

臺灣地下經濟之實證分析— 地下經濟與通貨膨脹的門檻效果

林朕陞*

摘 要

過去文獻在探究影響地下經濟規模的成因變數，大多是建基於線性模型的研究成果，完全忽略了成因變數與地下經濟的關係在不同的經濟狀態下，是否會發生結構性改變。因此，本文應用非線性分析方法中的門檻模型 (threshold model)，以通貨膨脹率作為門檻變數，探討租稅負擔、金融發展（銀行發展與股市發展）、政府支出、經濟成長、工資與薪資以及通貨膨脹等主要影響因素對於臺灣地下經濟規模變動的影響效果，是否在高、低通膨率的狀態下會發生結構性改變，據以驗證過去基於線性模型下所分析的結果。實證結果支持總體成因變數與地下經濟之間存在通貨膨脹的門檻效果，門檻值為 3.650%，並進一步發現銀行發展、政府支出、經濟成長以及工資與薪資等四個成因變數的影響效果在通貨膨脹的高、低區間下呈顯著的非對稱性。從樣本內配適能力的評比中，我們發現門檻模型確實優於線性模型。最後在相關的穩健性檢測中，結果發現通膨的門檻效果依然存在，而且不會大幅改變門檻模型的主要結論。

關鍵字：地下經濟、通貨膨脹、門檻模型

JEL 分類代號：C22, E31, O17

* 中央研究院經濟研究所博士後研究學者
「2019 臺灣銀行經濟金融論文獎」博士組銅獎得主

壹、前言

長期以來各國政府非常重視地下經濟活動的發展，原因是地下經濟的特性具有隱蔽性與訊息揭露不充分，¹ 不僅扭曲了經濟數據指標，更重要的是地下經濟的存在導致政府流失大量的稅基及租稅收入，影響國家長期的財政穩定與經濟發展(Eilat and Zinnes, 2002)。² 根據 Medina and Schneider (2017) 對亞洲主要國家 1991 年到 2015 年的地下經濟規模進行估測，臺灣地下經濟規模占國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 比率之平均數值為 26.88%，日本為 10.77%，中國大陸為 11.23%，新加坡為 11.90%，香港為 14.69% 以及韓國則為 26.38%，顯然臺灣地下經濟發展遠高於鄰近亞洲國家，已受到政府高度的重視。因此，在追求國家發展的進程中，如何致力於縮小地下經濟規模及導引地下經濟「地上化」是我國政府所必須重視的政策議題。

地下經濟的形成是一種複雜的社會經濟現象，它與一個國家的社會、經濟、政治、法治以及文化背景息息相關，更是一門跨學科的研究。從經濟學家的角度，對於形成地下經濟的影響因素已有豐富的討論，例如：個人或廠商為逃避租稅 (tax evasion) 會選擇將其經濟活動轉入地下經濟 (Tanzi, 1980; Turnovsky and Basher, 2009; 傅敬堯等, 2018)。³ 政府對勞動市場的管制會導致企業的勞動成本增加，⁴ 而這些成本往往都會轉嫁至受雇者身上，促使受雇者為規避政府管制，而轉入地下經濟工作，擴大地下經濟規模 (Schneider and Enste, 2000)；相反地，蘇飛 (2011) 利用中國 1979 年至 2009 年的資料，實證發現嚴格的政府管制能有效降低地下經濟活動。另外，若政府的公共支出效率低落或租稅不公平時，會使人們從事地下經濟的道德處罰成本 (或租稅道德感) 下降，⁵ 提高逃漏稅的行為，反而有利地下經濟 (Frey and Weck-Hanneman, 1984)。⁶ 透過跨國資料的分析，文獻上發現人均 GDP 與地下經濟規模呈負向關係 (Schneider and Enste, 2000;

¹ Smith (1994) 對地下經濟 (underground economy) 的定義：「所有透過市場所生產的商品或服務，不論是非法的或者合法的，只要未被官方 GDP 所記載的，即為地下經濟。」

² Pyle (1989) 指出逃稅引起政府關注的主要理由有三：其一，稅收損失；其二，一些衡量經濟運作的指標，例如：GDP、失業率及通貨膨脹率等，將無法正確地反映出經濟的真實情況；其三，對誠實納稅人而言，逃稅者的逃稅行為將造成社會的不公平。

³ 從租稅理論的觀點，Allingham and Sandmo (1972) 將人們的風險趨避態度納入考量，指出租稅負擔率變動對納稅人逃稅意願的影響取決於「替代效果」與「所得效果」的相對大小而定，所謂租稅負擔率提高的替代效果係指租稅負擔率提高後，在罰金率不變下，納稅人逃稅的預期報酬率增加，所以誘使納稅人選擇更多的逃稅；而「所得效果」係指租稅負擔率提高將導致納稅人的可支配所得惡化，在「絕對風險趨避度遞減」(decreasing absolute risk aversion) 的假設下，較低的可支配所得將使風險趨避度增加，進而降低逃稅意願。

⁴ 對勞動市場的管制有：限制工作時數、退休年齡提前、最低工資以及工作許可證的要求等。

⁵ 租稅道德感 (tax morale) 是衡量納稅人支付稅金的意願，租稅道德感越低，納稅人逃漏稅的傾向越高。

⁶ Dreher and Schneider (2010) 發現在低所得國家中，政府所提供的公共財效率低於高所得國家，這是驅使個人或廠商從事地下經濟活動的原因之一。

Loayza, 1996)。何志欽與蔡群立（2014）指出當人們的生活所需較能夠被滿足時，也就會降低其誘因驅使他們投入地下經濟。也有學者是從金融市場的觀點，主張如果金融市場存在資訊不對稱（asymmetric information）的情況下，金融發展程度愈高會減緩信用市場的不完美性，降低貸款人向合法的金融中介籌資的成本，因而願意轉向地上金融來取得投資資金，將使地下經濟規模下降（Blackburn et al., 2012; Beck et al., 2014; Bittencourt et al., 2014）。另一方面，人們從事地下經濟活動的主要交易媒介為現金（Cagan, 1958），因可避免被貨幣當局記錄與追蹤及向稅務機關申報納稅收入。換言之，現金也是促成地下經濟活動的影響因素之一（Gutmann, 1977; Tanzi, 1980）。李怡庭與湯茹茵（2014）指出通貨膨脹會侵蝕現金的購買力，因此人們會傾向持有較少的現金，而降低民眾從事地下經濟活動的誘因；相反地，Giles（1999）則指出通貨膨脹會使納稅人無形中被推往至更高的稅收級別（tax brackets），納稅人為規避稅負將有誘因轉入地下經濟活動，顯然通貨膨脹與地下經濟之間非僅維持單一的關係，值得我們進一步探究。^{7,8}

然而，過去國內、外文獻在探討地下經濟成因對地下經濟的影響效果，主要都是建基於「線性模型」架構下的研究成果，完全忽略了總體成因變數與地下經濟的關係在不同的經濟狀態下是否會發生結構性改變。Eggoh and Khan（2014）在研究通貨膨脹與經濟成長的非線性關係時，發現通膨率的高低會影響其他總體經濟變數之運作機制的效率性，進而改變通貨膨脹與經濟成長之間的關係。因此，總體成因變數對地下經濟的穩定關係是否同樣會受到通貨膨脹的影響發生結構性改變，則是本文所欲進一步探討的課題。

關於通貨膨脹與成因變數之間的關聯性已獲得相關文獻的討論，例如：Caballé and Panadés（2004）理論研究指出通貨膨脹會降低逃稅的實質處罰成本，將使納稅人的逃稅意願隨著通膨率而上升，導致通膨率對租稅收入呈「倒 U 形」的非線性關係。在金融發展方面，English（1999）研究指出通貨膨脹會使人們減少現金的持有，而增加對金融服務的需求，將有利於金融體系持續發展；相反地，Huybens and Smith（1999）強調金融市場存在資訊不對稱的問題，會導致信用限額（credit rationing）發生，而通貨膨脹會加劇信用限額的現象，使金融中介減少放款，不利資金配置，從而抑制銀行和股票市場發展。

⁷ 有關通貨膨脹與地下經濟呈正向關係的文獻還包括：Erdoğan and Suhail（2017）利用土耳其 2000 年到 2013 年的年資料，實證發現通貨膨脹會使實質所得減少，為維持生活水準不變，個人會轉向地下經濟從事工作活動，進一步擴大地下經濟。國內實證研究則有戴韻珊與孫佳宏（2003）、Wang et al.（2006）利用多指標與多成因（multiple indicators and multiple causes, MIMIC）模型，發現通貨膨脹會擴大臺灣地下經濟的規模。

⁸ 除了正文中所提及的主要成因之外還有：社會安全網（Schneider and Enste, 2000）、軟弱的政府及惡劣的政府（Friedman et al., 2000; Manolas et al., 2013）、缺乏公信力的政府（D'Hermoncourt and Méon, 2012）、失業率（Giles and Tedds, 2002; Bajada and Schneider, 2005; Dell'Anno and Solomon, 2008）以及犯罪率（Tanzi, 1999; Wang et al., 2006）等。

Khan et al. (2006) 則使用 168 個國家在 1960 年至 1999 年的資料，利用門檻迴歸模型進行研究，結果發現在低通膨率下，通貨膨脹對金融發展沒有影響或有促進作用但不顯著；相反地，在高通膨率下，將會顯著不利金融發展。⁹ 在經濟成長方面，Sarel (1996) 和 Ghosh and Phillips (1998) 發現通貨膨脹與經濟成長之間存在結構性改變點，其中 Sarel (1996) 使用 87 個國家在 1970 年至 1990 年的年資料，結果發現通貨膨脹與經濟成長之間的關係為「倒 U 形」的關係，通膨率的門檻值為 8%。¹⁰ 此外，Bruno and Easterly (1998) 也發現在高通膨率的國家，通貨膨脹與經濟成長之間呈顯著負向的關係，但在低通膨率的國家，兩者關係並不密切。在名目薪資方面，¹¹ Blanchard and Katz (1999) 指出名目薪資成長率與通膨率理論上呈現正向關係，因勞工若預期物價上漲，將會要求提高薪資，而廠商預期勞動邊際產值增加的情況下（即勞動需求上升），也願意支付較高的薪資，因此通膨率的提高可帶動薪資成長，將提高經濟體系對現金的需求。相反地，Muto and Shintani (2014) 採用 1980 年第 1 季至 2013 年第 2 季的資料對日本進行研究，實證發現核心通膨率對日本名目薪資呈正向但不顯著的影響；而國內的實證研究，例如：林慈芳 (2011) 對 1985 年至 2009 年臺灣名目薪資變動進行研究，發現通膨率上升對名目薪資成長呈正向但不顯著的影響，文中認為國內中小企業面臨原物料輸入價格上漲但卻無法將生產成本轉嫁至商品價格上，僅能以壓抑勞動報酬來吸收，以致出現通膨率上升臺灣薪資卻停滯的情況。我們認為此情況在高通膨率的狀態下更加明顯，也就是說通膨率的高低對工資與薪資的影響可能呈非對稱的關係。

綜合上述文獻可知，進一步應用非線性模型以捕捉通貨膨脹對地下經濟成因與地下經濟之間的影響是值得進一步探究的課題。¹² 因此，為彌補現有文獻之缺，本文將以臺灣為實證對象，在 Hansen (1996, 2000) 的門檻模型 (threshold model) 架構下，選取「通膨率」作為門檻變數，探討通貨膨脹對於地下經濟是否有一門檻的影響性存在，以求得

⁹ 探討通貨膨脹與金融發展的非線性關聯文獻還有：Boyd et al. (2001) 使用 97 個國家在 1960 年至 1995 年的資料，利用門檻模型進行研究，結果發現通貨膨脹對金融市場有抑制的影響，但隨著通膨率的提高，其邊際影響效果會逐漸減小，當通膨率大於 15% 時，通貨膨脹對銀行及股票市場的抑制影響消失，這是因為通貨膨脹的負向影響在較低的通膨狀態下已完全反映。Rousseau and Wachtel (2002) 使用 84 個國家在 1960 年至 1995 年的資料，使用滾動迴歸的方法研究通貨膨脹對金融深化的非線性關係，結果發現通貨膨脹對金融深化的抑制作用在通膨率分別達到 10.6%（以 M3 衡量金融深化）、21.9%（以 M3-M1 衡量金融深化）和 16.1%（以銀行信貸衡量金融深化）之前才有影響效果。

¹⁰ Ghosh and Phillips (1998) 發現當通膨率高於 2.5% 時，通貨膨脹對經濟成長有顯著的負向影響，並且隨著通膨率愈高，負向的影響效果愈大。平均而言，當通膨率由 10% 上升至 20%，會降低經濟成長約為 0.3% 至 0.4%，而通膨率再由 20% 上升至 40%，會降低經濟成長約為 0.8%。

¹¹ Tanzi (1980) 指出工人的工資大多是以現金支付，因此採用工資與薪資占 GDP 的比率來衡量經濟體系對現金需求的大小。實證發現當工資與薪資占 GDP 的比率愈高時，會使地下經濟活動增加。

¹² 從計量的觀點而言，若忽略通貨膨脹對地下經濟存在非線性的特性，直接採用線性模型進行實證研究，僅能得到平均的 (average) 或偏誤 (bias) 的結論。

在高、低通膨率下成因變數對地下經濟的影響效果有何不同，據以驗證過去基於線性分析的結果。就我們所知，目前此議題尚未被論及，而本文將為國內、外首一篇以通貨膨脹來探討地下經濟發生結構性改變的實證研究。

為進行實證分析，本文參照 Odedokun (1996) 的設定，並參考現有文獻的研究及資料的可得性採用租稅負擔率、銀行發展、股市發展、政府支出、經濟成長、工資與薪資以及通貨膨脹等七個變數作為我國地下經濟的主要影響成因，¹³ 並以通膨率作為門檻變數，進一步推演地下經濟的門檻迴歸方程式。在實證上，我們首先分別採用 Gutmann (1977) 的現金存款比率 (cash deposit ratio, CDR) 法及 Pickhardt and Sardà (2011) 的修正 CDR (modified CDR, MCDR) 法對臺灣地下經濟的規模進行估算，然後以 Engle et al. (1983) 的弱外生檢定 (weak exogeneity test) 檢測租稅負擔率等七個成因變數的外生性，以確保迴歸模型的可靠性，接著再以 Hansen (1996, 2000) 的門檻迴歸方法進行分析，我們內生地估計出使成因變數與地下經濟關係發生結構性改變的通貨膨脹門檻值，以求得在高、低通膨率下各成因變數對地下經濟的影響效果有何不同。實證結果將有助於政府當局在提出貨幣、財政、金融以及所得等政策相關建議時，應考量通貨膨脹的影響，才能有效地抑制或穩定地下經濟的發展，藉此增加財政稅收及提升治理效能。

本文的實證結果發現，在線性模型下，租稅負擔、股市發展、政府支出以及經濟成長的上升將造成臺灣地下經濟規模的萎縮；相反地，銀行發展、工資與薪資以及通貨膨脹率的上升將造成地下經濟規模的擴大。其中，租稅負擔及銀行發展得出違反預期的結果，這可能是與我國租稅負擔率長期偏低以致逃稅的利益誘因不高，而且我國銀行發展長期呈現緩慢成長的狀態將阻礙個人及企業於合法的金融中介融資的意願，以及中小企業為主的產業結構將使這些企業於合法的金融中介取得投資資金後，仍然從事於地下經濟的活動。在門檻模型下，支持地下經濟成因與地下經濟之間存在一個通膨門檻值，其門檻值為 3.650%。其中，銀行發展、政府支出、經濟成長以及工資與薪資等四個變數的影響在兩區間下有顯著的不對稱效果。具體來說，銀行發展、政府支出及經濟成長的上升可以遏阻地下經濟規模的結論只有在高通膨的狀態下才成立，而工資與薪資的成長提高對現金的需求而使地下經濟擴大的結論只有在低通膨的狀態下才成立。此外，租稅負擔及通膨率在兩區間下均分別呈負向及正向的影響，而且不存在非對稱性的影響效果。模型評估方面，考慮通膨率的門檻模型在樣本內的配適能力優於線性模型，這說明非線性的分析方法能細膩地刻劃成因變數與地下經濟之間複雜的關係。

¹³ 在實證分析時，為了衡量不同稅目對地下經濟的影響，會將總稅收再細分成直接稅與間接稅。例如：Wang et al. (2012) 實證發現直接稅對地下經濟的影響效果相對較大，但此部分的探討並非本文研究範疇，所以在本文中僅以總稅收占 GDP 的比率做為租稅負擔率之變數。

最後，相關穩健性檢測結果發現，以 MCDR 法估算地下經濟的實證結果並不會改變以 CDR 法所估算的主要結論，說明放寬 CDR 法中通貨占活期存款比率在地上經濟中為一常數的假設，並不會對實證結果產生偏誤；接著於模型中考量租稅負擔及銀行發展之平方項，證實租稅負擔與銀行發展分別對地下經濟存在非線性關係；然後剔除通膨率 outlier 的影響，其通膨的門檻效果依然存在。據此，實證結果的穩健性受到支持。

本文架構共分四節，除了本節的介紹外，第二節說明實證資料與實證方法。第三節為實證分析、結果及模型的穩健性檢驗。第四節為結論與討論。

貳、實證模型與資料

本節主要分為 2 部分。第 1 部分針對本文的實證模型進行說明。第 2 部分則說明如何估算臺灣地下經濟規模以及相關實證變數之設定。

一、實證模型

本文乃參考過去探究導致地下經濟成因的理論與實證文獻，採用租稅負擔、金融發展、政府支出、人均 GDP、工資與薪資以及物價水準等成因變數，並在 Odedokun (1996) 模型為架構下，將地下經濟以函數型式表示為：

$$SE_t = F(T_t, FD_t, G_t, Y_t, W_t, P_t), \quad (1)$$

其中 SE_t 為地下經濟規模， T_t 為租稅負擔率（平均稅率）、 FD_t 為金融發展水準、 G_t 為政府支出、 Y_t 為平均每人實質 GDP、 W_t 為工資與薪資水準、 P_t 為物價水準（以消費者物價指數衡量）。為反映銀行發展及股市發展的互動關係對地下經濟的影響，本文將金融發展水準 FD_t 替換成銀行發展水準 BK_t 及股市發展水準 S_t ，藉以區分此兩種不同金融發展變數對地下經濟的影響。將 (1) 式取對數線性化後可得：

$$SE_t = \delta_1 \dot{T}_t + \delta_2 BK_t + \delta_3 \dot{S}_t + \delta_4 \dot{G}_t + \delta_5 \dot{Y}_t + \delta_6 \dot{W}_t + \delta_7 \dot{P}_t, \quad (2)$$

(2) 式中， SE_t 、 \dot{T}_t 、 BK_t 、 \dot{S}_t 、 \dot{G}_t 、 \dot{Y}_t 、 \dot{W}_t 以及 \dot{P}_t 分別為地下經濟規模變動率、租稅負擔成長率、銀行發展成長率、股市發展成長率、政府支出成長率、經濟成長率、工資與薪資成長率以及通貨膨脹率等七個變數。本研究於 (2) 式中加入因變數的落後一期、四期及五期作為自變數，乃為確保模型符合殘差無序列相關的假設以及殘差項 u_t 後，可設定實證迴歸方程式為：

$$\begin{aligned} S\dot{E}_t = & \beta_0 + \beta_1\dot{T}_t + \beta_2BK_t + \beta_3\dot{S}_t + \beta_4\dot{G}_t + \beta_5\dot{Y}_t + \beta_6\dot{W}_t + \beta_7\dot{P}_t \\ & + \beta_8S\dot{E}_{t-1} + \beta_9S\dot{E}_{t-4} + \beta_{10}S\dot{E}_{t-5} + u_t, \end{aligned} \quad (3)$$

理論上，個人及廠商為了逃避租稅負擔，可能會選擇將其經濟活動轉入地下經濟，導致地下經濟規模增加，故預期 β_1 為正。金融發展程度愈高，個人及廠商愈願意在合法的金融市場進行借貸，故預期 β_2 及 β_3 均為負。政府支出內含公共財的提供及政府管制，個人及廠商為了享受到公共財的效益、有效率的公共支出提高租稅道德感以及嚴格的政府管制能有效減少地下經濟活動，故預期 β_4 為負。而實證文獻上已證實經濟成長率對地下經濟有負向關係，故預期 β_5 為負。現金為從事地下經濟活動的主要交易媒介，當工資與薪資水準愈高時，經濟體系對現金需求愈大，會使地下經濟活動增加，因此我們預期 β_6 為正。最後，通貨膨脹會使納稅人無形中被推往至更高的稅收級別，納稅人為規避通貨膨脹所帶來更高的租稅負擔成本及所得重分配風險，將有誘因從事地下經濟活動，故可預期 β_7 為正。

然而 (3) 式為一傳統線性的迴歸模型，Eggoh and Khan (2014) 指出總體變數之運作機制的效率性會受到通膨率高低的影響，而此管道可能導致總體成因變數與地下經濟的關係非僅維持單一型態，例如：Khan et al. (2006) 發現在低通膨率下，通貨膨脹對金融發展沒有影響或有促進作用但不顯著；相反地，在高通膨率下，將會顯著不利金融發展。為瞭解通貨膨脹與各主要成因變數的互動關係對地下經濟的影響，我們採用 Hansen (1996, 2000) 的門檻迴歸方法，以「變數」為區間 (regime) 改變的轉折點，也就是說模型中不同區間就是透過以門檻變數大於某一門檻值來表示。Hansen (2000) 兩區間的門檻迴歸模型可表示為：¹⁴

$$y_t = \theta_1'x_t + e_{1t}, \quad \text{if } q_t \leq \gamma, \quad (4)$$

$$y_t = \theta_2'x_t + e_{2t}, \quad \text{if } q_t > \gamma. \quad (5)$$

其中 q_t 為門檻變數，可將所有的樣本觀察值分割成兩個區間。 y_t 為被解釋變數， x_t 為解釋變數， e_{it} 為殘差項且呈現期望值為 0 及變異數為 σ^2 的同質獨立分配， γ 為門檻值。上述模型表示當門檻變數不大於門檻值時，迴歸式為 (4) 式；當門檻變數大於門檻值時，迴歸式為 (5) 式。此門檻值 γ 是經由估計而得，若樣本資料形式存在一個門檻值

¹⁴ 程式編寫參考自 Hansen 網站 https://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/ecnmt_00.html，並運用 R 統計軟體進行門檻迴歸模型的估計與檢定。

時，表示會存在有兩個區間，若存在有 k 個門檻值時，則會存在有 $k + 1$ 個區間。當 e_{it} 為常態分配的假設之下，兩區間的門檻迴歸模型可進一步改寫為：

$$y_t = \theta'_1 x_t I(q_t \leq \gamma) + \theta'_2 x_t I(q_t > \gamma) + e_t, \quad (6)$$

其中 $I(E)$ 為指標函數 (indicator function)，當事件 E 發生時， $I(E)$ 為 1，否則 $I(E)$ 為 0，殘差項 $e_t = [e_{1t}, e_{2t}]'$ ， θ'_1 、 θ'_2 及 γ 為待估參數。估計過程必須先給定在某一門檻值下 $\gamma_0 \in \mathbf{T}$ ，其中 $\mathbf{T} \equiv [t_0, t_1]$ 為 γ_0 的參數空間，¹⁵ 採用最小平方方法估計參數 $\theta = [\theta'_1, \theta'_2]'$ ，並進一步得到殘差項平方之加總 (sum of squared errors) 為：

$$S_1(\gamma_0) = \hat{e}_t(\gamma_0)' \hat{e}_t(\gamma_0), \quad (7)$$

最適門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 則為：

$$\hat{\gamma} := \arg \min_{\gamma \in \mathbf{T} \subset \mathbf{R}} S_1(\gamma), \quad (8)$$

對應的殘差變異數為：

$$\hat{\sigma}^2 = (T - 1)^{-1} \hat{e}_t(\hat{\gamma})' \hat{e}_t(\hat{\gamma}) = (T - 1)^{-1} S_1(\hat{\gamma}). \quad (9)$$

依照上述過程，(3) 式在兩區間下的模型可表示為：

$$\begin{aligned} SE_t = & (\beta_{10} + \beta_{11}\dot{T}_t + \beta_{12}BK_t + \beta_{13}\dot{S}_t + \beta_{14}\dot{G}_t + \beta_{15}\dot{Y}_t + \beta_{16}\dot{W}_t + \beta_{17}\dot{P}_t + \beta_{18}SE_{t-1} \\ & \beta_{19}SE_{t-4} + \beta_{110}SE_{t-5})I(q_t \leq \gamma) + (\beta_{20} + \beta_{21}\dot{T}_t + \beta_{22}BK_t + \beta_{23}\dot{S}_t + \beta_{24}\dot{G}_t \\ & \beta_{25}\dot{Y}_t + \beta_{26}\dot{W}_t + \beta_{27}\dot{P}_t + \beta_{28}SE_{t-1} + \beta_{29}SE_{t-4} + \beta_{210}SE_{t-5})I(q_t > \gamma) + u_t^*, \quad (10) \end{aligned}$$

(10) 式中門檻值 γ 的選擇方式是採用 Hansen (1996) 的「疊代搜尋」(iterative search) 搭配「OLS 法」，內生地找出對應最小殘差平方和的分割點作為最適門檻值。具體做法是首先選擇某一門檻變數 q_t 做為轉軸，將樣本資料由小到大排序，而其他變數做相對應移

¹⁵ Andrews (1993) 認為應該以介於 15% 至 85% 分位數之間的門檻變數觀察值來作為可能的分割點，如此可以避免分割點太接近樣本觀察值的起始點與結束點，導致在某一區間下的樣本觀察值太少，而產生估計困難。

動，依序找尋可以達到最小殘差平方和的最適門檻值 $\hat{\gamma}$ 。一旦得到估計值，需以概似比率 (likelihood ratio, LR) 統計量檢定門檻效果是否顯著的存在，其中檢定的虛無假設為：

$$H_0 : \beta_{1i} = \beta_{2i}, \quad i = 0, \dots, 10, \quad (11)$$

在虛無假設 H_0 成立下，此時係數 $\beta_{1i} = \beta_{2i}$ ，迴歸模型會退化為線性模型如 (3) 式所示，表示不存在門檻效果；反之，則表示 β_{1i} 與 β_{2i} 在兩區間會有不同的效果。令 S_0 為在虛無假設下（即無門檻值下）的殘差平方和， S_1 為存在門檻效果下的殘差平方和，則 LR 統計量為：

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}, \quad (12)$$

Hansen (1999) 指出在無門檻效果的虛無假設下，其門檻參數 γ 無法認定 (not identified)，造成檢定統計量 F_1 的漸進分配 (asymptotic distribution) 並非卡方分配，而是受到擾攘參數 (nuisance parameter) 影響的非標準 (nonstandard) 且非相似 (nonsimilar) 分配，使得分配的臨界值無法以模擬方式取得。依循 Hansen (1996) 的建議以統計量本身的漸進分配函數來轉換，所得到的漸進 p 值 (asymptotic p-value) 在虛無假設成立下，其漸進分配為均勻 (uniform) 分配，此種轉換方式可以透過拔靴法 (bootstrap method) 來計算。

除了一個門檻值的檢定程序外，為確定是否存在兩個或兩個以上的門檻值，必須進一步進行兩個門檻值的檢定。當檢定結果為拒絕 F_1 檢定時，則表示至少存在一個門檻值，接著假設在第一個門檻值 $\hat{\gamma}_1$ 視為已知條件下，對於第二個門檻值 $\hat{\gamma}_2$ 進行搜尋，可得兩個門檻值的殘差平方和為：

$$S_2(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2), & \text{if } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1), & \text{if } \hat{\gamma}_1 > \gamma_2 \end{cases}, \quad (13)$$

而最適門檻值為：

$$\hat{\gamma}_2 := \arg \min_{\gamma_2 \in \Gamma \subset \mathbf{R}} S_2(\gamma_2), \quad (14)$$

檢定統計的虛無假設 H_0 為只有一個門檻值，對立假設 H_1 為存在兩個門檻值，LR 統

計量為：

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2(\hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}_2^2}, \quad (15)$$

其中 $S_1(\hat{\gamma}_1)$ 是前一階段用一個門檻值求出的殘差平方和，而對應的殘差變異數為：

$$\hat{\sigma}_2^2 = (T-1)^{-1} S_2(\hat{\gamma}_2), \quad (16)$$

當檢定統計量 F_2 大於臨界值時，表示存在兩個門檻值。同樣地，可在此基礎上繼續進行三個門檻值 F_3 檢定，直到無法拒絕虛無假設，方可確定門檻值的個數。

二、實證資料說明

以下就本文所使用的相關實證變數進行說明，首先是說明如何估算出地下經濟規模的大小，接著說明相關實證變數的設定及資料來源，最後報告各變數的基本統計量。

(一) 估算地下經濟規模

在本研究中，我們將採用 Gutmann (1977) 的 CDR 法及 Pickhardt and Sardà, (2011) 的 MCDR 法，從貨幣需求的角度來進行臺灣地下經濟規模之估算。有關於 CDR 法與 MCDR 法的說明，請參閱附錄。表 1 列出我國 1976 年第 1 季至 2016 年第 4 季之地下經濟規模占 GDP 比率的基本統計量。我國地下經濟規模占 GDP 的平均數值為 33.66% 或 43.21%，我們發現地下經濟發展之蓬勃，對整體經濟的影響不容小覷。表 2 彙整出國內、外學者對臺灣地下經濟規模占 GDP 比率的估測結果與方法，可看出受限於估計方法及資料期間的不同造成估計結果有大幅的差異。¹⁶

圖 1 為我國 1976 年至 2016 年以四季平均值所計算之各年度地下經濟規模的大小。從圖 1 可以看出，以 MCDR 法估算之地下經濟規模高於 CDR 法估算之地下經濟規模，這是由於 Pickhardt and Sardà (2011) 假定額外合法交易的經濟活動都是透過活期存款來實現，但是 Gutmann (1977) 假定地上經濟交易活動可使用現金及活期存款進行交易，因此在認定地下經濟的標準上前者較後者為寬鬆，當然所估算出的地下經濟規模也會比較高，而且兩序列幾乎具有相同的走勢。此一估計結果顯示將原始的 CDR 法經過假設的放

¹⁶ 在採用 CDR 法進行估計時，研究者須選取基期年來推算其他期間的地下經濟規模。因此，研究者選取不同的基期年則所估計出來的數值將有所差異。在基期年的選取中，Wang et al. (2012) 選取 2000 年、何志欽與蔡群立 (2014) 選取 2004 年以及林朕陞與洪福聲 (2019) 選取 2007 年。

寬之後，並不會大幅改變整體變動的趨勢，唯 MCDR 法的估測值較大。

表 1 地下經濟規模的基本統計量

	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差
SE_t^1	33.656	32.323	57.616	20.867	0.942
SE_t^2	43.213	42.193	67.889	30.181	0.939

資料來源：本研究整理。

說明： SE_t^1 是以 CDR 法估算之地下經濟規模占 GDP 比率， SE_t^2 則以 MCDR 法估算之地下經濟規模占 GDP 比率，表內數值均以百分比表示。

表 2 臺灣地下經濟占 GDP 比率之實證比較

作者	估計方法	期間	平均值	數值範圍
Elgin and Oztunali (2012)	DGE 模型	1951 年-2009 年	47.1%	23.5%-76.6%
Medina and Schneider (2017)	MIMIC 模型	1991 年-2015 年	26.9%	22.3%-30.2%
Wang et al. (2006)	MIMIC 模型	1961 年-2003 年	11.9%	10.6%-13.1%
李怡庭與湯茹茵 (2014)	MIMIC 模型	1996 年-2012 年	20.0%	15.5%-24.1%
傅敬堯等 (2018)	DSGE 模型	2001Q1-2015Q4	26.6%	20.0%-30.0%
Wang et al. (2012)	通貨需求法	1962 年-2003 年	12.5%	7.7%-19.6%
	CDR 法	1962 年-2003 年	29.8%	13.3%-47.0%
何志欽與蔡群立 (2014)	CDR 法	1961 年-2012 年	42.1%	24.6%-63.6%
林朕陞與洪福聲 (2019)	CDR 法	1987Q3-2016Q4	28.9%	20.9%-46.3%

資料來源：本研究整理。

說明：1. 除了傅敬堯等 (2018) 及林朕陞與洪福聲 (2019) 採用季資料之外，其餘研究均採用年資料。

2. 表中所採用的估計方法為：多指標與多成因 (multiple indicators and multiple causes, MIMIC)，動態一般均衡 (dynamic general equilibrium, DGE)，動態隨機一般均衡 (dynamic stochastic general equilibrium, DSGE)，現金存款比率 (cash deposit ratio, CDR)。

(二) 實證資料

在實證研究部分，為增加估計的樣本數，以減少估計的偏誤，資料頻率採用季資料，實證期間取自 1976 年第 1 季至 2016 年第 4 季，實質變數以 2011 年的物價為基期，共計有 164 筆觀察值。¹⁷ 另外，為剔除資料的季節性因素對實證結果之影響，本文採用 Davidson et al. (1978) 的建議，將所有季資料取年增率來避免景氣循環的影響。首先我們將變數取自然對數轉換，將資料做初步的平滑，以減少異質變異所產生的影響。年增率的計算方式如下：

$$\dot{X}_t = [\ln(X_t) - \ln(X_{t-4})] \times 100, \quad (17)$$

其中 X_t 代表第 t 期（季）的資料觀察值。實證資料取自教育部電算中心「AREMOS 經濟統計資料庫」，變數中租稅負擔變數及經濟成長變數取自臺灣地區國民所得統計資料庫，政府支出變數及工資與薪資變數取自臺灣地區國民經濟動向統計季報資料庫，金融發展變數及估算地下經濟規模變數所需資料取自臺灣地區金融統計資料庫，而通貨膨脹率取自臺灣地區物價統計資料庫。

在金融發展指標的設定方面，金融體系就制度層面區分為直接金融 (direct financing) 與間接金融 (indirect financing)，間接金融及直接金融的代理變數說明如下：

- (1) 銀行發展指標：依據 De Gregorio and Guidotti (1995) 及 Levine and Zervos (1998)，本文以全體金融機構對民間企業放款總值占 GDP 的比例代表銀行發展指標，並以 BK 表示之。¹⁸

¹⁷ 資料起始時間的設定是由於「AREMOS 經濟統計資料庫」所提供的臺灣股市總市值與股市成交值最早可取得時間為 1976 年 1 月，因此本文選擇以 1976 年第 1 季做為資料起始時間。另外，採用年資料進行分析雖可避免季節性變動及景氣循環的問題，但樣本數僅有 41 筆的年資料來進行門檻迴歸模型分析較不具可信度 (reliability)。

¹⁸ 除了資產面指標之外，King and Levine (1993) 以金融機構的負債面指標，即流動負債 (liquid liabilities) 占 GDP 的比例代表金融仲介的規模大小，但負債面指標僅能夠反映金融機構資金流通的情形，但無法顯示資金運用的情況；相反的，Arestis and Demetriades (1996) 認為金融機構的資產面指標可提供資金流通的訊息。因此，我們認為採用資產面指標對於企業選擇向金融中介取得投資資金的變化更具直接的關聯性。

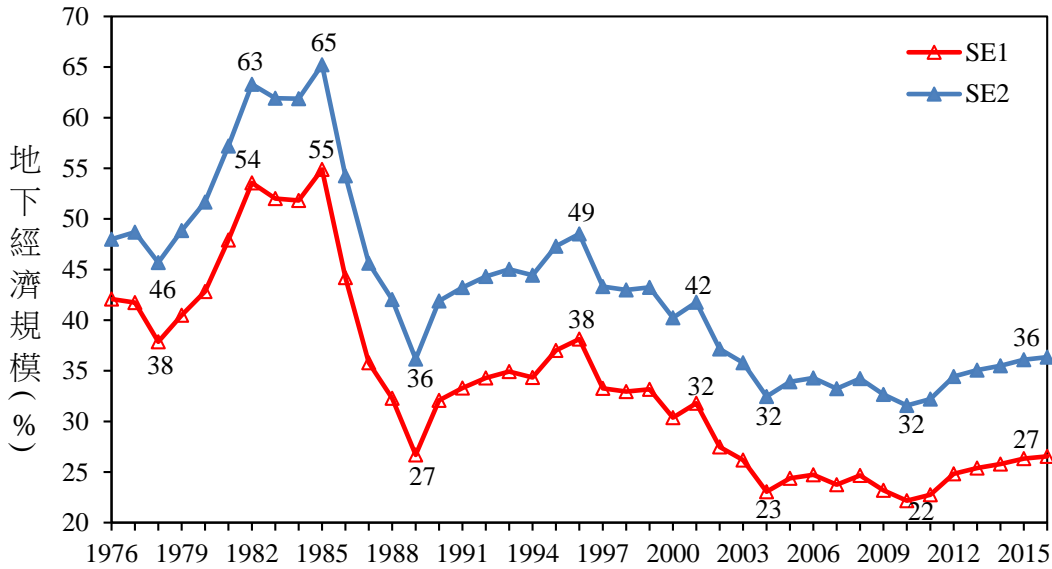


圖 1 臺灣地下經濟規模占 GDP 比率 (1976 年至 2016 年)

資料來源：本研究整理。

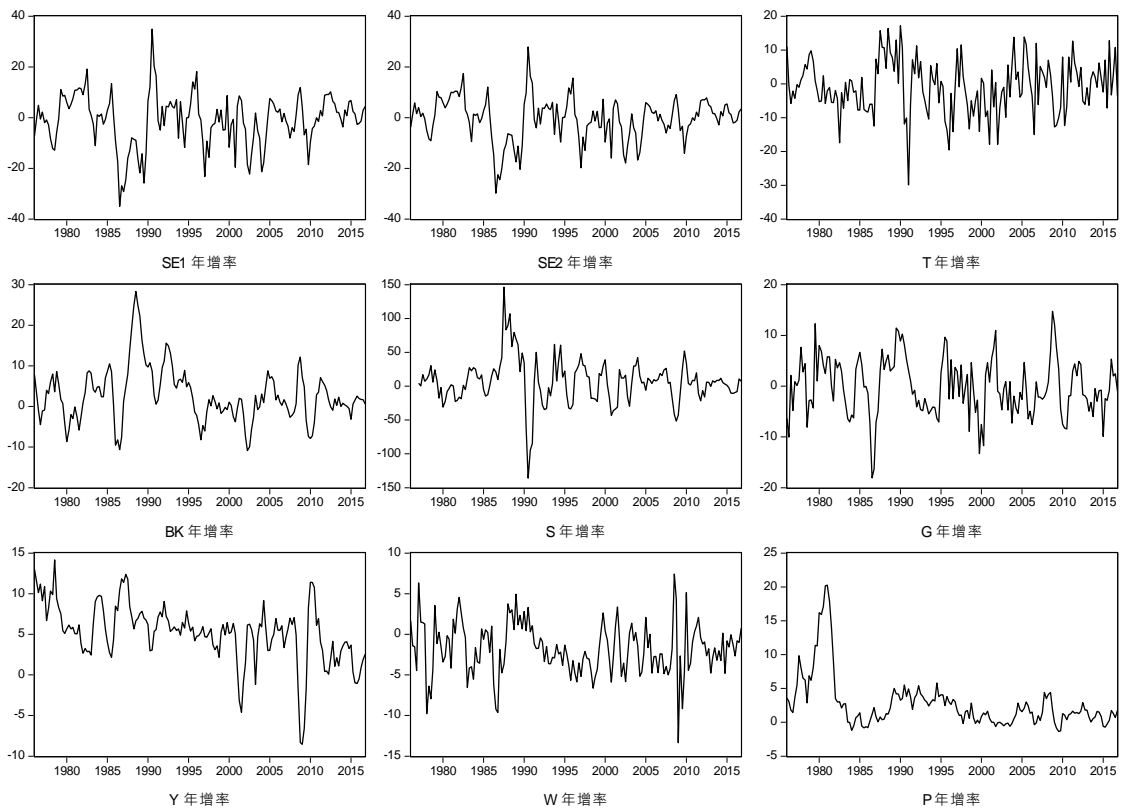


圖 2 實證變數的時間趨勢圖 (1977 年第 1 季至 2016 年第 4 季)

資料來源：本研究整理。

表 3 實證模型之變數說明

變數英文名稱	變數定義	資料來源
\dot{SE}_t	地下經濟變數：以地下經濟/名目 GDP 的比率之年增率為代表。	本研究估算
\dot{T}_t	租稅負擔變數：以租稅收入/名目 GDP 的比率之年增率為代表。	臺灣地區國民所得統計資料庫[NA]
\dot{BK}_t	銀行發展變數：以全體金融機構對民間企業放款總值/名目 GDP 的比率之年增率為代表。	臺灣地區金融統計資料庫 [FSM]
\dot{S}_t	股市發展變數：以上市公司總市值/名目 GDP 的比率之年增率為代表(股市資本率)。	臺灣地區國民經濟動向統計季報資料庫[QNET]
\dot{G}_t	政府支出變數：以政府消費支出/名目 GDP 的比率之年增率為代表。	臺灣地區國民所得統計資料庫[NA]
\dot{Y}_t	經濟成長率：以平均每人實質 GDP 之年增率為代表。	臺灣地區國民所得統計資料庫[NA]
\dot{W}_t	工資與薪資變數：以製造業平均每人每月薪資/名目 GDP 的比率之年增率作為代表。 ¹⁹	臺灣地區國民經濟動向統計季報資料庫[QNET]
\dot{P}_t	通貨膨脹率變數：以消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 的年增率為代表。	臺灣地區物價統計資料庫 [PRICE]

資料來源：本研究整理。

(2) 股市發展指標：本文以 Levine and Zervos (1998) 及 Rousseau and Wachtel (2000) 所定義之上市公司總市值占 GDP 的比率做為股市資本率 (capitalization) 的指標，是衡量股市規模的變數，同時股市資本率也表示企業「股權融資」的重要性，代表股市的發行市場或供給面，並以 S 表示之。²⁰

¹⁹ 臺灣地區製造業勞工的工作所得，在整體社會的所得階層中，因多為初級的生產工人，所以是屬於所得較低的族群。若以整體社會的平均所得水準來觀察，統計上應該是比一般勞工的處境或生活水準低。本文以低於平均社會水準之製造業勞工薪資所得作為代理變數，期能真正探究勞工家計單位對於現金需求的變化如何影響我國地下經濟規模。關於此一變數對地下經濟的影響效果可參閱 Tanzi (1980)。

²⁰ 本文不考慮以股市周轉率(股市成交值占上市公司總市值的比率)做為衡量股市發展的另一項指標，主

因此本文金融發展指標的設定，採用全體金融機構對民間企業放款總值占 GDP 的比率做為銀行發展的指標 (BK)，搭配代表股市發展指標的股市資本率 (S) 進行實證分析。此外，我們也加入包括租稅負擔 (T)、政府支出 (G)、人均實質 GDP (Y) 以及物價水準 (P) 等影響地下經濟的主要因素，架構一門檻迴歸模型進行分析。相關實證變數的定義及資料來源詳見表 3 的說明，各變數的基本統計量、相關係數矩陣及時間趨勢圖型詳見表 4、表 5 及圖 2。

表 4 各變數的基本統計量

	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	變異係數
\dot{SE}_t^1	-1.150	0.024	34.856	-34.971	10.385	-9.034
\dot{SE}_t^2	-0.694	0.484	27.893	-29.862	8.546	-12.308
\dot{T}_t	-0.897	-1.027	17.196	-29.896	7.968	-8.888
\dot{BK}_t	2.715	1.680	28.334	-10.875	6.673	2.458
\dot{S}_t	6.472	7.081	146.135	-135.922	32.965	5.093
\dot{G}_t	-0.073	-0.781	14.745	-18.068	5.618	-77.098
\dot{Y}_t	5.059	5.479	14.155	-8.550	3.602	0.712
\dot{W}_t	-1.787	-1.761	7.399	-13.360	3.211	-1.797
\dot{P}_t	2.759	1.629	20.240	-1.356	3.919	1.420

資料來源：本研究整理。

說明：1. 樣本期間為 1977 年第 1 季至 2016 第 4 季，共計 160 筆年增率資料。

2. 本表中之各變數皆取自然對數轉換，然後以 (17) 式計算年增率，數值均以百分比表示。

3. \dot{SE}_t^1 是以 CDR 法估算之地下經濟規模成長率，而 \dot{SE}_t^2 則以 MCDR 法估算之。

4. 變異係數 = 標準差 ÷ 平均數。

要原因是：(1) 股市周轉率代表股市的流動市場或需求面，為了能夠直接比較我國企業在金融仲介與非金融仲介兩部門之間融資方式的改變，以股市資本率做為相對應的比較基礎較具有意義；(2) 全體金融機構對民間企業放款總值占 GDP 的比率及股市資本率都是以 GDP 做為標準化基礎的規模變數，此與股市周轉率是以上市公司總市值做為標準化的基礎，用以衡量投資者交易次數的頻率相比，顯然意義上不同。

表 5 變數間的相關係數矩陣

	$\dot{S}E_t^1$	$\dot{S}E_t^2$	\dot{T}_t	\dot{BK}_t	\dot{S}_t	\dot{G}_t	\dot{Y}_t	\dot{W}_t	\dot{P}_t
$\dot{S}E_t^1$	1								
$\dot{S}E_t^2$	0.998 (0.000)	1							
\dot{T}_t	-0.300 (0.000)	-0.298 (0.000)	1						
\dot{BK}_t	0.065 (0.415)	0.066 (0.407)	0.420 (0.000)	1					
\dot{S}_t	-0.633 (0.000)	-0.624 (0.000)	0.465 (0.000)	0.213 (0.007)	1				
\dot{G}_t	0.286 (0.000)	0.294 (0.000)	0.081 (0.307)	0.304 (0.000)	-0.218 (0.006)	1			
\dot{Y}_t	-0.435 (0.000)	-0.413 (0.000)	0.179 (0.024)	-0.042 (0.598)	0.415 (0.000)	-0.430 (0.000)	1		
\dot{W}_t	0.299 (0.000)	0.307 (0.000)	0.246 (0.002)	0.358 (0.000)	-0.041 (0.608)	0.297 (0.000)	-0.129 (0.105)	1	
\dot{P}_t	0.279 (0.000)	0.310 (0.000)	0.008 (0.918)	-0.049 (0.539)	-0.186 (0.019)	0.268 (0.001)	0.158 (0.046)	0.122 (0.123)	1

資料來源：本研究整理。

說明：() 內為 p 值。

表 4 列出各變數的基本統計量。以平均數值而言，在地下經濟規模變數中，以 CDR 法估算之變動率及 MCDR 法估算之變動率分別達 -1.15% 及 -0.69% ，顯示我國地下經濟的發展呈現萎縮的情況（請參見圖 1）。銀行發展及股市發展指標分別達 2.72% 及 6.47% ，說明我國股市發展程度明顯大於銀行發展程度。租稅負擔與政府支出變動率分別達 -0.90% 及 -0.07% ，經濟成長率達 5.06% ，工資與薪資成長率為 -1.79% ，通貨膨脹率達 2.76% 。從變異係數觀察，政府支出的波動程度最高，經濟成長率最低，而股市發展的波動程度相對大於銀行發展，約為銀行發展的兩倍，地下經濟變動率的波動程度則相對大於經濟成長率。

表 5 列出各變數間的相關係數，約為 -0.633 至 0.465 之間，其中各自變數間的相關性均低於 0.5 ，故初步判定應無明顯的共線性問題。²¹ 在地下經濟與其他解釋變數的關係中，地下經濟與租稅負擔、股市發展及經濟成長呈現負相關，顯示當臺灣經濟及股市有

²¹ 相關係數分析有助於瞭解各變數之間的關聯性，以及初步判斷各自變數之間，是否會因為相關性太高而存在共線性的問題。一般而言，當自變數之間的相關性達到 0.85 以上即具有明顯的共線性問題（Dillon and Goldstein, 1984）。

良好的發展時，會降低個人及企業投入地下經濟的意願；地下經濟與銀行發展的相關性不高，僅為 0.07，可能原因是兩者之間呈非線性關係所致；地下經濟與政府支出及工資與薪資呈現正相關，相關係數分別達 0.29 及 0.30，顯示政府管制愈嚴格及經濟體系對現金需求愈高，將使地下經濟的規模增加；地下經濟與通膨之間呈正相關，相關係數達 0.31，顯示我國政府雖然無法從持續發展的地下經濟中課以租稅，但政府卻可選擇較高的通膨率來課以通膨稅 (inflation tax) 藉以彌補地下經濟帶來的稅收流失，這也就解釋了為何愈高的地下經濟通常伴隨著愈高的通膨率 (Koreshkova, 2006)；在金融發展與通膨的關係中，銀行（或股市）與通膨的相關係數僅為 -0.049（或 -0.186）。

參、實證結果

本文旨在藉由 Hansen (1996, 2000) 的門檻迴歸方法，以「通膨率」作為門檻變數，檢視臺灣過去四十年在不同通膨率門檻值下，租稅負擔、銀行發展、股市發展、政府支出、經濟成長、工資與薪資以及通貨膨脹等七個主要影響因素對我國地下經濟的影響效果是否不同，並在最後進行穩健性檢測，詳細說明如下。

一、單根檢定及外生性檢定

由於本研究採用的實證變數均為總體時間序列資料，在進行估計之前有必要先檢定變數是否為定態 (stationary)。本研究分別利用含飄浮項與含飄浮項和時間趨勢的 ADF (Dickey and Fuller, 1981)、PP (Phillips and Perron, 1988) 以及 ERS (Elliott et al., 1996) 三種單根檢定方法加以檢定各研究變數是否為定態序列。各變數的單根檢定結果詳見表 6。檢定結果顯示，各變數均全部拒絕具單根的虛無假設，亦即本文所使用的變數全部均為定態變數。²²

由於本文實證方程式 (3) 式係以單向關係進行估計，以租稅負擔變動率、金融發展、政府支出成長率、經濟成長率、工資與薪資成長率以及通膨率等變數作為解釋變數，以地下經濟規模變動率為被解釋變數，但由於地下經濟亦有可能反饋影響這些成因變數，因此為檢測迴歸模型的可靠性，使迴歸係數可以做正確推論，本文採用 Engle et al. (1983) 的弱外生檢定確認變數的外生性。在檢定租稅負擔 (\dot{T}_t) 的外生性中，首先將 \dot{T}_t 視為被解釋變數，以其他可以解釋 \dot{T}_t 及本身落後一期和二期等變數作為解釋變數進行 OLS

²² ERS 檢定其虛無假設和對立假設與 ADF 檢定相同，然而 ERS 檢定可以改善傳統 ADF 檢定之低檢定力 and 型 I 誤差扭曲的問題，其對應檢定統計量為 P 統計量，當 P 值小於臨界值時，則拒絕具單根的虛無假設。陳旭昇 (2013) 建議使用傳統 ADF 及 PP 檢定，同時亦報告具有較高檢定力的 ERS 結果。

估計，再將殘差估計值加入原來的 (3) 式作為額外的解釋變數，最後再以 Lagrange multiplier 檢定 \dot{T}_t 是否具有弱外生性。²³ 由表 7 的 F 統計量可知，在 10% 顯著水準下，所有解釋變數之 F 統計量均未達顯著水準，表示本文所採用的門檻變數通膨率和其他解釋變數均具弱外生性，顯示本文以 (3) 式所做的單向估計的方式並無模型偏誤的問題，因此其所推估的各解釋變數之係數，可作為政策推論的依據。

表 6 單根檢定結果

	ADF 檢定		PP 檢定		ERS 檢定	
	漂浮項	漂浮項+ 時間趨勢	漂浮項	漂浮項+ 時間趨勢	漂浮項	漂浮項+ 時間趨勢
SE_t^1	-3.192 (11)**	-3.184 (11)*	-5.204***	-5.192***	0.697***	2.489***
SE_t^2	-3.067 (11)**	-3.056 (11)	-5.195***	-5.178***	0.789***	2.588***
\dot{T}_t	-3.354 (10)**	-3.332 (10)*	-9.171***	-9.149***	0.438***	1.494***
$B\dot{K}_t$	-2.850 (8)*	-3.060 (8)	-3.991***	-4.108***	1.396***	3.349***
\dot{S}_t	-4.137 (10)***	-4.201 (10)	-5.198***	-5.209***	0.547***	2.027***
\dot{G}_t	-4.529 (6)***	-4.655 (6)***	-6.390***	-6.462***	0.571***	2.018***
\dot{Y}_t	-2.580 (8)*	-4.216 (8)***	-4.614***	-5.212***	1.347***	1.762***
\dot{W}_t	-4.825 (4)***	-4.862 (4)***	-8.313***	-8.340***	2.182***	3.077***
\dot{P}_t	-2.804 (13)*	-3.661 (13)**	-2.826*	-3.421*	1.707***	4.937**

資料來源：本研究整理。

說明：1. 樣本期間為 1977 年第 1 季至 2016 第 4 季，共計 160 筆年增率資料。

2. ***、**及*分別表示在 1%、5% 及 10% 的顯著水準下拒絕具有單根的虛無假設。

3. ADF 檢定的括號中的數字為採 AIC (Aaike information criterion) 準則所選取最適落後期數，最大落後期數設定為 13。

4. PP 檢定的最適落後期數採用 Schwert (1987) 的準則 $l_4 = \text{Int}\{4(T/100)^{1/4}\}$ 決定為 4 期，臨界值詳見 Mackinnon (1996)。

5. ERS 檢定以 Quadratic kernel 為頻譜 (spectral) 估計法，根據 Andrews (1991) 的自動選擇法決定帶寬 (bandwidth) 值，臨界值詳見 Elliott et al. (1996)。

²³ 其他變數包括 $B\dot{K}_t$ 、 \dot{S}_t 、 \dot{G}_t 、 \dot{Y}_t 、 \dot{W}_t 以及 \dot{P}_t 的弱外生檢定過程，同上；檢定結果詳見表 7。

表 7 弱外生性檢定

變數	\dot{T}_t	$B\dot{K}_t$	\dot{S}_t	\dot{G}_t	\dot{Y}_t	\dot{W}_t	\dot{P}_t
F 統計量	1.120 (0.292)	0.0004 (0.985)	0.019 (0.891)	1.692 (0.195)	1.366 (0.244)	1.722 (0.192)	1.132 (0.289)

資料來源：本研究整理。
說明：() 內為 p 值。

二、門檻迴歸模型

在確認模型的正確性後，我們可進行門檻迴歸模型的估計及檢定，表 8 至表 9 為以 SE_t^1 作為地下經濟規模變數的估計結果。由表 9 的線性模型估計的結果可知，租稅負擔對地下經濟的影響為顯著負值，顯示租稅負擔率愈高，地下經濟規模愈小，雖然不符合我們所預期，但也提供了一些討論。其一，逃漏稅本是一種非法的風險承擔行為，當租稅負擔率提高時納稅人必須在逃稅的預期利益與風險承擔之間做一衡量，由於我國採取簡政輕稅措施，租稅負擔率長期以來處於偏低狀態，因此納稅人在兩相衡量之下，即便稅率提高納稅人仍會願意繳稅，反而降低地下經濟的規模；基於此，是否當租稅負擔變化率須高到某一門檻值之後才會與地下經濟呈現正向的關係，本文將在後續進一步驗證。其二，此結果與 Erdinç and Suhail (2017) 的實證研究一致，當國家擁有健全的稅制結構及整體社會的租稅道德感較高時，會提高人民履行納稅的義務。其三， \dot{T}_t 的估計係數為負值，隱含 $-\dot{T}_t = -(\ln T_t - \ln T_{t-1})$ ，這表示落後一期的租稅負擔對當期地下經濟有正向影響，而當期的租稅負擔則有負向影響，唯落後一期的正向效果完全被當期的負向效果所抵銷，以致係數總和的效果呈現負值。²⁴

表 8 通膨門檻效果檢定 (CDR 法)

	LM 檢定	Bootstrap p-value
一個門檻的檢定 F_1	31.395**	0.040
兩個門檻的檢定 F_2	19.492	0.780

資料來源：本研究整理。

說明：***、**及*分別表示在 1%、5% 及 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

²⁴ 當納稅人面臨租稅負擔率提高時並不會快速將經濟活動移轉至地下經濟，而是需要一段時間做調整，因此租稅負擔在落後一期對當期地下經濟有正向的影響。

表 9 門檻迴歸模型 (CDR 法)

解釋變數	預期方向	線性模型	低通貨膨脹率	高通貨膨脹率
通膨門檻值			≤ 3.650%	> 3.650%
常數項		0.791 [0.851]	0.222 [0.273]	4.951*** [2.836]
\dot{T}_t	+	-0.135* [-1.699]	-0.138 [-1.601]	-0.287** [-2.453]
$B\dot{K}_t$	-	0.217** [2.033]	0.311** [2.369]	-0.150*** [-2.705]
\dot{S}_t	-	-0.087*** [-4.323]	-0.093*** [-3.442]	-0.111*** [-4.136]
\dot{G}_t	-	-0.207 [-1.534]	-0.155 [-1.096]	-0.588*** [-2.662]
\dot{Y}_t	-	-0.369** [-2.043]	-0.251 [-1.359]	-0.996*** [-4.221]
\dot{W}_t	+	0.466*** [3.559]	0.653*** [4.549]	-0.048 [-0.344]
\dot{P}_t	+	0.432*** [4.556]	1.011** [2.471]	0.491*** [3.329]
SE_{t-1}^1		0.573*** [6.588]	0.549*** [5.952]	0.328*** [2.964]
SE_{t-4}^1		-0.373*** [-4.291]	-0.342*** [-3.494]	-0.506*** [-2.728]
SE_{t-5}^1		0.268*** [3.750]	0.284*** [3.011]	0.213** [2.607]
Adjusted R ²		0.743	0.723	0.914
RMSE		5.318	5.173	3.461
Jarque-Bera		6.783(0.034)	3.529(0.171)	1.170(0.557)
Q(1) 統計量		0.013(0.908)	1.241(0.265)	0.041(0.840)
Q(4) 統計量		8.072(0.089)	8.458(0.076)	3.065(0.547)
BPG 統計量		11.397(0.327)	8.323(0.597)	6.635(0.759)
樣本數		155	121	34

資料來源：本研究整理。

說明：1. 有效樣本為 1978 年第 2 季至 2016 第 4 季，共計 155 筆年增率資料。

2. ***、**及*分別表示在 1%、5% 及 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

3. [] 內為經過 Newey and West (1987) 的異質與自我相關一致性 (HAC) 調整計算後所得的 t 值，其中本文根據 Andrews (1991) 建議，選擇 quadratic kernel 用來加權共變異數，並採用 Newey-west automatic 作為 bandwidth 的選擇準則。

4. $Q(s)$ 表示殘差項落後 s 期的 Q 統計值，其虛無假設表示直到 s 期之前不存在統計上的自我相關；Jarque-Bera 統計量用來檢定殘差項是否為常態分配；BPG 統計量用來檢定殘差項是否為異質變異。

5. () 內為 p 值。

在金融發展過程中，銀行發展及股市發展是影響地下經濟的重要因素，其中股市發展對地下經濟有顯著負向影響，但是銀行發展的影響效果則為顯著正向影響，顯示在臺灣的金融體系中，股市發展符合我們的預期。我們考慮以下幾點原因：其一，這與我國以中小企業為主的產業結構有密切關係，隨著金融發展程度愈高，有利於不符合上市條件的中小企業轉向合法的金融仲介融資，而且這些中小企業大多從事於地下經濟活動，所以一旦取得資金就可能繼續留在地下經濟從事活動，才會出現我國銀行發展有利地下經濟的估計結果；相反地，規模大的企業較容易符合上市條件並可透過初級市場發行股票融資，但由於資金使用受到監管機構及股東的嚴格監督，不可能再將資金投入地下經濟，因此才會出現股市發展不利地下經濟的估計結果。其二，李怡庭與湯茹茵（2014）認為銀行發展程度的提高若是傾向於具有隱匿性支付工具的發展，則反而有利於地下經濟活動的進行。²⁵ 其三，Din (2017) 實證發現銀行發展對地下經濟的影響是非線性的，地下經濟規模隨著銀行發展的程度先升而後降，因此我們認為兩者之間的關係也可能非僅維持單一型態，本文將在後續進行驗證。

政府支出對地下經濟的影響為負值但不顯著。我們從政府支出內含公共財的提供及政府管制的兩方面討論。其一，Johnson et al. (1997) 認為個人必須從事地上經濟活動才能享受到公共財的效益，Frey and Weck-Hanneman (1984) 則認為政府的公共支出的效率愈高，會提高人們的租稅道德感，因此政府支出增加會使地下經濟規模下降；相反地，Schneider and Enste (2000) 指出政府管制特別是對勞動市場的管制，會使企業勞動成本增加，而將其經濟活動移轉至地下經濟，使得地下經濟的規模增加。我們的研究結果顯示前者效果略大於後者效果，造成政府支出增加對地下經濟規模具有負向的影響。

經濟成長率對地下經濟呈顯著負向的影響。何志欽與蔡群立（2014）認為當人民的生活所需較能夠被滿足時，會降低其誘因驅使他們進入地下經濟。此外，工資與薪資對於地下經濟有顯著正向的影響，此結果表明當工資與薪資的成長將使經濟體系對現金的需求增加，而擴大地下經濟活動，符合 Gutmann (1977) 及 Tanzi (1980) 的研究結果。最後，通貨膨脹對地下經濟為顯著正向的影響，符合本文所預期，也與戴韻珊與孫佳宏（2003）及 Wang et al. (2006) 的實證結果一致。Giles (1999) 指出通膨率提高會使納稅人無形中被推往至更高的稅收級別，導致租稅負擔增加，進而提高從事地下經濟的誘因；然而，當高通貨膨脹時，持有現金的購買力會下降，人們會傾向持有較少的現金，而降低民眾從事地下經濟活動的誘因，我們的實證結果顯示前者的效果較強，造成通膨率提高對地下經濟規模具有正面的影響。

²⁵ 李沃牆（2017）統計發現臺灣金融機構分支多，金融支付服務相當普及；其中，信用卡、金融卡及電子票證使用也極為普遍。基於此，臺灣發展電子支付極具成長潛力，亦具備發展數位金融的條件。

接著以 (10) 式的門檻模型進行分析，由於門檻模型為非線性模型，因此我們必須先進行非線性檢定，以確認使用門檻模型的必要性。²⁶ 我們使用 Hansen (1996, 2000) 的門檻效果檢定方法，由於 LM 檢定統計量具有非標準分配，故以 bootstrap 計算 p 值，次數為 1,000 次。由表 8 的非線性檢定結果可知，在一個門檻的檢定中， F_1 在 10% 的顯著水準下，顯著拒絕「無門檻（線性模型）的虛無假設」，代表存在一個通貨膨脹的門檻效果。²⁷ 然而我們進一步進行兩個門檻檢定時， F_2 卻不顯著拒絕「一個門檻的虛無假設」，因此我們可以確認本模型只存在一個通貨膨脹的門檻值，並可進一步將臺灣的通膨率資料區分成高、低兩種狀態。

此外為了消除殘差項序列相關和異質變異的影響，我們使用 Newey-West 的估計式來對模型中係數的 t 統計量作修正，使其標準誤具有異質一致性 (heteroscedasticity-consistent)。由表 9 兩區間的門檻迴歸模型估計結果可知，通膨率的門檻值為 3.650%。²⁸ 首先，租稅負擔在兩區間下均負向影響地下經濟，但只有在高通膨率下才有顯著的影響且影響效果大於低通膨率下約為 2 倍。依據 Allingham and Sandmo (1972) 的租稅理論，我們發現租稅負擔率提高雖然使納稅人逃稅的預期報酬率增加，但是名目所得隨著通貨膨脹提高會使租稅負擔增加，惡化納稅人的可支配所得而增加風險趨避度，進而使納稅人的逃稅意願下降。我們的研究結果顯示在高通膨率下，後者的效果較強，造成在高通膨的狀態下對地下經濟規模具有顯著負向的影響。

在金融發展方面，我們發現銀行發展在高通膨率下才會與地下經濟呈顯著負向關係，在低通膨率下仍維持顯著正向關係，其影響效果呈現一非對稱關係；而股市發展在兩區間下均與地下經濟呈顯著負向關係，其影響效果在高通膨率下相對較大。我們的實證結果支持 English (1999) 的觀點，高通膨會侵蝕現金購買力，會使人們減少現金持有，而增加對金融服務的需求，將有利於金融體系持續發展，因此在高通膨率下金融發展變數較容易與地下經濟呈負向關係；此外，我們比較低通膨率下與線性模型下的估計結果發現，其影響方向及顯著性並無太大的不同，此一結果支持 Khan et al. (2006) 的論點，在低通膨率下，通貨膨脹對金融發展沒有影響或有促進作用但效果不顯著。

²⁶ 值得注意的是，雖然既存文獻已探究了通貨膨脹與其他總體變數之間的影响關係，但尚未論及總體成因變數與地下經濟的關係是否受到通貨膨脹的高、低所影響。職是之故，本文事先主觀認定所有成因變數會受到通貨膨脹的門檻效果影響，並於後續表 10 進行 Wald 係數值之聯合檢定，藉以檢視哪些成因變數對地下經濟的影響效果存在顯著的不同。

²⁷ 本文中 bootstrap 的次數及門檻值檢定的顯著水準乃遵循 Hansen (2000) 的設定。

²⁸ 我們須注意在高通膨率的區間下其樣本數僅有 34 筆，可能會造成統計檢定力 (statistical power) 不夠，也就是說，樣本數少會使標準誤膨脹，容易導致統計結果無法達顯著差異；相反地，如果差異真的很大，即使是小樣本也會達顯著。因此，在高通膨率的區間下大部份成因變數的迴歸係數至少達 5% 顯著水準，足見成因變數的影響效果確實顯著異於 0。

政府支出在兩區間下均與地下經濟呈負向關係，但只有在高通膨率下才有顯著的影響，其影響效果呈現一非對稱關係。可能解釋如下：我們發現政府在高通膨的時期傾向採取一些補貼措施減緩民眾及企業的成本壓力，政府支出雖會大幅提高，但是 Din (2017) 表示，當納稅人認同政府在稅收使用上具有效率時，履行租稅並不會是一種負擔，而且社會的租稅道德感也會提高，因此政府支出增加反而會使地下經濟規模顯著下降。經濟成長率在兩區間下均與地下經濟呈負向關係，但只有在高通膨率下才有顯著的影響，其影響效果呈現一非對稱關係。Bruno and Easterly (1998) 發現在高通膨率下，通貨膨脹顯著降低經濟成長率，因此隨著經濟成長率的下降，會驅使人民投入地下經濟活動，使兩者之間呈顯著負向關係。就政策涵義而言，實證結果意味著若政府能夠採取政策來刺激經濟成長，將可大幅降低地下經濟規模。從我們的研究結果發現經濟成長率與地下經濟呈負向關係的結論只有在高通膨的狀態下才會成立，低通膨的狀態下兩者關係並不密切。

從貨幣需求面的角度發現，工資與薪資在低通膨率下為顯著正向的影響，而在高通膨率下為負向不顯著的影響。我們的實證結果證實，在通膨率較低的狀態下，若名目薪資成長率隨著通膨率上升而增加 (Blanchard and Katz, 1999)，工資與薪資的上升會使經濟體系增加對現金的需求，進而提高民眾從事地下經濟活動的誘因；但是在通膨率較高的狀態下，通常伴隨著廠商的生產成本提高，再加上臺灣的製造業在國際分工體系中多以代工為主，毛利率相對明顯偏低，將削弱廠商的調薪意願，導致我國的工資與薪資在高通膨下呈現停滯狀態，以致影響效果不顯著。

最後，通膨率在兩區間下均顯著有利地下經濟，其影響效果在低通膨下為大，在低通膨下的影響效果為 1.011，而在高通膨下的影響效果與線性模性結果相近為 0.491。此一結果表明低通膨對通貨購買力的侵蝕效果不強，反而是納稅人為規避租稅負擔的意願隨著通膨率提高而增加的效果較強，造成低通膨對地下經濟規模具有較大的正面影響。

表 10 Wald 係數值之聯合檢定

變數	\dot{T}_t	$B\dot{K}_t$	\dot{S}_t	\dot{G}_t	\dot{Y}_t	\dot{W}_t	\dot{P}_t
χ^2 統計量	1.047 (0.306)	10.470 (0.001)	0.229 (0.632)	2.727 (0.099)	6.166 (0.013)	12.221 (0.001)	1.429 (0.232)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 虛無假設為兩區間下變數影響效果相等。

2. 採 LR 的檢定統計量，為 $\chi^2(1)$ 檢定，() 內為 p 值。

我們進一步透過 Wald 係數限制的聯合檢定，研究在高、低兩種不同通膨的狀態下，各主要成因變數對地下經濟的影響效果是否存在顯著不同，並將檢定結果列於表 10。在

10% 的顯著水準下，銀行發展、政府支出、經濟成長以及工資與薪資等四個變數對地下經濟的影響效果在兩區間下呈顯著的非對稱性，Wald 統計值分別為 10.470、2.727、6.166 以及 12.221。

綜合上述實證結果可歸納以下幾點：(1) 本文支持地下經濟成因與地下經濟的關係確實會受到通貨膨脹的影響發生結構性改變；(2) 在高通膨率下，租稅負擔率提高可顯著遏阻地下經濟；(3) 持續銀行發展可以降低地下經濟的結論，只有在高通膨率下才成立；(4) 持續股市發展在兩區間下均能顯著降低地下經濟；(5) 提高政府支出及經濟成長率可以縮減地下經濟的結論，只有在高通膨率下才成立；(6) 工資與薪資上升在低通膨率下會顯著擴大地下經濟規模；(7) 通膨率上升在兩區間下均對地下經濟具有正向的影響，其影響效果在低通膨下為大。就政策面而言，政府當局若要於未來提出貨幣、財政、金融以及所得等相關政策建議，以期能有效改善地下經濟的現象，有必要審慎評估通膨率所處的經濟狀態，否則容易出現政策逆向或無效的結果。具體而言，我國近十年以來經濟處於低通膨的穩定狀態，因此政府應考量持續推動股市發展並維持銀行發展、工資與薪資以及通貨膨脹率的穩定，應可降低或有效管控地下經濟的規模。

在模型評估方面，本文利用誤差均方根 (root mean square error, RMSE) 來評估線性模型及非線性模型在樣本內配適的能力。由表 9 知，門檻模型在兩區間下的配適結果均呈現比線性模型還小的 RMSE 值，這支持本文採用門檻模型來捕捉地下經濟非線性的動態行程是相對適當的。最後，本文採用的門檻模型無論是在殘差項的 Ljung-Box (1978) 之 Q 統計量的自我相關檢定、Breusch-Pagan-Goldfrey (BPG) 的異質性檢定以及 Jarque and Bera (1980) 的常態分配檢定，證明我們所估計的門檻模型皆滿足殘差項無自我相關、同質變異且服從常態分配，說明本文模型設定並無偏誤。而從高、低通膨兩區間的調整後判定係數 (adjusted R^2) 值及 RMSE 值可發現，在低通膨率下之 adjusted R^2 值為 0.723 較低且 RMSE 值為 5.173 較高，顯示地下經濟之動態行程在此區間下不易捕捉；但在高通膨率下之 adjusted R^2 值為 0.914 較高且 RMSE 值為 3.461 較低，顯示其所對應之地下經濟成因的資訊能夠有效的捕捉其動態行程。

三、門檻效果的穩健性檢測

本節為穩健性分析，內容包括將地下經濟的估算方法由 CDR 法改為 MCDR 法、考慮租稅負擔及金融發展非線性關係的可能性以及考慮通貨膨脹 outlier 的影響等，藉以測試本文實證結果之穩健性，以避免實證結果產生偏誤。詳細說明如下。

(一) 改變地下經濟之估計方法

為瞭解不同估算地下經濟的方法對估計結果的影響，以下改採用 MCDR 法重新估算我國地下經濟規模，並依上述步驟重新估計，以檢驗本文通膨門檻效果的穩健性。由表

11 至表 12 的結果我們同樣發現存在一個通貨膨脹門檻值為 3.650%。由表 12 的兩區間估計結果我們一樣發現租稅負擔及股市發展在兩區間下均為顯著負向影響；²⁹ 銀行發展在低通膨率下為顯著正向影響，但在高通膨率下則為顯著負向影響；政府支出及經濟成長在高膨率下為顯著負向影響；而工資與薪資在低通膨率下為顯著正向影響，通貨膨脹率在兩區間下均為顯著正向影響。由此可知，以 MCDR 法來估測地下經濟的結果與 CDR 法的估計結果相近，本研究表明 Pickhardt and Sardà 放寬 C/D 比率在地上經濟中為一常數的假設，並不會影響本文的結論，只會改變估計值的大小，實證結果的穩健性受到支持。

(二) 考慮租稅負擔及金融發展的非線性關係

如文獻探討所述，租稅負擔與租稅規避兩者之關係目前沒有任何明確的結論。在罰金率不變下，納稅人可能因租稅負擔率太低以致逃稅的預期利益不大而降低逃稅意願，但隨著租稅負擔率的提高，其逃稅的預期利益會增加而提高逃稅意願 (Allingham and Sandmo, 1972)。因此，租稅負擔與地下經濟的關係可能呈現「U 形」的非線性關係，也就是說地下經濟規模隨著租稅負擔率的提高先降而後升。另外，Din (2017) 實證發現銀行發展與地下經濟之間的關係呈現先正而後負的「倒 U 形」的非線性關係，也就是說地下經濟規模隨著銀行發展的程度先升而後降。

由於本文先前之實證結果，並未考慮上述租稅負擔及金融發展與地下經濟之間可能呈非線性的關係，因此在上述文獻的啟發下，本小節擬將租稅負擔平方項 (T_i^2) 及金融發展平方項— 包括銀行發展平方項 (BK_i^2) 及股市發展平方項 (S_i^2) — 加入 (3) 式及 (10) 式中，³⁰ 並重新進行估計，以期更加細緻地刻畫變數之間的非線性關係，更可以針對表 9 及表 12 中租稅負擔與銀行發展的估計結果做進一步的討論。由表 13 的門檻效果檢定結果顯示，在 10% 的顯著水準下，我們加入租稅負擔平方項及金融發展平方項後發現，通膨的門檻效果仍然存在，門檻值為 3.828%，非線性模型檢定的穩健性受到支持。透過表 14 的單一區間（線性模型）的估計我們發現，顯著為正的租稅負擔平方項係數反映著租稅負擔與地下經濟之間呈「U 形」的非線性關係，顯著為負的一次項係數表示兩

²⁹ 我們須注意的是租稅負擔於兩區間下的負向效果僅達 10% 顯著水準，也就是說平均稅率的上升僅有輕微的負面影響。從政策意涵而言，如果政府希望透過增加稅率提高稅收，縮減地下經濟的規模，其影響效果可能相當有限。此外，我們並未探究稅收結構或稅源的異質性，因此本文的估計結果僅能呈現平均的效果，無法深入研究特定稅目的影響效果。

³⁰ 本文採用平方項作為解釋變數來捕捉非線性的影響關係乃遵循 Hansen (1999) 的門檻迴歸模型設定。Hansen (1999) 指出在迴歸式中加入平方項等非線性項，可降低因遺漏重要的解釋變數所造成假性相關 (spurious correlation) 的可能性，至於是否加入平方項則是由資料特性決定 (data-based)，如果平方項的迴歸估計係數不顯著時就應排除該變數以降低計算的成本。另外，若待估參數過多 (over-parameterization)，也會降低自由度，從而使迴歸估計的結果缺乏效率。

者大多處於 U 形的下降區間段，即負向關係，轉折點約為 8.11%，³¹ 顯示我國過去四十年之間租稅負擔率確實大多處於偏低的狀態，以致若未考慮平方項將無法捕捉到高租稅負擔率對地下經濟的影響效果。本文結果顯示過去文獻支持租稅負擔會擴大地下經濟的結論，只有在高租稅負擔率的狀態下才成立。

表 11 通膨門檻效果檢定 (MCDR 法)

	LM 檢定	Bootstrap p-value
一個門檻的檢定 F_1	29.461*	0.079
兩個門檻的檢定 F_2	20.592	0.710

資料來源：本研究整理。

說明：***、**及*分別表示在 1%、5% 及 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 12 門檻迴歸模型 (MCDR 法)

解釋變數	預期方向	線性模型	通膨門檻值	
			低通貨膨脹率 $\leq 3.650\%$	高通貨膨脹率 $> 3.650\%$
常數項		0.573 [0.776]	0.148 [0.232]	3.294** [2.167]
\dot{T}_t	+	-0.119* [-1.797]	-0.125* [-1.714]	-0.210* [-1.754]
$B\dot{K}_t$	-	0.183** [2.105]	0.264** [2.343]	-0.144** [-2.115]
\dot{S}_t	-	-0.070*** [-4.207]	-0.076*** [-3.502]	-0.091*** [-3.974]
\dot{G}_t	-	-0.165 [-1.522]	-0.122 [-0.996]	-0.476** [-2.164]
\dot{Y}_t	-	-0.288** [-1.989]	-0.189 [-1.317]	-0.668** [-2.481]

³¹ 在樣本期間 1977 年第 1 季至 2016 年第 4 季，租稅負擔變動率的平均值為 -0.897%，其中低於轉折點 8.11% 的有 135 筆，高於 8.11% 的有 20 筆。

表 12 門檻迴歸模型 (MCDR 法) (續)

\dot{W}_t	+	0.381*** [3.483]	0.537*** [4.608]	-0.013 [-0.074]
\dot{P}_t	+	0.382*** [4.776]	0.806** [2.383]	0.462*** [3.104]
SE_{t-1}^2		0.577*** [6.407]	0.551*** [5.866]	0.331*** [2.840]
SE_{t-4}^2		-0.379*** [-4.363]	-0.349*** [-3.713]	-0.504** [-2.369]
SE_{t-5}^2		0.273*** [3.803]	0.289*** [3.307]	0.200* [1.794]
Adjusted R ²		0.726	0.695	0.873
RMSE		4.373	4.276	2.856
Jarque-Bera		7.009(0.030)	4.618(0.099)	0.636(0.728)
Q(1) 統計量		0.001(0.929)	1.254(0.263)	0.003(0.958)
Q(4) 統計量		8.270(0.082)	8.543(0.074)	2.613(0.625)
BPG 統計量		10.297(0.415)	7.219(0.705)	7.124(0.714)
樣本數		155	121	34

資料來源：本研究整理。
說明：同表 9。

表 13 通膨門檻效果檢定

	LM 檢定	Bootstrap p-value
一個門檻的檢定 F_1	49.940***	0.000
兩個門檻的檢定 F_2	22.054	0.910

資料來源：本研究整理。
說明：***、**及*分別表示在 1%、5% 及 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 14 門檻迴歸模型

解釋變數	預期方向	線性模型	低通貨膨脹率	高通貨膨脹率
通膨門檻值			≤ 3.828%	> 3.828%
常數項		0.486 [0.467]	-0.510 [-0.540]	0.183 [0.069]
\dot{T}_t	-	-0.146* [-1.790]	-0.141* [-1.820]	-0.641*** [-3.105]
\dot{T}_t^2	+	0.009* [1.709]	0.021*** [3.435]	-0.026** [-2.547]
$B\dot{K}_t$	-	0.442*** [3.929]	0.582*** [5.145]	0.454** [2.586]
$B\dot{K}_t^2$	-	-0.022*** [-4.316]	-0.023*** [-4.058]	-0.039*** [-5.978]
\dot{S}_t	-	-0.070*** [-3.812]	-0.065*** [-2.657]	-0.137*** [-3.409]
\dot{S}_t^2	-	5.25×10^{-5} [0.313]	-1.79×10^{-4} [-0.808]	-8.78×10^{-5} [-0.284]
\dot{G}_t	-	-0.215 [-1.583]	-0.141 [-1.128]	-0.704*** [-3.621]
\dot{Y}_t	-	-0.377* [-1.671]	-0.260 [-1.244]	0.267 [0.493]
\dot{W}_t	+	0.524*** [3.924]	0.706*** [5.016]	0.571 [1.579]
\dot{P}_t	+	0.514*** [5.239]	0.764** [2.083]	0.508*** [2.179]
SE_{t-1}^1		0.532*** [6.450]	0.483*** [5.940]	0.365*** [4.300]
SE_{t-4}^1		-0.333*** [-4.874]	-0.280*** [-3.875]	-0.319*** [-2.696]
SE_{t-5}^1		0.236*** [4.399]	0.253*** [3.731]	-0.023 [-0.221]
Adjusted R ²		0.748	0.748	0.925
RMSE		5.039	4.716	2.450
Jarque-Bera		18.102(0.000)	18.841(0.000)	0.645(0.724)
Q(1) 統計量		0.018(0.893)	0.131(0.717)	0.027(0.869)
Q(4) 統計量		7.468(0.113)	6.156(0.188)	3.072(0.546)
BPG 統計量		18.299(0.147)	9.021(0.772)	10.352(0.665)
樣本數		155	126	29

資料來源：本研究整理。
說明：同表 9。

金融發展方面，顯著為負的銀行發展平方項係數反映著銀行發展與地下經濟之間呈「倒 U 形」的非線性關係，顯著為正的一次項係數表示兩者處於倒 U 形的上升區間段，即正向關係，轉折點約為 10.05%，這與我國銀行發展自 1994 年開始長期呈現緩慢成長有關，以致大多時間是處於倒 U 形左側階段。³² 此一倒 U 形的實證結果與 Din (2017) 相同，顯示過去文獻支持銀行發展會降低地下經濟的結論，只有在銀行發展程度高的狀態下才會成立。此外，顯著為負的股市發展一次項係數及不顯著的平方項係數反映著股市發展與地下經濟之間僅呈線性的負向關係，支持持續股市發展不利地下經濟的結論不變。³³ 最後，不論是否加入租稅負擔或金融發展的平方項，並不會影響本文先前對其他成因變數的結論，實證結果的穩健性受到支持。

透過表 14 的兩區間門檻模型估計結果發現，在低通膨的狀態下，租稅負擔與地下經濟之間呈「U 形」的非線性關係，轉折點約為 3.36%；但是在高通膨的狀態下，兩者之間則呈「倒 U 形」的非線性關係，轉折點約為 -12.33%，顯示我國納稅人的逃漏稅行為確實會受到通貨膨脹的影響發生結構性改變。值得注意的是，在高通膨率下僅有 1 筆資料（1991 第 1 季）小於轉折點，其他筆資料均大於轉折點，說明租稅負擔率的提高有助於降低地下經濟，而且這種負向的影響效果會隨著租稅負擔率愈高而擴大。³⁴ 金融發展方面，銀行發展在兩區間下與地下經濟均呈「倒 U 形」的非線性關係，其中在低通膨率下的轉折點比在高通膨率下明顯要高，在低通膨下的轉折點約為 12.65%，而在高通膨下的轉折點約為 5.82%。股市發展在兩區間下與地下經濟均呈顯著負向的線性關係，與先前表 9 的估計結果相同。

表 15 考慮 outlier 影響的通膨門檻效果

	SE_t^1	SE_t^2
一個門檻的檢定 F_1	31.298* (0.060)	30.137* (0.090)
兩個門檻的檢定 F_2	19.363 (0.731)	20.498 (0.641)

資料來源：本研究整理。

說明：***、**及*分別表示在 1%、5% 及 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

³² 在樣本期間 1977 年第 1 季至 2016 年第 4 季，銀行發展變動率的平均值為 2.715%，其中低於轉折點 10.05% 的有 138 筆，高於 10.05% 的有 17 筆。

³³ 當銀行發展程度較低時，金融管制也較多，貸款謹慎而保守，對擔保品估價偏低，致使廠商難以快速取得所需的全部資金，融資成本大幅提高，只能求之於地下金融，擴大地下經濟規模；但是當銀行發展程度高時，銀行管制鬆綁，經營業務多元化，媒合效率也大幅提升，廠商的融資成本下降，願意轉向地上金融借錢，而降低地下經濟規模。

³⁴ 可能的原因是高通膨會降低納稅人的可支配所得，更低的可支配所得將使風險趨避度增加，租稅負擔率提高使納稅人的逃稅意願大幅下降，因此對地下經濟的負向影響效果會愈大。

在其他成因變數中，經濟成長及工資與薪資對地下經濟的影響在高通膨率下出現不同的結果。本文發現在加入租稅負擔及金融發展的平方項後，經濟成長變數由原先的負向顯著變為正向不顯著的影響效果；而工資與薪資變數由原先的負向轉變成正向的影響效果但仍然不顯著，我們依然可以確知我國的工資與薪資在高通膨率下呈現停滯狀態的結論不變。

在模型評估方面，無論是從 $\text{adjusted } R^2$ 或 RMSE 兩種指標評比，均顯示考量租稅負擔及金融發展之平方項的模型優於未考慮平方項的模型，而且並不會大幅改變前面主要的實證結果，因此本文的模型設定與估計結果應具有相當的穩健性。

(三) 通貨膨脹 outlier 影響

在實證研究中，如果在分析與建立模型的過程中忽略了極端值 (outlier) 的存在，所得估計結果或所建立的模型可能就不會正確，以致後續的詮釋或者理論的建立也就會有所偏誤。根據本文的實證研究期間，臺灣的通膨率大多在 9% 以下，超過 9% 以上的通膨率共有 11 筆，高通膨的主要原因是 1980 年兩伊戰爭爆發，國際原油供需失衡，導致國際油價自 1979 年起暴漲，使我國通膨率驟升。然而通膨的門檻效果是否是由於這些高通膨的資料所造成？為避免極端值的影響，本文採用剔除資料的方式重新進行門檻效果檢定，以確認模型的穩健性。本文診斷極端值的方法是採用以敘述性統計量為基礎的 Hampel identifier 法 (Hampel, 1985)，首先我們將通膨率的資料進行，計算離散 Z 分數如下：

$$Z_i = \frac{\dot{P}_i - \text{Median}}{\left(\frac{\text{MAD}}{0.6745} \right)}, \quad (18)$$

其中 *Median* 為通膨率變數的中位數，*MAD* 為所有離開中位數的絕對距離的中位數 (median absolute deviation)，它是反映通膨率變數分散程度的統計量。判斷極端值的原則本文乃依循 Hampel 的做法，若離散 Z 分數值大於 3.5，即可認定該筆資料為極端值，符合此原則的共有 11 筆資料，分別是 1977 年第 3 季以及 1979 年第 3 季至 1981 年第 4 季。由表 15 的門檻效果檢定結果可知，在 10% 的顯著水準下，不論是以 CDR 法或是以 MCDR 法估算的地下經濟變數，通膨的門檻效果依然存在，顯示我們刪除極端值的資料後，並不會影響實證模型的穩健性。

肆、結論

現有國內、外實證文獻在探討地下經濟成因對地下經濟的影響效果，主要都是建基於線性模型下的研究成果，然而文獻上已經發現通貨膨脹會衝擊總體變數在運作機制上的效率性，因此是否進一步影響總體成因變數對地下經濟的穩定關係，將成為一個非常重要的課題。為了彌補現有文獻，本文採用 Hansen (1996, 2000) 的門檻迴歸模型進行分析，選取通膨率作為門檻變數，在季資料的基礎上，探討臺灣地下經濟成因與地下經濟的關係在高、低通貨膨脹率的狀態下，是否會發生結構性改變，據以驗證過去線性架構下的研究結果。

首先本文利用 CDR 法估算出臺灣 1977 年至 2016 年地下經濟規模佔 GDP 的比率，然後在線性模型的架構下發現，租稅負擔、股市發展、政府支出及經濟成長率的上升將造成臺灣地下經濟規模的萎縮；相反地，銀行發展、工資與薪資及通貨膨脹率的上升將造成地下經濟規模的擴大。其中，租稅負擔及銀行發展出現違反預期的結果，這可能是與我國租稅負擔率長期處於偏低以致逃稅的利益誘因太低，而且我國銀行發展長期呈現緩慢成長的狀態將阻礙個人及企業於合法的金融中介融資的意願，以及中小企業為主的產業結構將使這些企業於合法的金融中介取得投資資金後，仍然從事於地下經濟的活動。接著在門檻模型的架構下，實證上支持成因變數與地下經濟之間存在一個通貨膨脹的門檻效果。由通貨膨脹與主要成因變數的互動對地下經濟的影響，我們發現：(1) 銀行發展、政府支出、經濟成長以及工資與薪資等四個變數的影響效果在兩區間下呈顯著非對稱性，其中銀行發展、政府支出及經濟成長的上升可以遏阻地下經濟規模的結論只有在高通膨的狀態下才成立，而工資與薪資的成長提高對現金的需求而使地下經濟擴大的結論只有在低通膨的狀態下才成立。(2) 租稅負擔及股市發展在兩區間下均呈負向的影響，而通膨率在兩區間下均呈正向的影響，唯影響效果並不存在顯著的非對稱性。(3) 門檻模型在兩區間下的 RMSE 值均小於線性模型，顯然考慮通膨率的門檻效果有增加模型配適實際樣本之能力，證實通貨膨脹在成因變數與地下經濟之間的關係扮演舉足輕重的角色。

此外，我們也進行其它相關的穩健性檢測，包括：將地下經濟的估算方法由 CDR 法改為 MCDR 法、考慮租稅負擔及金融發展非線性關係的可能性以及考慮通貨膨脹 outlier 的影響等項目，結果發現通膨的門檻效果依然存在，而且不會大幅改變本文主要的實證結果，說明實證結果的穩健性受到支持。

綜觀國內、外文獻探討總體成因變數與地下經濟的互動關係中，都是在線性架構下的分析，鮮少論及兩者之間的關係在不同的經濟狀態下可能會發生結構性改變，因此我們展現此一研究以做為探討地下經濟變動的相關議題在多國研究方面的補充，雖然我們

瞭解在單一國家研究的限制下，不能代表世界性的地下經濟發展表徵，但是對於我國政府一直所關心的地下經濟議題卻有一相當良好的佐證與參考價值。近年來，政府當局非常關注我國地下經濟的規模相對鄰近國家偏高的問題。因此，政府當局在制定相關政策的同時，應充分瞭解通膨率的高低如何影響總體成因變數對地下經濟的變動，有助於政府全面性擬定有效的總體政策來縮減或穩定地下經濟的規模，不僅能逐步導引地下經濟地上化，來擴大稅基提高稅收，長遠以觀財政的健全更有利於我國整體的經濟發展。

附錄 臺灣地下經濟的估計

本附錄分別說明 CDR 法與 MCDR 法估計臺灣地下經濟的規模大小。

(一) CDR 法

Gutmann (1977) 的 CDR 法隱含三個主要的假設：(1) 所有的地下經濟活動都是以現金來交易，³⁵ 因為以存款帳戶進行交易容易被貨幣當局記錄與追蹤。(2) 在地上（官方）經濟中，活期存款比（C/D 比率）在長期維持固定不變。(3) 地上經濟與地下經濟的貨幣流通速度相同。以下將針對該方法之理論模型進行說明。

現金存款比率模型包括下列方程式及恆等式：

$$C_t = C_{r,t} + C_{u,t}, \quad (\text{A1})$$

$$D_t = D_{r,t} + D_{u,t}, \quad (\text{A2})$$

$$\lambda_{r,0} = \frac{C_{r,0}}{D_{r,0}}, \quad (\text{A3})$$

$$\lambda_{u,0} = \frac{C_{u,0}}{D_{u,0}}, \quad (\text{A4})$$

$$v_{r,t} = \frac{Y_{r,t}}{C_{r,t} + D_{r,t}}, \quad (\text{A5})$$

$$v_{u,t} = \frac{Y_{u,t}}{C_{u,t} + D_{u,t}}, \quad (\text{A6})$$

$$\beta_t = \frac{v_{r,t}}{v_{u,t}}, \quad (\text{A7})$$

其中， C_t 為流通在外的通貨， D_t 為活期存款， Y_t 為所得水準，下標 u 和 r 分別表示地下經濟和地上（官方）經濟， v_t 為貨幣所得流通速度， λ_0 為基期下的通貨存款比率。由 (A1) 式至 (A7) 式可以推得一般式如下：

³⁵ Gutmann 同時假定地上經濟的交易活動可使用現金及活期存款進行交易。

$$\frac{Y_{u,t}}{Y_{r,t}} = \frac{1}{\beta_t} \frac{(\lambda_{u,0} + 1)(C_t - \lambda_{r,0}D_t)}{(\lambda_{r,0} + 1)(\lambda_{u,0}D_t - C_t)} \quad (\text{A8})$$

我們利用理論模型的三大假設，可進一步簡化 (A8) 式。根據假設一隱含 $D_{u,t} = 0$ ，則 $\lambda_{u,0} \rightarrow \infty$ ，假設二隱含 $\lambda_{r,0}$ 趨近一常數，而假設三隱含 $\beta_t = 1$ 。將這些限制條件代入 (A8) 式，可進一步推得地下經濟規模的一般式：

$$\frac{Y_{u,t}}{Y_{r,t}} = \frac{C_t - \lambda_{r,0}D_{r,t}}{(\lambda_{r,0} + 1)D_{r,t}} = \frac{\frac{C_t}{D_{r,t}} - \lambda_{r,0}}{\lambda_{r,0} + 1}, \quad (\text{A9})$$

等式右邊所有變數中，只有基期下的通貨存款比率 $\lambda_{r,0}$ 是未知的，需進行估算。本文在估算臺灣地下經濟的規模時，選取 2007 年做為基期，並參考 Medina and Schneider (2017) 估計臺灣地區 2007 年地下經濟規模約占 GDP 的 0.2232 以及當年度 C/D 比率為 0.317，³⁶ 分別代入 (A9) 式進一步推算出 $\lambda_{r,0} = 0.078$ 。然後本文依據 (A9) 式計算出以 CDR 法在各期間之地下經濟規模占官方 GDP 的比率 (SE_t^1)。

(二) MCDR 法

Frey and Pommerehne (1984) 採用 Gutmann (1977) 的 CDR 法在估算工業化國家的地下經濟規模時，出現不符合經濟邏輯的負值。實際上，CDR 法中的假設二在真實世界中並不一定成立，也就是說民眾於官方經濟體系中不可能長期維持 C/D 比率固定不變。Pickhardt and Sardà (2011) 發現大多數的工業化國家在過去的十年之間，民眾對於現金持有的偏好已發生明顯的變化，傾向於更高的 C/D 比率或 $\lambda_{r,0}$ ，導致依據 (A9) 式在估算地下經濟規模時分子項出現負值。因此，Pickhardt and Sardà (2011) 放寬 CDR 法的假設二，並在 Gutmann (1977) 的原有假設之上加入兩項假設：(1) 在地上（官方）經濟中，民眾持有的通貨維持固定不變。(2) 所有額外合法交易的經濟活動都是透過活期存款來實現。因此，根據上述的假設修正，任何額外持有的通貨和基期相比所發生的增長可解釋為地下經濟活動的擴張。以下將針對該方法之理論模型進行說明。

根據 Pickhardt and Sardà (2011) 新加入的兩項假設，可將 (A1) 式修正如下：

$$C_t = C_0 + C_{u,t}, \quad (\text{A10})$$

³⁶ 選取 2007 年做為基期的理由為 Medina and Schneider (2017) 估計臺灣地區 1991 年到 2015 年的地下經濟規模中，以 2007 年 22.32% 為最低，因此以該年作為基期來推算其他期間的地下經濟。

$$C_{r,t} = C_0, \quad (\text{A11})$$

其中 C_0 為基期下民眾所持有的通貨，將 (A10) 及 (A11) 式代入 (A5)、(A6) 及 (A7) 式，可以推得一般式如下：

$$\frac{Y_{u,t}}{Y_{r,t}} = \frac{1}{\beta_t} \frac{C_t - C_0 + D_{u,t}}{C_0 + D_{r,t}}, \quad (\text{A12})$$

根據 Gutmann (1977) 的假設一隱含 $D_{u,t} = 0$ 及假設三隱含 $\beta_t = 1$ ，將這些限制條件代入 (A12) 式，可進一步推得地下經濟規模的一般式：

$$\frac{Y_{u,t}}{Y_{r,t}} = \frac{C_t - C_0}{C_0 + D_{r,t}}. \quad (\text{A13})$$

本文將依據 (A13) 式計算出以 MCDR 法在各期間之地下經濟規模占官方 GDP 的比率 (SE_t^2)。

參考文獻

- 何志欽、蔡群立 Ho, Chih-Chin and Chun-Li Tsai (2014), 「臺灣地下經濟規模的估計」“Estimates of the Underground Economy in Taiwan”, 臺灣地下經濟之成因研究成果報告 *Underground Economy Research Report*, 33-52, 臺北: Visa 國際信用卡組織。(in Chinese)
- 李怡庭、湯茹茵 Li, Yi-ting and Ju-Yin Tang (2014), 「臺灣地下經濟的規模估計與分析」“Estimating and Analyzing the Underground Economy in Taiwan”, 臺灣地下經濟之成因研究成果報告 *Underground Economy Research Report*, 76-89, 臺北: Visa 國際信用卡組織。(in Chinese)
- 李沃牆 Lee, Wo-Chiang (2017), 「臺灣發展數位金融的機會與挑戰」“The Challenge and Opportunity of Development Digital Finance in Taiwan”, 國土及公共治理季刊 *Public Governance Quarterly*, 5:4, 28-37。(in Chinese)
- 林朕陸、洪福聲 Lin, Chen-Sheng and Fu-Sheng Hung (2019), 「臺灣的金融發展和經濟成長：地下經濟的角色」“Financial Development and Economic Growth in Taiwan: The Role of the Shadow Economy”, 經濟研究 *Taipei Economic Inquiry*, 55:1, 71-114。(in Chinese with English abstract)
- 林慈芳 Lin, Ci-Fang (2011), 「工資與經濟成長之分析：全球趨勢與臺灣實證」“The Analysis of Wage and Economic Growth: Global Trend and Empirical Evidence from Taiwan”, 國發會研究報告 *National Development Council Research Report*, 93-138。(in Chinese)
- 傅敬堯、林雪瑜、楊淑珺 Fu, Ching-Yao, Hsieh-Yu Lin and Shu-Chun S. Yang (2018), 「稅制調整與地下經濟—臺灣動態隨機一般均衡模型分析」“Tax Reform and the Underground economy in Taiwan: A DSGE Approach”, 臺灣經濟預測與政策 *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 49:1, 1-45。(in Chinese with English abstract)
- 陳旭昇 Chen, Shiu-Sheng (2013), 時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用“Applied Time-Series Econometrics for Macroeconomics and Finance”, 臺北：東華書局 Taipei: Tung Hua Book Company。(in Chinese)
- 戴韻珊、孫佳宏 Dai, Yun-Shan and Chia-Hung Sun (2003), 「臺灣地下經濟之探討—MIMIC 模型之應用」“Estimating the Size of Hidden Economy in a Newly Industrialized Economy: Taiwan, 1962-2002”, 第五屆全國實證經濟學 *The 5th Annual Conference of Taiwan's Economic Empirics*, 1-21。(in Chinese with English abstract)
- 蘇飛 Su Fei (2011), 「改革開放後中國地下經濟規模及其影響研究」“Study on the Size and Effects of the Underground Economy in China: 1979-2009”, 西部論壇 *West Forum*, 21:6, 34-43。(in Chinese with English abstract)
- Allingham, M. G. and A. Sandmo (1972), “Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis,” *Journal of Public Economics*, 1:3-4, 323-338.

- Andrews, D. W. K. (1991), "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariant Matrix Estimation," *Econometrica*, 59:3, 817-858.
- Andrews, D. W. K. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, 61:4, 821-856.
- Arestis, P. and P. Demetriades (1996), "Finance and Growth: Institutional Considerations and Causality," Presented at the Annual Conference of Royal Economic Society, University of Swansea, Wales.
- Bajada, C. and F. Schneider (2005), "The Shadow Economies of the Asia-Pacific," *Pacific Economic Review*, 10:3, 379-401.
- Beck, T., A. L. Chen, and A. U. Yue (2014), "Why Do Firms Evade Taxes? The Role of Information Sharing and Financial Sector Outreach," *The Journal of Finance*, 69:2, 763-817.
- Bittencourt, M., R. Gupta, and L. Stander (2014), "Tax Evasion, Financial Development and Inflation: Theory and Empirical Evidence," *Journal of Banking & Finance*, 41:C, 194-208.
- Blackburn, K., N. Bose, and S. Capasso (2012), "Tax Evasion, the Underground Economy and Financial Development," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83:2, 243-253.
- Blanchard, O. and L. F. Katz (1999), "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence," *American Economic Review*, 89:2, 69-74.
- Boyd, J. H., R. Levine, and B. D. Smith (2001), "The Impact of Inflation on Financial Sector Performance," *Journal of Monetary Economics*, 47:2, 221-248.
- Bruno, M. and W. Easterly (1998), "Inflation Crises and Long-Run Growth," *Journal of Monetary Economics*, 41:1, 3-26.
- Caballé, J. and J. Panadés (2004), "Inflation, Tax Evasion, and the Distribution of Consumption," *Journal of Macroeconomics*, 26:4, 567-595.
- Cagan, P. (1958), "The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply," *Journal of Political Economy*, 66:4, 303-328.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba, and S. Yeo (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom," *Economic Journal*, 88:352, 661-692.
- De Gregorio, J. and P. Guidotti (1995), "Financial Development and Economic Growth," *World Development*, 23:3, 433-448.
- Dell'Anno, R. and O. H. Solomon (2008), "Shadow Economy and Unemployment Rate in USA: Is There a Structural Relationship? An Empirical Analysis," *Applied Economics*, 40:19, 2537-2555.
- D'Hernoncourt, J. and P. G. Méon (2012), "The Not So Dark Side of Trust: Does Trust Increase the Size of the Shadow Economy?," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81:1, 97-121.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49:4, 1057-1072.
- Dillon, W. R. and M. Goldstein (1984), *Multivariate Analysis: Methods and Applications*, New York: Wiley.
- Din, B. H. (2017). "Estimating the Determinants of Shadow Economy in Malaysia," *Malaysian Journal of Society and Space*, 12:5, 191-201.
- Dreher, A. and F. Schneider (2010), "Corruption and the Shadow Economy: An Empirical Analysis," *Public Choice*, 144:1-2, 215-238.
- Eggoh, J. C. and M. Khan (2014), "On the Nonlinear Relationship between Inflation and Economic Growth," *Research in Economics*, 68:2, 133-143.
- Eilat, Y. and C. Zinnes (2002), "The Shadow Economy in Transition Countries: Friend or Foe? A Policy Perspective," *World Development*, 30:7, 1233-1254.
- Elgin, C. and O. Oztunali (2012), "Shadow Economies around the World: Model Based Estimates," *Bogazici University Department of Economics Working Papers*, No. 201205.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64:4, 813-836.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, and J. F. Richard (1983), "Exogeneity," *Econometrica*, 51:2, 277-304.
- English, W. B. (1999), "Inflation and Financial Sector Size," *Journal of Monetary Economics*, 44:3, 379-400.
- Erdinç, Z. and G. Suhail (2017). "Using Ordinary Least Squares to Measure the Impact of the Factors Affecting Underground Economy: A Comparison between India and Turkey," *Journal of Current Researches on Social Sciences*, 8:4, 95-112.
- Frey, B. S. and H. Weck-Hanneman (1984), "The Hidden Economy as an 'Unobserved' Variable," *European Economic Review*, 26:1-2, 33-53.
- Friedman, E., S. Johnson, D. Kaufman, and P. Zoido-Lobaton (2000), "Dodging the Grabbing Hand: The Determinants of Unofficial Activity in 69 Countries," *Journal of Public Economics*, 76:3, 459-493.
- Ghosh, A. and S. Phillips (1998), "Warning: Inflation May be Harmful to Your Growth," *Staff Papers*, 45:4, 672-710.
- Giles, D. E. A. (1999), "Modelling the Hidden Economy and the Tax-Gap in New Zealand," *Empirical Economics*, 24:4, 621-640.
- Giles, D. E. A. and L. M. Tedds (2002), "Taxes and the Canadian Underground Economy," Canadian Tax Paper No. 106.
- Gutmann, P. M. (1977), "The Subterranean Economy," *Financial Analysts Journal*, 33:6, 26-34.
- Hansen, B. E. (1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64:2, 413-430.
- Hansen, B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference," *Journal of*

- Econometrics*, 93:2, 345-368.
- Hansen, B. E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68:3, 575-603.
- Hampel, F. R. (1985), "The Breakdown Points of the Mean Combined with Some Rejection Rules," *Technometrics*, 27:2, 95-107.
- Huybens, E. and B. D. Smith (1999), "Inflation, Financial Markets and Long-Run Real Activity," *Journal of Monetary Economics*, 43:2, 283-315.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economics Letters*, 6:3, 255-259.
- Johnson, S., D. Kaufman, and A. Shleifer (1997), "The Unofficial Economy in Transition," *Brookings Papers on Economic Activity*, 28:2, 159-240.
- Johnson, S., D. Kaufmann, and P. Zoido-Lobaton (1998), "Regulatory Discretion and the Unofficial Economy," *American Economic Review*, 88:2, 387-392.
- Khan, M. S., A. S. Senhadji, and B. D. Smith (2006), "Inflation and Financial Depth," *Macroeconomic Dynamics*, 10:2, 165-182.
- King, R. G. and R. Levine (1993), "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right," *The Quarterly Journal of Economics*, 108:3, 717-737.
- Koreshkova, T. A. (2006), "A Quantitative Analysis of Inflation As a Tax on the Underground Economy," *Journal of Monetary Economics*, 53:4, 773-796.
- Levine, R. and S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, 88:3, 537-558.
- Ljung, G. M. and G. E. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65:2, 297-303.
- Loayza, N. V. (1996), "The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 45, 129-162.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11:6, 601-618.
- Manolas G., K. Rontos, G. Sfakianakis, and I. Vavouras (2013), "The Determinants of the Shadow Economy: The Case of Greece," *International Journal of Criminology and Sociological Theory*, 6:1, 1036-1047.
- Medina, L. and F. Schneider (2017), "Shadow Economies around the World: New Results for 158 Countries over 1991-2015," CESifo Working Paper No. 6430.
- Muto, I. and K. Shintani (2014), "An Empirical Study on the New Keynesian Wage Phillips Curve: Japan and the US," MPRA Paper No. 53934.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation

- Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55:3, 703-708.
- Odedokun, M. O. (1998), “Financial Intermediation and Economic Growth in Developing Countries,” *Journal of Economic Studies*, 25:3, 203-224.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75:2, 335-346.
- Pickhardt, M. and J. Sardà (2011), “The Size of the Underground Economy in Germany: A Correction of the Record and New Evidence from the Modified-Cash-Deposit-Ratio Approach,” *European Journal of Law and Economics*, 32:1, 143-163.
- Pyle, D. J. (1989), *Tax Evasion and the Black Economy*, London: The Macmillan Press.
- Rousseau, P. L. and P. Wachtel (2000), “Equity Markets and Growth: Cross Country Evidence on Timing and Outcomes, 1980-95,” *Journal of Banking & Finance*, 24:12, 1933-1957.
- Rousseau, P. L. and P. Wachtel (2002), “Inflation Thresholds and the Finance-Growth Nexus,” *Journal of International Money and Finance*, 21:6, 777-793.
- Sarel, M. (1996), “Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth,” *Staff Papers*, 43:1, 199-215.
- Schneider, F. and D. H. Enste (2000), “Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences,” *Journal of Economic Literature*, 38:1, 77-114.
- Schwert, G. W. (1987), “Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data,” *Journal of Monetary Economics*, 20:1, 73-103.
- Smith, P. (1994), “Assessing the Size of the Underground Economy: The Statistics Canada Perspectives,” *Canadian Economic Observer*, 7, 3.16-3.33.
- Tanzi, V. (1980), “The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications,” *Banco Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 135:4, 427-453.
- Tanzi, V. (1999), “Uses and Abuses of Estimates of the Underground Economy,” *The Economic Journal*, 109:456, 338-347.
- Turnovsky, S. J. and M. A. Basher (2009), “Fiscal Policy and the Structure of Production in a Two-sector Developing Economy,” *Journal of Development Economics*, 88:2, 205-216.
- Wang, D. H. M., J. Y. Lin, and T. H. K. Yu (2006), “A MIMIC Approach to Modeling the Underground Economy in Taiwan,” *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 371:2, 536-542.
- Wang, D. H. M., T. H. K. Yu, and H. C. Hu (2012), “On the Asymmetric Relationship between the Size of the Underground Economy and the Change in Effective Tax Rate in Taiwan,” *Economics Letters*, 117:1, 340-343.