷房度日(CDD)對缺電機率的影響：

年均冷房度日的數值愈大，表示氣溫升高冷氣開機日數CDD越多，因此用電量也愈多，在同時考慮裝置容量與CDD時，依據Logit迴歸估計結果所計算的缺電機率可以下式表示

$$p = \frac{1}{1 + \exp(-14.9713 + 0.9448 \times \text{Vol} - 0.0703 \times \text{CDD})} \quad (21)$$

上式表示隨著裝置容量的上升，缺電機率隨之下降，但隨著CDD的增加，缺電機率也隨之增加。以2017年的裝置容量與CDD代入上式可得缺電機率为0.96。此兩項因素的勝率分別為0.39與1.073，表示同時考慮裝置容量與CDD時，裝置容量每增加1 GW時，缺電機率將為不缺電機率的0.39倍，但CDD每增加1度日時，缺電機率將為不缺電機率的1.073倍。

(4) 人口數對缺電機率的影響：

人口的增加，用電量也將增加。Logit迴歸結果顯示缺電機率與人口數有如下式的關係

$$p = \frac{1}{1 + \exp(-437.6 + 2.4052 \times \text{Vol} - 2.3554 \times \text{Popu})} \quad (22)$$

上式表示隨著裝置容量的上升，缺電機率隨之下降，但隨著人口數的增加，缺電機率也隨之增加。以2017年的裝置容量與人口數(Popu)代入上式可得缺電機率为0.93。此兩項影響因素的勝率分別為0.090與大於999.9，表示同時考慮裝置容量與Popu時，若控制人口數不增加，則裝置容量每增加1 GW時，缺電機率將變成原來的0.048倍；若控制裝置容量不變，當人口數增加100萬人時，缺電機率將為不缺電機率的10.542倍，此表示當臺灣人口數增加100萬人時，缺電機率將大幅提升。

(5) 製造業生產指數對缺電機率的影響：

根據Logit迴歸估計結果，裝置容量與製造業生產指數對缺電發生與否的機率可以下式表示

$$p = \frac{1}{1 + \exp(-65.0000 + 2.5756 \times \text{Vol} - 0.5456 \times \text{Ind})} \quad (23)$$

上式表示隨著裝置容量的上升，缺電機率隨之下降，但隨著製造業生產指數的增加，缺電機率隨之增加。以2017年的裝置容量與製造業生產指數代入上式可得缺電機率為0.95。此兩項影響因素的勝率分別為0.076與1.726，表示同時考慮裝置容量與製造業生產指數時，若控制製造業生產不變，裝置容量每增加1 GW時，缺電機率將為不缺電機率的0.037倍；若控制裝置容量不變，當製造業生產指數增加1單位時，缺電機率將為不缺電機率的1.726倍。

(6) 年均冷氣度與再生能源發電占比對缺電機率的影響：

此時的機率估計式可表示為

$$p = \frac{1}{1 + \exp(6.2467 - 0.0547 \times \text{CDD} + 7.639 \times \text{Ren})} \quad (24)$$

上式表示隨著年均冷氣度上升，缺電機率隨之上升，但隨著再生能源發電占比增加，缺電機率隨之下降。以2017年的CDD與Ren代入上式可得缺電機率為0.47。此兩項影響因素的勝率分別為1.056與小於0.001，表示同時考慮年均冷氣度與再生能源發電占比時，若控制再生能源發電占比不變，當年均冷氣度每增加1度日時，缺電機率將為不缺電機率的1.056倍；若控制年均冷氣度不變，再生能源發電占比每增加1%時，缺電機率將為不缺電機率的0.01倍以下，此一結果並非合理，探究其原因乃是在其他自變項固定不變的前提下，且在備轉容量率設定為10%，備用容量率設定為15%的假設情況下所得到之結論，但以臺灣為孤島型之電力系統狀況，隨著間歇性再生能源發電占比的增加，若傳統發電機組之裝置容量不變，缺電機率應呈現增加的趨勢，方屬合理，目前由於資料量不足難以認定影響效果，故有待後續研究加強探究。

### 4.3 短期缺電之備轉容量率影響因素的線性分析

短期的缺電風險係受每日的備轉容量所決定，因此我們定義當備轉容量率小於10%時短期缺電風險即會產生。備轉容量率有別於備用容量率，依據台電官網的定義，「備轉容量」是指當天實際可調度之發電容量裕度，也就是每天的「供電餘裕」。而「備轉容量」除以當天尖峰負載，再乘上100%，就是每天的「備轉容量率」。用公式可以表示

$$\text{備轉容量} = \text{系統運轉淨尖峰能力} - \text{系統瞬時尖峰負載(瞬間值)} \quad (25)$$

$$\begin{aligned} \text{備轉容量率} = & (\text{系統運轉淨尖峰供電能力} - \\ & \text{系統瞬時尖峰負載(瞬間值)}) \\ & \div \text{系統瞬時尖峰負載(瞬間值)} \\ & \times 100\% \end{aligned} \quad (26)$$

由上述的定義亦可知，影響備轉容量的因素包括來自於供給端的機組因素與來自於需求端尖峰負載，由於備轉容量率之資料頻率為每日，然而多數影響備轉容量之變數並無日資料，因此我們僅能以月資料作為最小時間頻率的資料來處理，若原始資料頻率為小於月時，則採取月平均值。

#### (1) 備轉容量率影響因素的線性分析

為了進行線性分析，設定迴歸模式如下

$$\text{Res} = \beta_0 + \beta_1 \text{Bak\_v} + \beta_2 \text{Avg\_Load} + \beta_3 \text{Ind} + \beta_4 \text{Temp} + \varepsilon \quad (27)$$

在上式中Res表示每月平均備轉容量率，Bak\_v為平均備轉容量，Avg\_Load為平均負載，Ind為製造業月生產指數，Temp表示月平均溫度（臺北市、新竹市、臺中市、高雄市之平均）。我們使用2014年1月至2017年12月的資料，計48筆月份別資料，迴歸結果如下：

$$\text{Res} = 9.313 + 0.036 \times \text{Bak\_v} - 0.181 \times \text{Avg\_Load} \\ (9.313) (0.001) \quad (0.046)$$

$$-0.026 \times \text{Ind} - 0.077 \times \text{Temp} \quad (28)$$

(0.007)      (0.023)

上式括號中的數字為標準誤，估計值皆達1%的顯著水準，迴歸估計式的調整後判定係數為0.9935，顯示模型的解釋能力相當高。

由迴歸估計結果可知備轉容量增加1萬瓩時，其他情況不變下，備轉容量率平均可增加0.036%；平均尖峰負載增加1千瓩時，備轉容量率平均將減少0.181%；製造業生產指數增加1單位時，備轉容量率平均將減少0.026%；平均月均溫增加1度時，備轉容量率平均將減少0.077%。

## (2) 備轉容量率影響因素的Logit迴歸分析

我們假設當備轉容量率低於10%為短期缺電事件發生( $P(Y=1|X)$ )進行Logit模式迴歸，由於同時使用Ind與Temper進行估計無法得到顯著的結果，故分別進行估計如下。

### A. 製造業生產指數對缺電機率的影響

製造業生產指數對缺電機率的估計式如下所示

$$p = \frac{1}{1 + \exp(15.5806 - 0.1467 \times \text{Ind})} \quad (29)$$

估計結果顯示勝率為1.158，亦即當月製造業生

產指數增加1單位時，當月之缺電機率較不缺電機率增加為原來的1.158倍。我們利用上式估計近兩年來每月缺電機率並繪於圖3中。從圖中可以發現，在一年當中製造業生產對缺電機率的影響為隨著月份的推移，缺電機率亦有增加的趨勢，而每年2月與8月分別是缺電機率最低與最高的月份，另外，整體來看，2017年的缺電機率有高於2016年的情況。

### B. 月均溫對缺電機率的影響

由於我國夏季天氣炎熱，因此冷氣空調的用電量在夏季通常會大幅增加，因此以月均溫對缺電機率進行Logit迴歸模式估計結果如下所示

$$p = \frac{1}{1 + \exp(3.4618 - 0.1555 \times \text{Temper})} \quad (30)$$

估計結果顯示勝率為1.168，亦即當月均溫增加1度時，當月之缺電機率增加為原來的1.168倍。我們利用上式估計近兩年來每月缺電機率繪於圖3。從圖中可以發現，在一年當中月均溫對缺電機率的影響有季節性的趨勢，即每年夏季時期是缺電機率的高峰時期，2016年缺電機率最高的三個月為6、7、8月，2017年缺電機率最高的三個月為7、8、9月。氣溫對缺電機率的

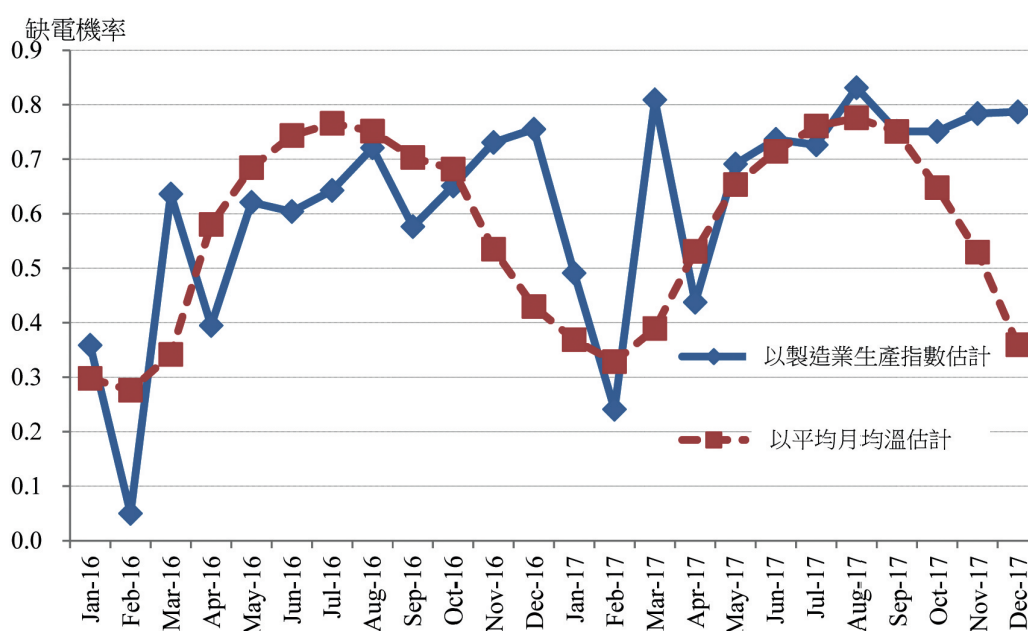


圖3 近兩年每月缺電機率估計(本研究繪製)

衝擊是有季節性的，夏季較高而非夏季較低。

## 5. 結 論

本文應用計量經濟方法，設定缺電風險計量經濟Logit模型，並歸類影響缺電風險的社會、經濟與環境面因子，進行各類因素對缺電風險的衝擊影響推估。包括政府新能源政策的推動或極端氣候事件的影響以及經濟成長的變化等。從前述的分析結果我們獲得了有關缺電風險影響因素的結論彙整於表6如下：

表6 缺電機率的影響因素彙總(本研究整理)

長 期		
變數	缺電機率	顯著性
裝置容量 ↑	↓	顯著
GDP ↑	↑	顯著
製造業生產指數 ↑	↑	顯著
人口數 ↑	↑	顯著
年均冷房度日 ↑	↑	顯著
再生能源發電占比 ↑	↓	不顯著
短 期		
變數	缺電機率	顯著性
製造業生產指數 ↑	↑	顯著
月均溫 ↑	↑	顯著
再生能源發電量 ↑	↓	不顯著

註：表中之顯著程度以5%之顯著水準衡量。

(1) 從長期的觀點來看缺電風險，電力需求端的變數，包括GDP、製造業生產、人口數及年均冷房度日等因素之變動，都會顯著影響缺電機率而造成缺電風險，隨著GDP的增加，缺電機率也隨之增加，若增加100億元以上，對缺電機率即會開始有明顯的影響。在供給端變數方面，傳統機組裝置容量的增加可以顯著的降低缺電機率，但必須有足夠大的增量，若GDP、人口數維持不變，只增加100 MW的裝置容量，對降低缺電機率即有明顯的效果。而再生能源發電量的增加，亦可以影響缺電機率，但由於目前我國再生能源發電占比仍低，因此其影響效果尚不顯

著。

- (2) 從短期備轉容量率來看，短期缺電機率受製造業生產、溫度和負載變動的顯著影響，當該月的製造業生產指數提高時，缺電機率亦隨之提高，當平均尖峰負載提高時，缺電機率亦隨之提高，而當平均備轉容量增加時，缺電機率即下降；最後，風力及太陽光發電量的增加亦影響缺電機率，但並不顯著。
- (3) 再生能源發電與能源佔比對缺電機率的影響，由於資料量不足，統計分析結果薄弱不顯著，建議應待他日等再生能源發電量擴增後，另作後續研究分析探討。

經過前述關於缺電機率影響因素的辨識與風險評估量化分析探討後，我們期盼將有助於後續研究針對缺電風險管理策略與政府規劃電力供需結構階段性發展目標與推動策略之研擬。

## 誌 謝

本文承蒙行政院原子能委員會之計畫經費補助，特此致謝與感激。

## 參考文獻

- 王京明與邱齡慧，2016。「高溫熱浪衝擊下之電力風險管理與調適因應分析」，*經濟研究*，52(1)：1-37。
- 行政院主計處，2018。網址：<https://www.stat.gov.tw/np.asp?ctNode=452> (2018年6月)。
- 李佩珊，2016。大規模風光發電對台電系統備用容量率之影響分析，中原大學電機工程研究所碩士論文。
- 林家豪，2011。臺灣發電系統可靠度之建模與評估，中原大學電機工程研究所碩士論文。
- 能源局，2018。網址：[https://www.moeaboe.gov.tw/ECW/populace/content/SubMenu.aspx?menu\\_id=6975](https://www.moeaboe.gov.tw/ECW/populace/content/SubMenu.aspx?menu_id=6975) (2018年6月)。

- 陳昱安，2016。大規模風、光發電對臺灣發電系統可靠度之影響分析，中原大學電機工程研究所碩士論文。
- 盧豐彰，2010。發電系統供電可靠度影響因素之探討，中華民國第三十一屆電力工程研討會，2010年12月。
- 歐陽利姝、黃瀕儀與林婉如，2013。進行臺灣住宅用戶避免缺電願付意願之分析，碳經濟，30(13)，行政院經建會發行。
- Billinton, R. and W. Li, 1994. Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods. New York: Plenum.
- Endrenyi, J., 1978. Reliability Modelling in Electric Power Systems. John Wiley & Sons.
- Kueck, J. D., B. J. Kirby, P. N. Overhalt and L. C. Markel, 2004. Measurement Practices for Reliability and Power Quality – A toolkit of Reliability Measurement Practices. [Online] Oak Ridge National Laboratory, U.S. Department of Energy. Report No. ORNL/TM-2004/91.
- Khatib, H., 1978. The Economics of Reliability in Electrical Power Systems. England: Technicopy Ltd.
- Maddala, G. S., 2001. Introduction to Econometrics 3rd ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Niskanen, W. A.
- Matsukawa, I. and Y. Fujii, 1994. Customer Preferences for Reliable Power Supply: Using Data on Actual Choices of Back-Up Equipment. *The Review of Economics and Statistics*, 76(3): 434-446. MIT Press.
- Nedic, D., A. Shakoor, G. Strbac, M. Black and J. Watson, 2005. Security assessment of future UK electricity scenarios.
- Park, B.J. and J. Hur, 2017. Accurate Short-Term Power Forecasting of Wind Turbines: The Case of Jeju Island's Wind Farm. *Energies*, 10(6): 1-15, MDPI, Open Access Journal.
- Pillai, N. V., 2002. Reliability and rationing cost in a power system. [Online] Centre for Development Studies, Thirivananthapuram, India. Working paper No. 325.
- Prada, J. F., 1999. The Value of Reliability in Power Systems – Pricing Operating Reserves. [Online] EL99-005 WP. MIT Energy Laboratory.

# Study on Social Factor Analysis of Power Shortage Risk in Taiwan

King-Min Wang<sup>1\*</sup>

## ABSTRACT

The traditional method of power shortage risk assessment mainly focuses on the reliability of power generation units. This makes the evaluation of power shortage risk neglect the whole supply and demand factors of the power industry, especially the factors that affect the load change on the demand side. This study attempts to explore the factors affecting the risk of power shortage from the overall perspective of power supply and demand. The scope of the study is no longer limited to the status of the generator set, but also to explore various social, economic and environmental factors that may affect the risk of power shortage. It will contribute to the effective development of future power shortage risk management strategies. The results of this study show that the variables at the electricity demand side, including GDP, manufacturing production, population, temperature, etc., will significantly affect the probability of power shortage and cause the of risk the power shortage. In the electricity supply side, the increase of the capacity of the traditional generation unit can significantly reduce the probability of power shortage and the increase in the amount of renewable energy can also reduce the probability of power shortage. However, due to the current low proportion of renewable energy in the generation mix, the effect is not significant. Finally, based on the assessment results and the impact of various social, economic and environmental factors on the risk of power shortage, it is hoped that the research results will help the government to plan the sound supply and demand structure and the sound development policy of the low-carbon transformation of the power industry.

**Keywords:** Power shortage risk, Reserve Margin, Power system reliability, Loss of load probability.

---

<sup>1</sup> Research Fellow, Chung-Hua Institution for Economic Research.

\* Corresponding Author, Phone: +886-2-27356006#532, E-mail: [kimmie@cier.edu.tw](mailto:kimmie@cier.edu.tw)

Received Date: July 29, 2019

Revised Date: September 20, 2019

Accepted Date: October 24, 2019