

經濟論文
中央研究院經濟研究所
48:4(2020),511-555

租稅負擔與地下經濟的門檻效果— 台灣的實證研究[†]

林朕陞*

中央研究院經濟研究所

洪福聲

國立政治大學經濟學系

朱美麗

國立政治大學經濟學系

關鍵詞: 地下經濟、租稅負擔率、門檻模型

JEL 分類代號: E31, E44, O17

* 聯繫作者: 林朕陞, 中央研究院經濟研究所, 台北市 115 南港區研究院路二段 128 號。電話: (02) 2782-2791 分機 522; 傳真: (02) 2785-3946; E-mail: cslin73@gate.sinica.edu.tw。作者感謝責任編輯及兩位匿名審稿人的寶貴評論與建議, 對於本文臻至完善有莫大的助益, 謹申謝忱。若文中仍有疏漏之處, 則概由作者負責。

† 相關文章補充資料請參閱「線上附錄」(<http://www.econ.sinica.edu.tw/Appendix/484-3-A.pdf>)。

摘 要

地下經濟與租稅負擔之間存在著緊密的關係。相對於過去文獻大多從線性模型來探討租稅負擔率(或稅率)與地下經濟規模的關係,本文運用非線性的門檻模型(threshold model),以租稅負擔率作為門檻變數,探討租稅負擔率與我國地下經濟規模是否存在非線性關係。實證結果支持台灣的租稅負擔與地下經濟之間存在一個門檻效果,當租稅負擔率低於 19.657% 時,租稅負擔率的提高將顯著降低地下經濟的規模;但若租稅負擔率高於 19.657%,租稅負擔率的上升將顯著提高地下經濟的規模。從樣本內預測能力的評比中,我們也發現門檻模型確實優於線性模型,且門檻模型的結論不因地下經濟的估計方法不同而有所差異。

1. 前言

長久以來，地下經濟在台灣一直占有不小的比重。¹ 地下經濟的存在除了會干擾地上經濟的運作外，也會影響國家的發展與政府施政的成效。由於地下經濟通常與貧窮及低生產力畫上等號，因此文獻上經常將比重較高的地下經濟視為低度開發（underdevelopment）或開發中的象徵。² 例如：透過跨國資料的分析，OECD and ILO（2019）發現地下經濟的規模與平均每人國內生產毛額（gross domestic product, GDP）、人類發展指標（human development index, HDI）、勞動生產力等有顯著負向關係，但卻與貧窮指標有正向關係。³ 較早的研究，例如：Schneider and Enste（2002）也發現，地下經濟在已開發國家的規模顯著地低於開發中國家。⁴ 因此，在追求國家發展的過程中，如何降低地下經濟的規模也是一項值得深思的政策議題。

大部分的文獻都認為地下經濟的增長與政府的賦稅政策息息相關，例如：Tanzi（1980）認為租稅與管制是驅動地下經濟的兩項重要因素；只要有租稅就會驅使一些經濟活動轉入地下經濟，以逃避稅負（tax evasion）。Schneider and Enste（2000）也指出，地下經濟增長的最重要因素就是租稅與社會安全稅（social security contributions）。租稅除了影響人們勞動與休閒的選擇外，因地下經濟較易逃漏稅，故租稅也影響地上與地下經濟部門的勞動供給，而這種工作選擇的扭曲一直是經濟學家關注的重要議題。當勞動在地下經濟部門工作的稅後報酬與地上部門差距愈大，勞動者就有愈大的誘因進入地下經濟工作。近年來，台灣的租稅負擔率低於美、日等先進國家，也低於韓國。⁵ 為

¹ 有關於台灣地下經濟估測的文獻，請參閱本文表 3 的整理。

² 由於世界各國的經濟體大小不同，為使跨經濟體間的評估能建立在共同的比較基礎上，一般而言採用地下經濟規模占官方 GDP 的比率來反映一國地下經濟的大小及其成長是良好的指標之一。

³ 請參閱 OECD and ILO（2019, p. 47）圖 2.1。

⁴ Schneider and Enste（2002）發現經濟合作暨發展組織（organization for economic co-operation and development, OECD）國家的地下經濟規模占官方 GDP 大約為 15%，但在開發中國家則為 37%。

⁵ 依財政部的公布，2013 年到 2018 年，台灣平均租稅負擔率為 12.7%，美國為 19.98%，日本（2013 年至 2016 年）為 18.05%，韓國為 18.76%。請參閱 2019 年 7 月 18 日工商時報之「財長蘇建榮：三面向擴大稅基」報導。

了健全財政, 財政部擬提高我國的租稅負擔率。⁶ 然而, 提高租稅負擔率是否也會擴大我國地下經濟的規模、阻礙國家發展的進程? 我們認為在思考台灣是否應該提高租稅負擔率之前, 應該先探究這個問題, 而這也是本文主要的目的。本文首先估計台灣的地下經濟規模, 然後建立實證模型, 在考量了其他可能影響地下經濟規模的因素之下, 探討租稅負擔率如何影響台灣地下經濟的規模。

人們參與地下經濟活動的一個主要目的就是逃漏稅。因此, 地下經濟的存在, 不僅會導致政府流失租稅收入, 影響一國之財政穩定, 也會與地上經濟部門互相競爭有限的資源, 抑制長期經濟成長與生產力的擴張。從租稅理論的觀點, 逃漏稅是一種非法的風險承擔行為, 而誠實納稅與逃漏稅的預期報酬差距, 則會影響人們繳稅的意願。在給定的逃漏稅罰金之下,⁷ 當原始租稅負擔率較低時, 隨著租稅負擔率的上升, 誠實納稅所增加的稅賦有限, 甚至小於逃漏稅的罰金。因此, 雖然租稅負擔率上升, 人們仍然願意履行納稅的義務, 參與地下經濟的意願下降, 地下經濟的規模因而下降。反之, 若原始的租稅負擔率較高, 隨著租稅負擔率上升, 誠實繳稅所增加的稅賦可能高於逃漏稅的罰金; 因此, 隨著租稅負擔率的上升, 人們反而會提高參與地下經濟的意願以逃避稅負, 地下經濟的規模因而擴大。Allingham and Sandmo (1972) 的理論模型將人們的風險趨避態度納入考量, 也得到類似的結論。⁸ 因此, 租稅負擔率與地下經濟規模的關係可能呈現非線性關係。

文獻上, 已有相當多的研究在探討政府租稅政策與逃漏稅的關係。⁹ Feinstein (1991) 發現稅率的上升會伴隨著較少的逃漏稅。但 Alm et al. (1992) 卻發現稅率愈高, 逃漏稅愈嚴重。由於逃漏稅大多透過地下經濟運作, 這些研

⁶ 租稅負擔率等於政府總稅收除以名目 GDP, 也等於平均稅率 (或稱為稅率)。本文將租稅負擔率與稅率視為同義詞。

⁷ 根據我國「稅捐稽徵法」第四十一條, 納稅義務人以詐術或其他不正當方法逃漏稅捐者, 處五年以下有期徒刑、拘役或併科新台幣六萬元以下罰金。

⁸ 當人們參與地下經濟活動的目的是逃漏稅時, 則政府稅收將會與地下經濟規模呈反向關係; 給定所得水準, 參與地下經濟交易的活動愈多, 逃漏稅就愈多, 政府總稅收就愈少。著名的拉弗曲線 (Laffer curve) 指出, 當稅率低時, 稅率的上升將提高政府總稅收; 當稅率高時, 稅率的上升, 政府總稅收將下降。如果地下經濟規模與政府總稅收呈反向關係, 則拉弗曲線也隱含當稅率 (或租稅負擔率) 低時, 稅率上升將降低地下經濟的規模; 反之, 當稅率高時, 稅率增加將提高地下經濟的規模。

⁹ 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。

究也顯示，稅率與地下經濟的關係並不是單純的線性關係。¹⁰ 此外，也有些研究直接探討稅率與地下經濟的關係。例如：Cebula (1997) 在研究美國的資料發現，當最高邊際聯邦個人所得稅率增加 1%，地下經濟規模將上升 1.4%。但 Friedman et al. (2000) 在一跨國的分析中發現，較高的稅率和較少的地下經濟規模有關。不過，他們的實證迴歸結果顯示，這個關係並不是很穩健 (robust)。值得一提的是，迄今探討台灣租稅負擔與地下經濟的文獻並不多，並且不論是國內或國外實證文獻，多數是在線性模型中探討，兩者可能呈現非線性的關係大多未被考量。

本文以 Odedokun (1996) 模型為架構，首先採用 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) 法對台灣地下經濟的規模進行估算，然後以 Engle et al. (1983) 的弱外生 (weak exogeneity) 檢定，檢測租稅負擔率及其他相關控制變數的外生性，¹¹ 以確保迴歸模型的可靠性。除了考量一般線型模型外，我們也以 Bai and Perron (2003) 的門檻迴歸方法進行分析，內生地探究租稅負擔率對於地下部門之經濟成長，是否存在改變兩者關係的租稅負擔率門檻值。實證結果支持租稅負擔率與地下經濟成長之間存在一個租稅負擔率的門檻效果，其門檻值為 19.657%。¹² 在低租稅負擔率的區間下，租稅負擔率增加對地下經濟的影響效果為顯著負向；相反地，在高租稅負擔率下，租稅負擔率的影響效果變為顯著正向。因此，過去大多數文獻所認為支持租稅負擔率提高會擴大地下經濟發展的結論，只有在高租稅負擔率的區間下才成立。這個結果也呼應了財政部的政策。依據財政部資料，2013 年到 2018 年我國平均每年租稅負擔率為 12.7%，低於本文所估計的 19.657% 的門檻值，因此在低租稅負擔率的區間下，若未來財政部能夠提高我國的租稅負擔率，則地下經濟的規模將會下降。在規模愈高的地下經濟部門被視為未開發的象徵之下，此一財政政策將有益於提升我國經濟發展的程度。

¹⁰ Yitzhaki (1974) 指出，若逃漏稅罰金與逃漏稅金額成比例，則稅率上升，逃漏稅減少。反之，若罰金與逃漏所得成比例，則稅率上升與逃漏稅金額的關係並不確定。

¹¹ 地下經濟的規模受到許多不同因素的影響，相關的影響成因還有金融發展 (Blackburn et al., 2012)、政府支出 (Buehn and Schneider, 2012)、人均 GDP (Schneider and Enste, 2000)、工資與薪資 (Tanzi, 1980) 以及通貨膨脹 (Bittencourt et al., 2014) 等。

¹² 本文實證期間為 1976 年第 1 季至 2016 年第 4 季，期間內之租稅負擔率平均值為 15.075%，標準差為 4.117%。

為進一步驗證我國租稅負擔率對地下經濟非線性關係的妥適性,我們採用 Engle and Patton (2001) 所建議之 MZ (Mincer and Zarnowitz, 1969) 迴歸方程式來進行樣本內預測能力之評比。結果發現以門檻模型的預測值作為解釋變數,相較於線性模型所得到的調整後判定係數 ($Adj. R^2$) 值皆較大;而訊息準則 Akaike information criterion (AIC) 與 Schwarz information criterion (SIC) 值皆較小。此外,我們發現門檻模型的訊息含量優於線性模型,因而能夠改善對地下經濟的預測,且本文之論點不受地下經濟的估測方法為 CDR 法或 MCDR 法影響,實證結果具穩健性。後續的穩健性分析,本文針對 MCDR 法提出通貨膨脹調整及人口成長調整的兩項輔助修正,依然支持租稅負擔率提高會擴大地下經濟發展的結論,只有在高租稅負擔率的區間下才成立。我們也處理課徵稅源的異質性,發現「營所稅」與「綜所稅」的租稅負擔率上升會擴大地下經濟發展的結論,只有在高租稅負擔率的區間下才成立;反之,消費稅中的「營業稅」、「貨物稅」以及「關稅」,則無此種門檻關係存在。最後,在迴歸模型中考量潛在的時間趨勢項後,發現租稅負擔率的門檻效果依然存在,而主要實證結果仍然獲得穩健支持。

表 1 比較本文與國內、外文獻研究課稅與地下經濟關係的研究結果。由表中可知,在線性模型下,大多數仍支持租稅負擔對地下經濟呈現正向影響(如: Buehn et al., 2007; 蘇飛, 2011; Hassan and Schneider, 2016); 相反地, Erdinç and Suhail (2017) 發現土耳其的租稅負擔對地下經濟呈現負向影響,作者認為土耳其擁有健全的稅制結構,有助於納稅人的租稅履行,並且整體社會的租稅道德感較高,提高了人民履行納稅的義務。Din (2016) 考量課徵稅源的異質性,從馬來西亞的資料中發現個人稅(直接稅)率與地下經濟呈現正向的影響;但在銷售稅(間接稅)方面,銷售稅率則呈負向的影響。作者認為納稅人認同政府當局在稅收使用上具適當性,只要政府支出能用於公共建設與服務,則履行租稅(間接稅)並不會是一種負擔。國內文獻方面,朱敬一與朱筱蕾 (1988)、戴韻珊與孫佳宏 (2003) 以及何志欽與蔡群立 (2014) 發現租稅負擔與地下經濟是正向的關係;相反地, Wang et al. (2006) 及本文的線性迴歸模型皆得到負向的關係。又何志欽與蔡群立 (2014) 也進一步檢視不同的課徵稅源(營業稅、所得稅、關稅以及貨物稅)對我國地下經濟規模影響的差異性。他們發現營業稅對地下經濟有顯著正向的影響,所得稅有輕微的正向影響,但關稅與貨物稅並沒有顯示出任何顯著影響。Wang et al. (2012) 則以年

表 1 地下經濟成因與地下經濟的關係比較

| Panel A: 國外文獻 | 分析期間/國家 | 檢定方法 | 成因變數與影響方向 |
|-----------------------------|------------------------|-------------------------------|--|
| Buehn et al. (2007) | 1970–2005 年 德國 | MIMIC 模型 | 租稅負擔 (+)、政府管制 (+)、 人均可支配所得 (+)、通膨率 (-) |
| 蘇飛 (2011) | 1979–2009 年 中國 | MIMIC 模型 | 租稅負擔 (+)、人均可支配所 得 (-)、失業率 (+)、政府支出 (-)、通膨率 (-)、犯罪率 (+) |
| Hassan and Schneider (2016) | 1999–2013 年 117 個國家 | MIMIC 模型 | 租稅負擔 (+)、政府支出 (+)、 失業率 (+)、自雇率 (+)、經濟 自由度 (-)、企業自由度 (-) |
| Din (2016) | 1971–2013 年 馬來西亞 | FMOLS 模型 DOLS 模型 CCR 模型 | 個人稅 (+)、銷售稅 (-)、銀行 發展一次項 (+)、銀行發展二 次項 (-)、政府支出 (-)、人均 GDP (-) |
| Erdoğan and Suhail (2017) | 2000–2013 年 土耳其 | OLS 模型 | 租稅負擔 (-)、通膨率 (+)、失 業率 (+)、網路使用人數 (+)、 經濟成長率 (-)、經濟自由度 (-)、人口成長率 (-) |
| Panel B: 國內文獻 | 分析期間/國家 | 檢定方法 | 成因變數與影響方向 |
| 朱敬一與朱筱蓓 (1988) | 1971–1986 年 台灣 | DYMIMIC 模型 | 租稅負擔 (+)、政府管制 (+)、 行政風紀 (+) |
| 戴韻珊與孫佳宏 (2003) | 1962–2002 年 台灣 | MIMIC 模型 | 租稅負擔 (+)、政府管制 (+)、 失業率 (+)、通膨率 (+) |
| Wang et al. (2006) | 1961–2003 年 台灣 | MIMIC 模型 | 租稅負擔 (-)、政府支出 (+)、 通膨率 (+)、失業率 (+)、犯罪 率 (-) |
| Wang et al. (2012) | 1962–2003 年 台灣 | OLS 模型 | 直接稅 ⁺ (-)、直接稅 ⁻ (+)、 間接稅 ⁺ (+)、間接稅 ⁻ (-) |
| 何志欽與蔡群立 (2014) | 1961–2012 年 台灣 | OLS 模型 | 租稅負擔 (+)、所得稅 (+)、關 稅 (+)、營業稅 (+)、貨物稅 (-)、景氣循環指數 (-)、失業 率 (-)、銀行發展 (+)、二級產 業比率 (-)、三級產業比率 (-) |
| 本文 | 1976Q1–2016Q4 台灣 | OLS 模型 | [線性模型] 租稅負擔 (-)、銀 行發展 (+)、股市發展 (-)、政 府支出 (-)、經濟成長率 (-)、 工資與薪資 (+)、通膨率 (+) |

註: 1. () 內的正負號代表成因變數對地下經濟影響的方向。

2. 表中所採用的檢定方法為: 普通最小平方法 (ordinary least square, OLS)、完全修正普通最
小平方法 (full modified OLS, FMOLS)、多指標與多成因法 (multiple indicators and multiple
causes, MIMIC) 以及動態 MIMIC (dynamic MIMIC, DYMIMIC)。

3. 表中僅彙整出本文表 9 線性模型的結果, 非線性模型的結果請參閱第 3.2 小節之說明。

4. Wang et al. (2012) 採用的稅率變數中, 直接稅⁺ 及直接稅⁻ 分別代表直接稅率的增加及減少,
間接稅⁺ 及間接稅⁻ 分別代表間接稅率的增加及減少。

資料研究台灣直接稅率與間接稅率變化對地下經濟規模的不對稱效果。在外生給定的門檻值下,他們發現直接稅率與間接稅率的增加與減少對地下經濟的影響效果確實呈現非對稱的關係。從這些國內、外文獻可知,實證結果不十分一致,但共同點是著重在線性模型的架構。本文運用門檻迴歸模型,得到內生的租稅負擔率門檻值,除了彌補文獻的缺漏外,對於財政部未來擬提高我國租稅負擔率之目標,也有重要的意涵。

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

2. 實證模型與資料

本節主要分為兩部分。第一部分針對本文的實證模型之建構進行說明。第二部分則說明如何估算台灣地下經濟的規模及相關實證變數之選取、定義、資料來源以及初步的統計分析。

2.1 實證模型

本實證研究的主旨為觀察我國租稅負擔率對於地下經濟的規模是否有一門檻的影響性存在,因此參考過去研究地下經濟成因的理論與實證文獻,我們採用的控制變數中包括金融發展、政府支出、實質 GDP、工資與薪資以及物價水準等成因變數,¹³並在 Odedokun (1996) 模型為架構下,將地下經濟的

¹³ 目前既存文獻探討影響地下經濟的因素大多採用總體變數為主(請參閱表 1),但是隨著科技發達與行動網路普及,已有學者認為新興支付工具如電子支付(包括:行動支付、第三方支付等)已逐漸取代傳統現金交易的消費型態,可去除使用現金的匿名性,增加交易透明度,易使稽徵機構掌握稅源,進而縮小地下經濟的規模。根據 Schneider (2013) 研究發現越普遍採用電子支付的國家,其地下經濟規模越小,並指出若平均每年增加使用 10% 的電子支付,則四年後可縮小地下經濟規模達 5%,顯然電子支付可能是降低一國地下經濟規模的因素之一。然而相較於歐美及中國,台灣在電子支付的發展與普及度不高,我國政府於 2015 年 5 月才正式實施「電子支付機構管理條例」,並被稱為台灣行動支付元年。根據金管會 2016 年《金融科技發展策略白皮書》指出,2015 年台灣電子化支付占民間消費支出比率僅 26%,遠低於鄰近國家南韓 77%、香港 65%、中國 56% 及新加坡 53%,顯見台灣電子支付的發展確實相對鄰國而言較落後,其中主要原因在於台灣消費者的消費型態仍是以現金為主及缺乏有效的政策誘因。另外,受限於當前數據資料的期間長度不足,本文無法將此重要因素納入加以考量,待未來蒐集足夠的數列資料,可進一步探討新興電子支付對地下經濟的影響,提升實證結果的完整性。

規模以函數型式表示為：

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

其中 SE_t 為地下經濟的規模（以生產總值衡量）、 TB_t 為租稅負擔率、 FD_t 為金融發展水準、 G_t 為政府支出、 Y_t 為實質 GDP、 W_t 為工資與薪資水準以及 P_t 為物價水準（以消費者物價指數衡量）。租稅負擔率等於政府總稅收占名目 GDP 的比率，故也等於平均稅率（或簡稱稅率）。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。將式 (1) 做對數線性化後可得：

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

式 (2) 中， $S\dot{E}_t$ 、 TB_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成長率、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。本研究於式 (2) 中加入因變數的落後一期、四期以及五期的遞延項作為自變數，此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，可得到線性的實證迴歸方程式如下：

$$\begin{aligned} S\dot{E}_t = & \beta_0 + \beta_1 TB_t + \beta_2 BK_t + \beta_3 \dot{S}_t + \beta_4 \dot{G}_t + \beta_5 \dot{Y}_t + \beta_6 \dot{W}_t + \beta_7 \dot{P}_t \\ & + \beta_8 S\dot{E}_{t-1} + \beta_9 S\dot{E}_{t-4} + \beta_{10} S\dot{E}_{t-5} + u_t, \end{aligned} \quad (3)$$

由式 (3) 的迴歸係數 β_1 的正負號及顯著性，可得知租稅負擔對地下經濟的影響效果。Allingham and Sandmo (1972) 指出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，租稅負擔率長期偏低，以致逃稅的利益誘因不高，因此預期 β_1 為負。在其他控制變數方面，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。^{14, 15} 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可能減少地下經濟活動; 相反地, Schneider and Enste (2000) 指出嚴格的政府管制會擴大地下經濟活動, 故預期 β_4 可能為正或為負。在實證文獻上, 已證實經濟成長率對地下經濟有負向影響, 例如: Erdinç and Suhail (2017) 發現 2000 年至 2013 年間, 土耳其的經濟成長率對地下經濟規模有顯著的負向影響, 而國內學者何志欽與蔡群立 (2014) 指出當人們生活所需較能夠滿足時, 也會降低他們投入地下經濟的誘因, 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 (Gutmann, 1977),¹⁶ Tanzi (1980) 指出工人的工資大多是以現金支付, 因此當工資與薪資占 GDP 的比率愈高時, 經濟體系對現金需求愈大, 會使地下經濟活動增加, 因此預期 β_6 為正。最後, Giles (1999) 指出通貨膨脹會使納稅人被推往至更高的稅收級別 (tax brackets), 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, 納稅人將有誘因從事地下經濟活動, 故預期 β_7 為正。¹⁷

式 (3) 為傳統線性的迴歸模型。近期實證文獻上已發現稅率與地下經濟

¹⁴ 有關地下經濟與銀行發展為負向關係的理論文獻, 例如: Blackburn et al. (2012) 及 Capasso and Jappelli (2013) 即指出, 在金融市場存在資訊不對稱 (asymmetric information) 的問題下, 銀行發展程度愈高會減緩信用市場的不完美性, 降低信用限額 (credit rationing) 的機率, 致使貸款人願意揭露其所得以做為抵押品 (collateral) 向銀行機構取得投資資金。因此, 銀行發展將伴隨較少的逃漏稅行為與降低地下經濟規模。Bittencourt et al. (2014) 也有類似的結論。

¹⁵ 作者感謝一位審查委員建議在控制銀行發展指標的影響因素時, 將金融系統創新的發展程度與地下經濟的關聯性納入探討。我們認為台灣金融業隨著各種新興數位科技 (例如: 人工智慧、機器學習、區塊鏈、雲端運算、大數據、物聯網等) 持續革新, 帶動多元創新的金融科技 (Fintech) 技術 (例如: 行動支付、虛擬貨幣、純網路銀行等), 為市場提供更多元的普惠金融服務及改善支付系統之運作效率, 提升台灣金融產業發展。然而, 若金融創新傾向於提升金融服務之效率以實現普惠金融 (financial inclusion) 與帶動新興電子支付的發展, 將有利於地上經濟活動的進行; 反之, 若金融創新傾向於具有隱匿性的虛擬貨幣之發展, 則有利於地下經濟活動的進行 (請參見李怡庭與湯茹茵, 2014)。因此, 金融創新對地下經濟的影響仍需有足夠的數據資料才能獲得可靠的結果。囿於我國金融科技發展起步較晚, 此方面資料期間不足, 無法同時納入本文較長的研究期間加以考量, 若將來蒐集足夠多的數列資料, 可做為後續延伸的研究方向。

¹⁶ 印度經濟學家 Cagan (1958) 認為人們在進行地下經濟活動時會盡量使用現金交易, 這樣就可以不向稅務機關申報納稅收入, 也不容易被貨幣當局記錄與追蹤。

¹⁷ 有關通膨率與地下經濟呈正向關係的文獻還包括: Bittencourt et al. (2014) 建構一貨幣重疊世代 (overlapping generations, OLG) 模型, 理論發現通膨率愈高地下經濟規模愈大。Gupta and Ziramba (2010) 同樣建構一貨幣重疊世代內生長模型, 研究指出通膨率與所得稅申報金額呈負向關係, 也就是說通膨率的提高, 將使納稅人提高逃漏稅的金額。另外, 李怡庭與湯茹茵 (2014) 指出高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。

的關係可能非單一型態,例如:在給定外生的門檻值下,Wang et al. (2012)使用年資料的實證分析顯示:台灣稅率變動上升及下降對地下經濟的影響呈現非對稱的關係。在租稅理論方面,Allingham and Sandmo (1972)理論研究指出:稅率須提高到某一程度而有足夠的利益誘因才會使逃漏稅產生。故租稅負擔率與地下經濟之間可能呈現「U形」的非線性關係。著名的拉弗曲線理論同樣表明,如果人們的逃漏稅行為是需透過地下經濟活動來實現,則政府總稅收與地下經濟規模會呈反向關係,基於Laffer curve是在描繪稅率(租稅負擔率)與政府總稅收之間存在「倒U形」關係的門檻效果,可進一步推論出Laffer curve其實就隱含租稅負擔率對地下經濟會有類似的門檻效果。在上述文獻與理論的啟發下,本文擬探討是否租稅負擔率與地下經濟之間存在門檻效果,因此我們依循Bai and Perron (2003)的門檻模型設定,以「變數」為區間(regime)改變的轉折點,¹⁸亦即模型中不同區間是以門檻變數大於某一門檻值來劃分。¹⁹Bai and Perron (2003)的 m 個門檻值之門檻迴歸模型可表示為:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad \text{if } \gamma_{j-1} < q_t < \gamma_j, \quad (4)$$

其中 q_t 為門檻變數, y_t 為被解釋變數, x_t 為 $(p \times 1)$ 維的共變量(covariate)向量, z_t 為 $(q \times 1)$ 維的共變量向量, β 及 δ_j 為其相對應共變量的係數向量,且下標 $t = 1, \dots, T$ 及 $j = 1, \dots, m+1$, u_t 為殘差項, $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m)$ 為未知的 m 個

¹⁸ 作者感謝一位審查委員建議另採用「時間」做為門檻變數,以檢驗結果是否只單純受到時間大環境的變革之影響。本文門檻變數的選擇是建基於經濟理論的基礎,透過著名的拉弗曲線所代表的經濟涵義來探討人們逃漏稅的問題(請參見註腳8說明)。因此採用以「變數」為轉折點的分析方法(piecewise in variable),並非以「時間」做為轉折點的分析方法(piecewise in time)。若以「時間」為門檻變數,則其意義是在分析租稅負擔率發生結構改變的時間點前後,租稅負擔與地下經濟的關係是否有所不同,雖然可以探討稅賦變革前後所造成的政策效果,但此一研究課題與本文的主旨有所差異,而且所提供的訊息也與本文不同,但對於釐清時間大環境的變革確實有其重要性。我們仍參照審查委員寶貴建議採用「時間」為門檻變數,實證結果發現租稅負擔率分別在2005年第一季(以CDR法估算 SE_t)及2004年第二季(以MCDR法估算 SE_t)發生結構性改變。對照此時間點附近之政策背景可推測,可能是行政院在2003年推行「財政改革方案」之後續效應所致。然受限於篇幅,有興趣之讀者可向作者索取實證結果。

¹⁹ 門檻迴歸模型可以用來描述變數的資料產生過程存在有不對稱性的現象,一組時間序列的樣本資料,如果因為某種因素產生結構性變化,在發生結構性改變的前後,會以不同的「區間」來表示。在不同的區間之下,每一個區間所呈現出來的是不同線性迴歸模型的形式。

門檻值, 可將 T 筆的樣本觀察值分割成 $m+1$ 個區間。當式 (4) 設定 x'_t 的係數向量 β 無發生結構轉變時, 被稱之為部分的門檻模型 (partial threshold model); 當式 (4) 設定 $p = 0$ 時, 即允許所有共變數的係數發生結構轉變, 則被稱之為完全的門檻模型 (pure threshold model), 此時的模型設定將與 Hansen (2000) 的門檻迴歸模型相同。²⁰

為進行式 (4) 中門檻值 γ_j 的選擇, 我們依據 Bai and Perron (2003) 的建議先依照某一門檻變數 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動, 並將排序後的門檻模型重新定義為:

$$y_{t_j} = x'_{t_j} \beta + z'_{t_j} \delta_i + u_{t_j}, \quad \text{if } t_j = T_{i-1}, \dots, T_i, \quad (5)$$

其中 $i = 1, \dots, m+1$ 及 $j = 1, \dots, T$, 並設定 $T_0 = 0$ 及 $T_{m+1} = T$ 。在 OLS 估計最小殘差平方和 (sum of squared errors) 的基礎上, 對每一組不同的 (T_1, T_2, \dots, T_m) , 得出最小平方估計參數 $\hat{\beta}$ 及 $\hat{\delta}_i$, 並進一步得到對應的殘差平方和為:

$$S_T(T_1, T_2, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t_j=T_{i-1}}^{T_i} [y_{t_j} - x'_{t_j} \hat{\beta} - z'_{t_j} \hat{\delta}_i]^2, \quad (6)$$

最適的分割點 $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$ 則定義為:

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) := \arg \min_{T_1, T_2, \dots, T_m} S_T(T_1, T_2, \dots, T_m). \quad (7)$$

最後, 我們可以從式 (7) 所選擇的分割點得出相對應的 m 個門檻值, 即 $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m) = (q_{\hat{T}_1}, q_{\hat{T}_2}, \dots, q_{\hat{T}_m})$ 。Bai and Perron (2003) 在動態規劃 (dynamic programming) 的基礎上, 說明式 (7) 極小問題的演算法。

一旦得到估計的門檻值之後, 需以統計量來檢定門檻效果是否顯著的存在。首先本文根據 Bai and Perron (1998) 所提出的 $\text{Sup}F_T(\ell)$ 檢定門檻效果是否存在, 若檢定結果為拒絕沒有門檻效果的虛無假設, 則表示存在某一固定個數 (ℓ) 的門檻值。考慮一般情況下, 模型中門檻值的個數是未知的, Bai and Perron (1998) 提出另外兩種雙極大統計量 (double maximum statistics) 的檢驗

²⁰ 關於國內以門檻迴歸模型進行實證應用的文獻有黃恩恩等 (2007) 及吳致寧等 (2011)。

方法分別是 UD_{max} 和 WD_{max} ，其虛無假設為沒有門檻效果，對立假設則為存在最多 M 個的門檻值。²¹ 以上介紹的三種檢驗方法主要用來判斷時間序列是否存在門檻效果，在此基礎上繼續使用 $SupF_T(\ell + 1|\ell)$ 逐步檢定 (sequential tests) 來確定門檻值的個數，其虛無假設為存在 ℓ 個門檻值，對立假設為存在 $\ell + 1$ 個門檻值。具體檢驗過程是：給定存在 ℓ 個門檻值的虛無假設下，若增加一個門檻值能夠顯著減少樣本的殘差平方和，則拒絕虛無假設，接受存在 $\ell + 1$ 個門檻值的對立假設，依序檢定直到無法拒絕虛無假設，方可確定門檻值的個數。

本研究以租稅負擔率 (TB) 做為門檻變數，並加入其他相關的控制變數及 SE_t 的落後項作為模型中的內生解釋變數，探討租稅負擔率對於我國地下經濟規模的影響性，並分析兩者之間是否存在顯著的門檻效果。基於此，式 (3) 在 $m + 1$ 個區間下的實證模型可表示為：

$$SE_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t^*, \quad \text{if } \gamma_{j-1} < TB_t < \gamma_j, \quad (8)$$

其中 x_t 為模型中控制變數的向量，而 z_t 為模型中租稅負擔率變數的向量，可表示為：

$$x_t = [BK_t, \dot{S}_t, \dot{G}_t, \dot{Y}_t, \dot{W}_t, \dot{P}_t, SE_{t-1}, SE_{t-4}, SE_{t-5}]', \quad (9)$$

$$z_t = [TB_t]', \quad (10)$$

而門檻變數之選擇可由理論模型外生決定，例如本文是以租稅負擔率作為門檻變數。²² 值得注意的是，門檻變數必須為外生變數，²³ 本文依據理論模型設

²¹ 使用雙極大統計量須事先給定時間序列所發生之門檻值的上限個數 (upper bound)，該上限個數會影響臨界值之變動，而當上限個數高於 5 個時，臨界值變動幅度將微乎其微 (Bai and Perron, 1998)。本文在最多 5 個門檻值個數的前提下，依據 Bai and Perron (1998) 建議至少使用 0.15 的修剪參數 (trimming parameter) 來進行門檻效果的檢定。

²² 本文門檻變數的選擇是建基於 Laffer curve 經濟理論的基礎來探討人們逃漏稅的問題，而 Laffer curve 其實就隱含租稅負擔率對地下經濟會有類似的非線性關係 (請參見註腳 8 說明)。所以我們希望從經濟理論的基礎來驗證台灣租稅負擔率對地下經濟規模是否存在門檻效果，支持本文一開始選擇「租稅負擔率」做為我們的門檻變數之適切性，而這也是我們想要探究的議題。作者感謝一位審查委員在此處的指正與建議。

²³ 外生變數又稱政策性變數，是指在經濟體系中受外部因素所影響，主要是政策因素。也就是說非經濟體系內部因素所決定的變數，這種變數通常能夠由政策控制，並以之作為政府實現其政策目標的變數。

定先以租稅負擔率當成門檻變數,再經由弱外生檢定(Engle et al., 1983)來確認門檻變數的外生性。

2.2 實證資料說明

以下就本文所使用的實證變數進行說明,首先是說明如何估算出地下經濟的大小,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。

2.2.1 估算地下經濟規模

目前估算地下經濟的方法主要分成三大類:直接法、間接法與模型法。²⁴其中,間接法與模型法是文獻上常用來估計地下經濟的的兩種方法,模型法又稱之為多指標與多成因法,由於此方法所估計出的地下經濟結果對於成因變數及指標變數的選擇非常敏感,以及如何挑選這些變數涉及研究者的主觀判斷,故本文將採用間接法中以貨幣需求法為主的 CDR 法(Gutmann, 1977)來推估台灣地下經濟的大小,並以 MCDR 法(Pickhardt and Sardà, 2011)進行穩健性檢測。²⁵有關於 CDR 法與 MCDR 法的詳盡說明,請參閱線上附錄 1。

表 2 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(shadow economy to official GDP ratio, SER)的基本統計量。以 CDR 法與 MCDR 法估算的平均數值分別為 33.69% 與 43.21%,我們發現台灣地下經濟的規模相較於鄰近國家確實偏高。²⁶表 3 彙整出近年來國、內外學者對於台灣地下經濟規模占 GDP 比率的估算結果,可看出估計數值介於 7.7% (如: Wang et al., 2012) 至 76.6% (如: Elgin and Oztunali, 2012), 然而受限於估計方法及資料期間的不同,其估計結果有大幅的差異,²⁷但多數的平均值則落在

²⁴ 這些估計方法之優劣請參閱 Schneider and Enste (2000)。

²⁵ 目前貨幣需求法可細分三種:現金存款比率法(Gutmann, 1977)、通貨需求法(Tanzi, 1983)以及貨幣交易法(Feige, 1979)。近年來採用 CDR 法估計地下經濟的文獻有:Wang et al. (2012)、Davidescu (2013)、何志欽與蔡群立(2014)以及林朕陸與洪福聲(2019)等;採用 MCDR 法的文獻則有:Berger et al. (2014)及 Din (2016)等。

²⁶ 根據 Medina and Schneider (2017) 對亞洲主要國家的地下經濟規模進行估測,1991 年到 2015 年,台灣地下經濟規模占 GDP 比率之平均數值為 26.88% (本文以 CDR 法估測為 28.73%),日本為 10.77%,中國大陸為 11.23%,新加坡為 11.90%,香港為 14.69%,越南為 15.10%,印尼為 19.77% 以及韓國則為 26.38%。

表 2 台灣地下經濟規模占 GDP 比率之基本統計量

| | 平均數 | 中位數 | 最大值 | 最小值 | 標準差 |
|-----------|--------|--------|--------|--------|-------|
| SER_t^1 | 33.686 | 32.323 | 57.616 | 20.867 | 0.942 |
| SER_t^2 | 43.213 | 42.193 | 67.889 | 30.181 | 0.939 |

註: SER_t^1 是以 CDR 法估算, SER_t^2 則以 MCDR 法估算, 數值均以百分比表示。

表 3 估測台灣地下經濟規模占 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 | 1951–2009 年 | 47.1 | 23.5–76.6 |
| Medina and Schneider (2017) | MIMIC 模型 | 1991–2015 年 | 26.9 | 22.3–30.2 |
| Wang et al. (2006) | MIMIC 模型 | 1961–2003 年 | 11.9 | 10.6–13.1 |
| 李怡庭與湯茹茵 (2014) | MIMIC 模型 | 1996–2012 年 | 20.0 | 15.5–24.1 |
| 朱敬一與朱筱蕾 (1988) | DYMIMIC 模型 | 1971–1986 年 | 19.5 | 8.1–30.6 |
| 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 | 1962–2003 年 | 12.5 | 7.7–19.6 |
| | CDR 法 | 1962–2003 年 | 29.8 | 13.3–47.0 |
| 何志欽與蔡群立 (2014) | CDR 法 | 1961–2012 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 |

註: 1. 表中所採用的估計方法為: 多指標與多成因、動態 MIMIC、動態一般均衡 (dynamic general equilibrium, DGE)、動態隨機一般均衡 (dynamic stochastic general equilibrium, DSGE) 以及現金存款比率。

2. 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。

19% 到 30% 之間 (例如: 朱敬一與朱筱蕾, 1988; 李怡庭與湯茹茵, 2014; Medina and Schneider, 2017; 傅敬堯等, 2018; 林朕陞與洪福聲, 2019)。

圖 1 為我國 1976 年至 2016 年以四季平均值所計算之各年度 SER 的大小。從圖 1 可以看出, 以 MCDR 法估算之 SER 高於 CDR 法估算之數值, 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

²⁷ 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。

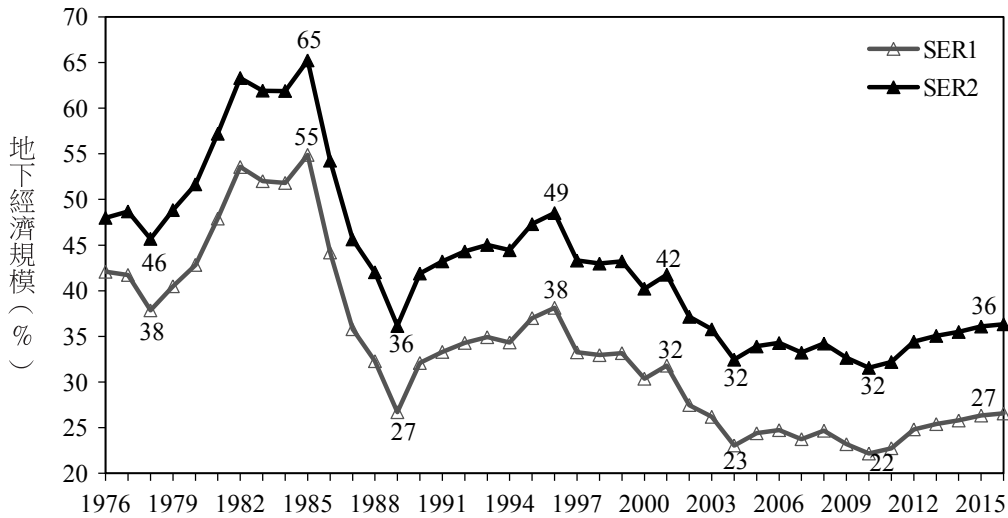


圖 1 台灣地下經濟規模占 GDP 比率 (1976 年至 2016 年)

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,因此所估算出的地下經濟規模也會比較高,而且兩時間序列幾乎具有相同的走勢。此一估計結果顯示將 CDR 法的假設放寬後,並不會大幅改變估計值變動的趨勢,惟 MCDR 法的估計值較高。

2.2.2 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,²⁸ 實證期間取自 1976 年第 1 季至 2016 年第 4 季,物價以 2011 年為基期,共計有 164 筆觀察值。²⁹ 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,將所有季資料取同期年增率來避免景氣循環的影響及變數存在單根的問題。此外,我們先將實證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。同期年增率的計算方式如下:

²⁸ 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。

²⁹ 資料起始時間的設定是由於「AREMOS 經濟統計資料庫」所提供的台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。

$$\dot{X}_t = [\ln(X_t) - \ln(X_{t-4})] \times 100, \quad (11)$$

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實質 GDP 變數取自台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台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變數所需資料取自台灣地區金融統計資料庫，而物價水準變數取自台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可區分為直接金融(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) 等，本文以全體金融機構對民間企業放款總值代表銀行發展指標，並以 BK 表示之。^{30, 31}
- (2) 股市發展指標：本文以 Levine and Zervos (1998) 及 Rousseau and Wachtel (2000) 所採用之上市公司總市值做為股市資本率(capitalization)的指標。³²

³⁰ 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 的比例代表金融中介的規模大小，但負債面指標僅能夠反映金融機構資金流通的情形，無法顯示其資金運用的情況；相反地，Arestis and Demetriades (1996) 認為金融機構的資產面指標可直接提供資金流通的訊息。我們也認為採用資產面指標除了可以反映金融市場的資金配置效率之外，對於企業選擇透過金融中介取得所需投資資金的變化更具有直接的關聯性。

³¹ 以本文所使用的「全體金融機構對民間企業放款總值之年增率(BK)」而言，這是一個與銀行「貸款量」有關的指標。銀行機構扮演了配置資源中介的重要角色，銀行的發展如果能夠降低資金借貸的交易成本、減緩資訊不對稱的問題，則銀行發展可以降低信用限額，進而讓企業易於從銀行體系借到投資活動所需資金，銀行貸款量(BK)因而提高，也減少企業參與地下經濟借貸的需求，縮減地下經濟的規模(在註腳 14 已提供相關理論文獻)。在實證文獻方面，近期研究地下經濟與金融發展的文章，也有很多採用全體金融機構對民間企業放款總值當成銀行發展指標，例如：Bose et al. (2012)、Gobbi and Zizza (2012)、Beck et al. (2014)、Bittencourt et al. (2014)、何志欽與蔡群立(2014)以及 Din (2016) 等。然而 BK 衡量貸款量的增加，不見得代表貸款品質跟著提升。基於這個觀點，也有文獻認為 BK 的上升可能促進地下經濟的活動。例如，Van Wijnbergen (1983) 及 Buffie (1984) 指出銀行貸款量的增加(例如 BK 的上升)，可能代表銀行借貸太過浮濫，過多的借款量可能提高逾期放款比率，進而引發信用緊縮(credit crunch)，以及全面性緊縮投資與放款，排擠部分企業轉而向地下金融籌措資金，擴大地下經濟規模。基於上述的說明，支持本文使用 BK 當成間接金融(銀行)發展的代理變數，並檢驗此一變數與地下經濟規模的關係應該具妥適性。作者感謝一位審查委員在此處的指正。

³² 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，主要原因是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中

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。³³

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成長率做為銀行發展的指標 (BK), 搭配代表股市發展指標的上市公司總市值成長率 (S) 進行實證分析。此外, 我們也考慮其他相關控制變數, 包括政府支出成長率 (G)、經濟成長率 (Y)、工資與薪資成長率 (W) 以及通貨膨脹率 (P) 等影響地下經濟的主要因素, 進而建構一門檻迴歸模型,³⁴ 以探討租稅負擔率對於地下經濟的門檻效果。相關實證變數的定義及資料來源詳見表 4 的說明, 各變數的基本統計量、相關係數矩陣以及時間趨勢圖詳見表 5、表 6 以及圖 2, 而圖 3 則呈現門檻變數租稅負擔率 (TB) 之時間趨勢。

表 5 列出各變數的基本統計量。以平均數值而言, 以 CDR 法估算與 MCDR 法估算之地下經濟規模成長率分別為 6.77% 及 7.22%, 顯示過去四十年我國地下經濟的蓬勃發展。銀行發展及股市發展指標之成長率分別為 10.63% 及 14.39%, 說明我國股市發展程度明顯大於銀行發展程度。租稅負擔成長率為 -0.97%, 顯示國內租稅負擔率有長期下降之趨勢, 此一財政結構性問題, 造成財政赤字及政府債務餘額擴大。³⁵ 另外, 政府支出成長率與經濟成長率分別為 4.49% 與 0.60%, 工資與薪資成長率為 6.13%, 通貨膨脹率為 2.76%。從變異係數觀察, 經濟成長率的波動幅度最低, 其次為銀行發展, 而租稅負擔率則

介與非金融中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。

³³ 一般而言, 企業的外部籌資管道可透過金融中介以舉債方式或由非金融中介的股票市場以發行普通股方式來取得投資活動所需資金; 然而中小企業因為經營規模較小而無法符合在初級市場 (primary market) 發行股票融資之條件, 僅能經由金融中介尋求融資, 但是規模較大的企業財務體制健全而容易符合發行條件, 可經由資本市場籌措長期資金。由於「股市資本率」是代表股市的發行市場, 其發展指標愈高隱含資本市場籌資效能提升, 透過提供更健全的金融服務, 不僅有助於中小企業能盡快符合發行條件以順利進入資本市場, 也能提高符合發行條件之企業選擇在合法的資本市場籌資發展之意願, 而非轉向地下金融的借貸方式來實現。在實證文獻中, Bose et al. (2012) 利用 119 個國家 1999 年至 2005 年的資料, 同樣設定股市資本率作為金融發展變數, 實證發現股市發展程度愈高, 顯著降低地下經濟規模。作者感謝一位審查委員在此處的指正。

³⁴ 本文額外加入 6 項迴歸控制變數, 是為降低遺漏變數偏誤 (omitted variable bias) 所導致內生性問題的可能性。

³⁵ 租稅負擔 (或稅率) 成長率是用以計算同一稅種當前租稅負擔率較前期租稅負擔率的增長情況。在其他條件不變的情況下, 可以直接計算出該稅種當前稅負較以往的增長情形。租稅負擔成長率為正數表示稅負正成長 (即增加稅負); 反之, 租稅負擔成長率為負數表示稅負是負成長 (即減輕稅負)。

表 4 實證模型之變數說明

| 變數英文名稱 | 變數定義 | 資料來源 |
|--------------|--|--------------------------|
| $\dot{S}E_t$ | 地下經濟規模變數: 以地下經濟生產總值之年增率為代表。 | 本研究估算 |
| $\dot{T}B_t$ | 租稅負擔變數: 以總體賦稅收入/名目 GDP 的比率之年增率為代表。 | 台灣地區國民所得統計資料庫 [NA] |
| $\dot{B}K_t$ | 銀行發展變數: 以全體金融機構對民間企業放款總值之年增率為代表。 | 台灣地區金融統計資料庫 [FSM] |
| \dot{S}_t | 股市發展變數: 以上市公司總市值之年增率為代表 (股市資本率)。 | 台灣地區金融統計資料庫 [FSM] |
| \dot{G}_t | 政府支出變數: 以實質政府消費支出之年增率為代表。 | 台灣地區國民經濟動向統計季報資料庫 [QNET] |
| \dot{Y}_t | 經濟成長率: 以實質 GDP 之年增率為代表。 | 台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之年增率作為代表。 ³⁶ | 台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 (CPI) 之年增率為代表。 | 台灣地區物價統計資料庫 [PRICE] |

表 5 各實證變數的基本統計量

| | 平均數 | 中位數 | 最大值 | 最小值 | 標準差 | 變異係數 |
|----------------|--------|--------|---------|----------|--------|--------|
| $\dot{S}E_t^1$ | 6.769 | 6.619 | 43.503 | -17.425 | 11.288 | 1.668 |
| $\dot{S}E_t^2$ | 7.224 | 6.794 | 36.540 | -12.315 | 9.947 | 1.377 |
| $\dot{T}B_t$ | -0.968 | -1.090 | 18.049 | -31.488 | 8.529 | -8.813 |
| $\dot{B}K_t$ | 10.634 | 9.004 | 35.528 | -4.975 | 8.467 | 0.796 |
| \dot{S}_t | 14.391 | 14.026 | 158.539 | -127.275 | 34.281 | 2.382 |
| \dot{G}_t | 4.489 | 3.734 | 17.438 | -9.968 | 5.029 | 1.120 |
| \dot{Y}_t | 0.596 | 0.635 | 1.592 | -0.821 | 0.385 | 0.646 |
| \dot{W}_t | 6.132 | 5.222 | 23.570 | -20.422 | 6.454 | 1.053 |
| \dot{P}_t | 2.759 | 1.629 | 20.240 | -1.356 | 3.919 | 1.420 |

註: 1. 樣本期間為1976年第1季至2016年第4季, 共計160筆年增率資料。

2. 本表中之變數皆取自然對數轉換, 然後以式(11)計算年增率, 數值均以百分比表示。

3. $\dot{S}E_t^1$ 是以 CDR 法估算之地下經濟規模的年增率, 而 $\dot{S}E_t^2$ 則以 MCDR 法估算之。

4. 變異係數 = 標準差 ÷ 平均數。

³⁶ 台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。

表 6 皮爾森相關係數矩陣

| | SE_t^1 | SE_t^2 | $T\dot{B}_t$ | $B\dot{K}_t$ | \dot{S}_t | \dot{G}_t | \dot{Y}_t | \dot{W}_t | \dot{P}_t |
|--------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|-------------|
| SE_t^1 | 1 | | | | | | | | |
| SE_t^2 | 0.991 (0.000) | 1 | | | | | | | |
| $T\dot{B}_t$ | -0.250 (0.001) | -0.227 (0.004) | 1 | | | | | | |
| $B\dot{K}_t$ | 0.292 (0.000) | 0.360 (0.000) | 0.362 (0.000) | 1 | | | | | |
| \dot{S}_t | -0.420 (0.000) | -0.348 (0.000) | 0.455 (0.000) | 0.361 (0.000) | 1 | | | | |
| \dot{G}_t | 0.196 (0.000) | 0.250 (0.001) | 0.110 (0.165) | 0.485 (0.000) | 0.113 (0.156) | 1 | | | |
| \dot{Y}_t | 0.062 (0.438) | 0.166 (0.036) | 0.158 (0.046) | 0.547 (0.000) | 0.512 (0.000) | 0.317 (0.000) | 1 | | |
| \dot{W}_t | 0.486 (0.000) | 0.577 (0.000) | 0.166 (0.036) | 0.676 (0.000) | 0.251 (0.001) | 0.446 (0.000) | 0.691 (0.000) | 1 | |
| \dot{P}_t | 0.597 (0.000) | 0.653 (0.000) | 0.010 (0.902) | 0.416 (0.000) | -0.066 (0.404) | 0.305 (0.000) | 0.234 (0.003) | 0.657 (0.000) | 1 |

註: () 內為 p 值。

為最高, 股市發展的波動程度相對大於銀行發展, 約為銀行發展的三倍, 顯示我國政府當局相當重視經濟成長與銀行部門發展的穩定。表 6 列出各實證變數間的相關係數, 約為 -0.42 至 0.69 之間, 其中各自變數間的相關性均低於 0.85 , 故初步判定應無明顯的共線性問題。³⁷ 在地下經濟與租稅負擔的關係中, 兩者呈現負相關, 相關係數達 -0.25 , 但我們不排除兩者之間可能呈現非線性的情況, 以致無法透過相關係數分析捕捉到確切的相關性。因此本文認為採用門檻變數將我國的租稅負擔率進行區分, 應有助於探討租稅負擔對於地下經濟的影響效果。其他控制變數方面, 地下經濟與股市發展呈現負相關, 相關係數達 -0.42 , 顯示當股市有良好的發展時, 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為正, 相關係數達 0.36 , 可能原因是兩者之間同樣呈現非線性關係所致;³⁸ 地下經濟與經濟成長的關係

³⁷ (皮爾森) 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)。

³⁸ Din (2016) 研究馬來西亞的資料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, 因此我們認為兩者之間的關係也可能非僅維持單一型態。惟此議題並不在本文的研究範疇之內。

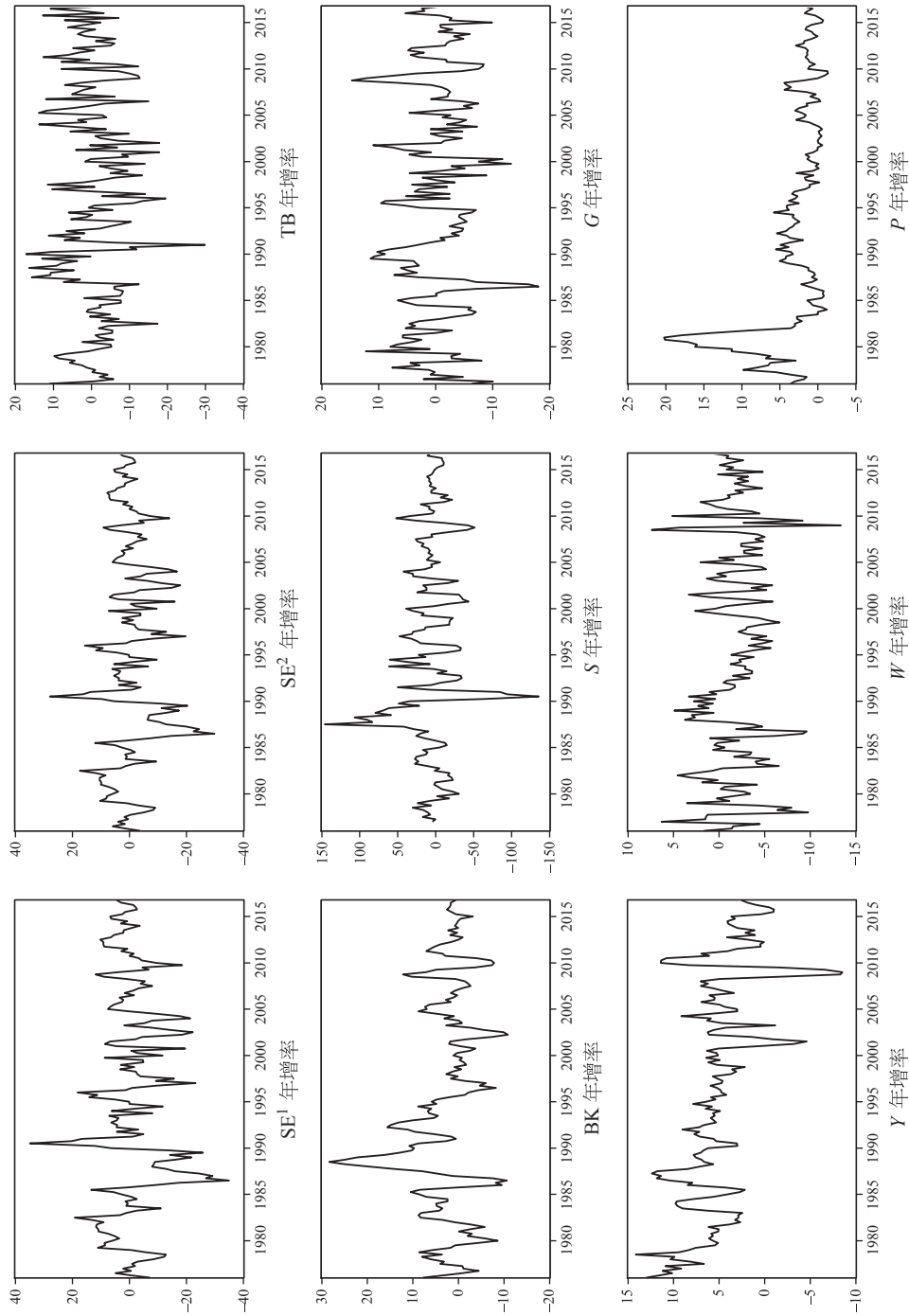


圖 2 實證變數的時間趨勢圖 (1977 年第 1 季至 2016 年第 4 季)

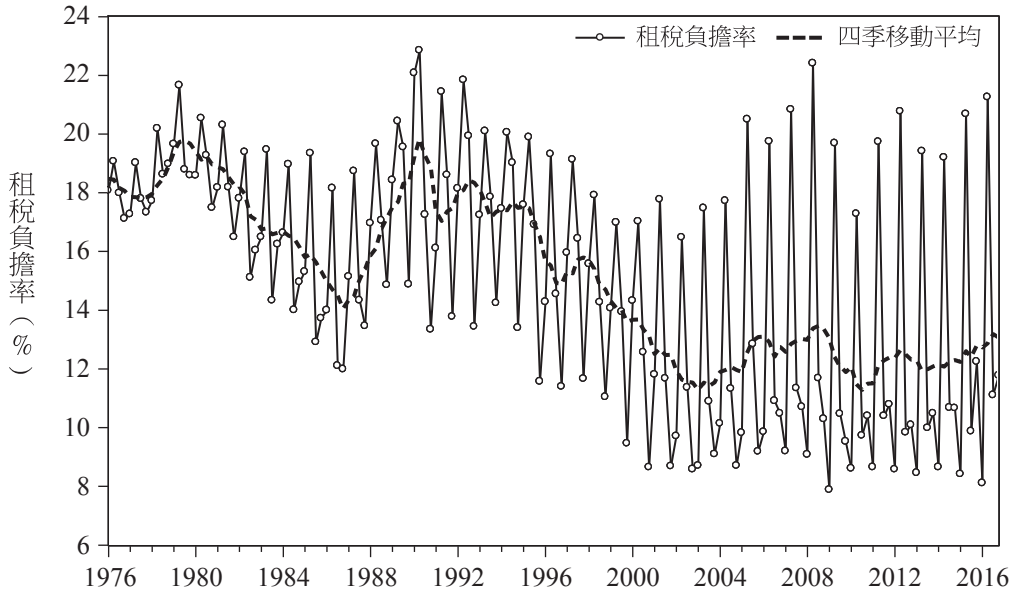


圖 3 台灣總體賦稅收入占 GDP 比率 (1976 年第 1 季至 2016 年第 4 季)

中, 相關係數僅為 0.17; 地下經濟分別與政府支出及工資與薪資呈現正相關, 相關係數分別達 0.25 及 0.58, 顯示政府管制愈嚴格及經濟體系對現金需求愈高, 將擴大地下經濟活動; 地下經濟與通膨之間呈現正相關, 相關係數達 0.65, 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) 藉以彌補地下經濟增長所帶來的稅收流失。

從我國 1976 年至 2016 年租稅負擔率的趨勢圖觀察 (如圖 3 所示),³⁹ 1990 年以前台灣租稅負擔率曾歷經兩次高達約 20% 的高峰, 之後逐年下滑至 2003 年 11.5% 的歷史性低點, 主因是政府自 1990 年起實施「促進產業升級條例」, 採取若干租稅減免獎勵措施, 以及我國申請加入世界貿易組織 (WTO) 逐年調降關稅, 致使租稅收入大幅減少。為改善財政收支不平衡, 行政院在 2003 年 4 月核定「財政改革方案」, 將租稅負擔率的改革目標訂為每 2 年提高 1%, 配合景氣復甦, 賦稅收入穩定成長, 2008 年租稅負擔率上升至 13.4%。2009 年受全球性金融風暴及莫拉克風災雙重影響, 租稅負擔率下滑至 2010 年 11.5%。

³⁹ 關於租稅負擔率的趨勢圖說明, 數值部分皆採當年度四季之平均值為代表。作者感謝兩位審查委員在此處的指正與建議。

2011年隨著我國景氣逐漸復甦，賦稅收入隨經濟發展成長，配合2014年財政部實施「財政健全方案」，⁴⁰致租稅負擔率回升達13.1%，但仍然遠低於1980年代及1990年代的水準。

3. 實證結果

本文旨在應用Bai and Perron(2003)的門檻迴歸模型，以「租稅負擔率」作為門檻變數，檢視在控制了其他控制變數包括銀行發展、股市發展、政府支出、經濟成長率、工資與薪資以及通貨膨脹率之下，租稅負擔率在不同的高、低區間下對我國地下經濟的影響效果是否不同，並估計其相應的門檻值。本文在最後進行相關的穩健性檢測，詳細說明如下。

3.1 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PP(Phillips and Perron, 1988)、ERS-P(Elliott et al., 1996)以及NP(Ng and Perron, 2001)等三種單根檢定方法加以檢定各研究變數是否為定態序列。⁴¹各變數的單根檢定結果詳見表7。檢定結果顯示，除了銀行發展及工資與薪資之成長率在具漂浮項的PP及ERS-P兩種單根檢定中無法拒絕具單根的虛無假設之外，其餘各變數均在PP、ERS-P以及NP三種單根檢定方法下拒絕具單根的虛無假設。然而有鑒於Ng and Perron(2001)指出NP檢定相較傳統單根檢定更具效率性與高度的檢定力。基於穩健原則下，本文綜合分析接受所使用的變數均為定態變數。

⁴⁰ 有鑑於我國財政收支嚴重失衡及租稅負擔率位居國際之末，政府已面臨財政結構性的嚴重問題。為蓄積財政能量，以利重大政策順利推動及經濟發展注入活水，財政部於2014年3月提出「財政健全方案」，內容包括三大主軸：(1) 控制債務規模，不讓債限破表；(2) 調整支出結構，檢討歲出優先順序及九六年金保險法定支出，以減少資源重複投入及不經濟支出；(3) 統籌各項資源多元籌措財源，包括稅制改革、檢討不符國際趨勢以及不合時宜之稅制。

⁴¹ PP檢定允許殘差項存在異質性(heteroskedasticity)與弱相關性(weakly dependence)，結果較ADF檢定具穩健性與一般性。Elliott et al.(1996)的ERS-Point Optimal(ERS-P)檢定及Ng and Perron(2001)的NP檢定是可以改善傳統單根檢定小樣本的限制與檢定力不足的問題，使檢定上更具準確性。陳旭昇(2013)建議使用傳統PP檢定，同時亦報告具有較高檢定力的ERS-P或NP之檢定結果。

表 7 單根檢定結果

| | PP 檢定 | | ERS-P 檢定 | | NP 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 | -4.483*** | -4.850*** | 1.520*** | 3.176*** | -18.169*** | -29.340*** |
| SE_t^2 | -4.139*** | -4.701*** | 2.216** | 3.446*** | -13.238** | -27.327*** |
| $T\dot{B}_t$ | -9.292*** | -9.269*** | 0.432*** | 1.479*** | -57.626*** | -62.183*** |
| $B\dot{K}_t$ | -2.434 | -3.492** | 3.107** | 6.353* | -8.663** | -14.900** |
| \dot{S}_t | -5.230*** | -5.369*** | 0.550*** | 1.933*** | -44.377*** | -46.740*** |
| \dot{G}_t | -6.143*** | -7.890*** | 1.963** | 1.799*** | -17.349*** | -52.201*** |
| \dot{Y}_t | -4.458*** | -5.514*** | 1.977** | 1.776*** | -17.464*** | -51.615*** |
| \dot{W}_t | -3.796** | -5.797*** | 7.131 | 3.650*** | -5.768* | -29.871*** |
| \dot{P}_t | -2.842* | -3.360* | 1.800*** | 5.169** | -13.844*** | -17.886** |

- 註: 1. 樣本期間為 1976 年第 1 季至 2016 年第 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. PP 檢定的最適落後期數採用 Schwert (1987) 的準則 $l_4 = \text{Int}\{4 \cdot (T/100)^{1/4}\}$ 決定為 4 期, 並以 quadratic kernel 為頻譜 (spectral) 估計法, 臨界值詳見 MacKinnon (1996)。
 4. ERS-P 檢定與 NP 檢定均以 quadratic spectral kernel 為估計法, 根據 Andrews (1991) 的自動選擇法決定帶寬 (bandwidth) 值, 臨界值分別詳見 Elliott et al. (1996) 與 Ng and Perron (2001), 其中 NP 檢定的統計量採用修正 PP 檢定之 MZ_α 統計量。

由於本文實證方程式 (3) 係以單向關係進行估計, 以租稅負擔成長率、金融發展成長率、政府支出成長率、經濟成長率、工資與薪資成長率以及通膨率等作為解釋變數, 以地下經濟規模的成長率作為被解釋變數。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 ($T\dot{B}_t$) 的外生性中, 首先將 $T\dot{B}_t$ 視為被解釋變數, 以其他可以解釋 $T\dot{B}_t$ 及 $T\dot{B}_t$ 的落後二期等變數作為解釋變數, 進行 OLS 估計, 再將殘差估計值加入原來的式 (3) 作為額外的解釋變數, 最後再以 Lagrange multiplier 檢定 $T\dot{B}_t$ 是否具有弱外生性。⁴² 由表 8 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, 無法拒絕

⁴² 其他解釋變數包括 $B\dot{K}_t$ 、 \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 8。

表 8 弱外生性檢定

| 變數 | $T\dot{B}_t$ | $B\dot{K}_t$ | \dot{S}_t | \dot{G}_t | \dot{Y}_t | \dot{W}_t | \dot{P}_t |
|---------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| F 統計量 | 0.017 (0.895) | 0.299 (0.586) | 0.056 (0.814) | 2.539 (0.113) | 0.288 (0.592) | 0.100 (0.753) | 0.014 (0.905) |

註：同表 6。

解釋變數具弱外生的虛無假設，表示本文所採用的門檻變數租稅負擔率和其他解釋變數均具弱外生性，顯示本文採用式 (3) 的單向估計方式並無模型偏誤的問題，因此所推估的各解釋變數之係數，可作為政策推論的依據。⁴³

3.2 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 9 至表 10 為以 CDR 法所估算之 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，租稅負擔率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，此實證結果與大多數文獻不同，但與 Wang et al. (2006) 及 Erdinç and Suhail (2017) 的研究一致。可能的原因如下：我國租稅負擔率長期以來處於偏低狀態，當租稅負擔率提高時，因納稅人的逃稅預期利益小於抓到後之罰款成本，故納稅人在兩相衡量之下，即便租稅負擔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，則是本文想進一步探究的課題。另一方面，從 $T\dot{B}_t$ 的估計係數為負值，隱含 $-T\dot{B}_t = -(\ln TB_t - \ln TB_{t-1})$ ，這表示落後一期的租稅負擔率對當期地下經濟有正向影響，而當期的租稅負擔率則有負向影響，說明當納稅人面臨租稅負擔率提高時並不會立即將經濟活動轉移至地下經濟，而是需要一段時間的調整，因此落後一期的租稅負擔率對當期地下經濟有正向的影響，惟當期的負向效果大於落後一期的正向效果，以致係數的總和效果呈現負值。

⁴³ 外生性檢驗是建立計量實證模型時所必須進行的一項工作。Engle et al. (1983) 將變數的外生性依照研究目的區分三種，分別為弱外生、強外生 (strong exogeneity) 及超外生 (super exogeneity)。一般而言，我們需在弱外生性的外生變數下，才能推導對內生變數的條件機率分配，並對模型中關注的參數進行估計與推論；需要沒有回饋效果的強外生性下才能做預測；需要參數具有不變性 (invariant) 的超強外生性，才能避免 Lucas 批判 (Lucas critique) 以做政策性分析。

表 9 門檻迴歸模型 (CDR 法)

| 解釋變數 | 線性模型 | 低租稅負擔率 | 高租稅負擔率 |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 門檻值 | | <19.657% | ≥19.657% |
| $T\dot{B}_t$ | -0.150** [-2.155] | -0.243*** [-3.340] | 0.345** [2.282] |
| 常數項 | 0.522 [0.532] | | 0.248 [0.299] |
| $B\dot{K}_t$ | 0.203* [1.925] | | 0.201** [2.007] |
| \dot{S}_t | -0.077*** [-4.380] | | -0.067*** [-3.610] |
| \dot{G}_t | -0.147 [-1.474] | | -0.172 [-1.585] |
| \dot{Y}_t | -2.248 [-0.960] | | -2.838 [-1.345] |
| \dot{W}_t | 0.453*** [2.885] | | 0.468*** [3.021] |
| \dot{P}_t | 0.300*** [3.212] | | 0.300*** [3.120] |
| SE_{t-1}^1 | 0.600*** [7.198] | | 0.587*** [7.287] |
| SE_{t-4}^1 | -0.380*** [-4.564] | | -0.359*** [-4.418] |
| SE_{t-5}^1 | 0.292*** [4.573] | | 0.302*** [4.817] |
| Adj. R^2 | 0.767 | | 0.787 |
| RMSE | 5.303 | | 5.054 |
| Jarque-Bera | 5.877 (0.053) | | 4.818 (0.090) |
| $Q(1)$ 統計量 | 0.147 (0.701) | | 0.070 (0.791) |
| $Q(8)$ 統計量 | 15.353 (0.053) | | 12.043 (0.149) |
| BPG 統計量 | 16.743 (0.080) | | 16.798 (0.114) |
| 樣本數 | 155 | 132 | 23 |

註: 1. 樣本區間為 1978 年第 2 季至 2016 年第 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; () 內為 p 值。
 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。

表 10 租稅負擔率門檻效果檢定 (CDR 法)

| 門檻變數 | SupF _T (1) | SupF _T (2) | UD _{max} | WD _{max} | SupF _T (2 1) | 門檻值個數 |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------------|-------|
| TB _t | 10.553** | 11.131** | 11.558** | 17.849** | 8.343 | 1 |
| 臨界值 | 8.58 | 7.22 | 8.88 | 9.91 | 10.13 | |

註: 1. 樣本區間為 1978 年第 2 季至 2016 年第 4 季, 共計 155 筆年增率資料。

2. ** 表示在 5% 的顯著水準下拒絕不存在門檻效果的虛無假設。

3. SupF_T(ℓ) 的虛無假設為不存在門檻值, 對立假設為存在 ℓ 個門檻值, SupF_T($\ell + 1|\ell$) 的虛無假設為存在 ℓ 個門檻值, 對立假設為存在 $\ell + 1$ 個門檻值。表內臨界值詳見 Bai and Perron (2003)。

在其他控制變數方面, 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, 顯示在台灣的金融體系中, 股市發展符合我們的預期。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。政府支出成長率與經濟成長率對地下經濟的影響為負值但不顯著。⁴⁴ 其次, 工資與薪資成長率及通貨膨脹率對於地下經濟有顯著正向的影響, 這個結果符合我們的預期, 也與國內學者戴韻珊與孫佳宏 (2003) 及 Wang et al. (2006) 的研究一致。最後, SE_{t-1}¹ 的估計係數為顯著正向影響, 表示地下經濟規模的變動效果有延續到後期的特性, 此與朱敬一與朱筱蕾 (1988) 的實證結果一致。⁴⁵

接著我們利用租稅負擔率作為門檻變數, 建構地下經濟規模成長率的門檻迴歸模型。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, 以確認低的門檻效果影響, 因此本文是採用 Bai and Perron (2003) 提出的部分門檻模型, 並以多重門檻值個數的方法進行門檻效果的檢定。⁴⁶ 假設迴歸模

⁴⁴ 可能原因是政府支出內含公共財的提供及政府管制兩方面的影響。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。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。

⁴⁵ 朱敬一與朱筱蕾 (1988) 表示從事某些地下經濟活動必須投入成本, 業者為追求利潤, 會設法繼續經營; 另外, 地下經濟的存在, 也可能產生示範效果, 吸引更多的人從事地下經濟。

⁴⁶ 作者感謝一位審查委員指出控制變數是否也應隨門檻變數有高低之變動效果。由於本文欲從 Laffer curve 的經濟理論, 來驗證我國租稅負擔率與地下經濟之間是否存在租稅負擔的門檻效果, 而要能夠推導出如同 Laffer curve 的門檻效果必須假定在其他條件不變 (other things being equal) 為

型不存在門檻效果,先利用 $\text{SupF}_T(\ell)$ 、 UD_{max} 以及 WD_{max} 等統計量來檢驗模型是否存在至少一個門檻值,如果拒絕原假設,則說明迴歸模型存在門檻效果,再利用 $\text{SupF}_T(\ell + 1|\ell)$ 統計量逐步檢定來確定門檻值的個數。由表 10 檢定結果可知,統計量 $\text{SupF}_T(1)$ 、 $\text{SupF}_T(2)$ 、 UD_{max} 以及 WD_{max} 均在 5% 的顯著水準下,顯著拒絕「不存在門檻(線性模型)的虛無假設」,代表模型至少存在一個租稅負擔率的門檻效果。然後我們進一步以 $\text{SupF}_T(\ell + 1|\ell)$ 統計量來確認本模型之門檻值的個數,由於 $\text{SupF}_T(2|1)$ 不顯著,因此我們可以確認本模型只存在一個租稅負擔率的門檻效果,並可進一步將台灣的租稅負擔率資料區分為高、低兩種區間。

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,租稅負擔率的門檻值為 19.657%,並依此值將我國租稅負擔率程度區分成低租稅負擔率與高租稅負擔率兩區間。我們主要的研究興趣是想瞭解在控制了其他相關控制變數之後,租稅負擔率對於地下經濟規模的影響效果是否在不同區間會有所差異,並試圖解釋在線性模型下租稅負擔與地下經濟呈顯著負向關係的結果。在低租稅負擔率的區間下,租稅負擔率的影響效果為 -0.243 且顯著,也就是說在低租稅負擔率的狀態下,租稅負擔率的提高將顯著降低地下經濟的規模。⁴⁷ 這樣的實證結果與之前租稅理論文獻的推論一

前提。因此,就實然面操作,本文僅設定租稅負擔率之年增率才有隨門檻高低的變動效果,如此才能基於經濟理論的基礎去驗證我們的論點,而且已有國外學者 (Hansen, 1999; Law and Singh, 2014; Asimakopoulou and Karavias, 2016) 採用相同的模型設定,依據研究議題所需將所關注的解釋變數才有隨門檻高低的變動效果,而其他解釋變數則無此門檻效果,支持本文實證模型設定之適切性。當然,如果我們同時設定其他控制變數也隨門檻高低而變動,就實然面操作絕對可行,但這與本文研究的宗旨將有所不同。此外,從統計的觀點來看,此一模型設定需在每一區間下對所有的解釋變數進行參數估計,將會耗損更多的自由度,從而影響參數估計的統計特性,而無法做出正確的分析,特別是在高租稅負擔率的區間下,樣本數僅有 23 筆 (請參閱表 9 與表 11),而所得到的參數估計值是否具有可靠性 (reliability) 也有待於加以驗證。為求研究結果之周延,我們仍參酌審查委員的寶貴建議設定其他控制變數會隨門檻高低而有變動效果,重新進行估計。實證結果發現: 門檻值仍為 19.657%,但在高租稅負擔的區間下租稅負擔率的影響仍為正向但變得不顯著。另外,銀行發展、經濟成長率以及工資與薪資在高、低區間下的影響效果呈顯著的非對稱性,至於為何會有不對稱效果可做為後續延伸的研究方向,以期獲得更完善的研究結果。本文囿於篇幅,若讀者對詳細的估計結果有興趣,可逕向作者索取。

⁴⁷ 一位審查委員指出,若觀察 2010 年到 2016 年間,地下經濟規模與租稅負擔率呈現同步上升的趨勢 (如圖 1 與圖 3 所示),此一情形異於本文的發現: 兩者在低租稅負擔率區間下呈現負向關係。不過,低租稅負擔率區間下的樣本總數為 132 筆 (請參閱表 9 與表 11),其中 2010 年到 2016 年間僅占

致, 例如: Allingham and Sandmo (1972) 研究發現當稅率偏低時納稅人無足夠的利益誘因就不會使逃漏稅產生, 因此稅率對地下經濟有負向的影響關係。反之, 在高租稅負擔率的區間下, 租稅負擔的影響效果由負變為正, 數值為 0.345 且顯著,⁴⁸ 即租稅負擔率提高到某一轉折點之後, 逃稅帶來的巨大利益將誘使更多納稅人從事地下經濟活動, 其對於地下經濟的影響關係將會轉變為正向的關係。因此, 本文結果顯示過去大多數文獻支持租稅負擔率(或稅率)提高會擴大地下經濟規模的結論, 只有在高租稅負擔率的區間下才成立。另外, 其他相關控制變數的估計結果與線性模型相近, 僅會改變估計值的大小。⁴⁹

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 法來估算出我國地下經濟規模的成長率 SE_t^2 , 並依上述步驟重新估計。由表 11 至表 12 的結果我們同樣發現存在一個租稅負擔率的門檻值為 19.657%。由表 11 的兩區間估計結果, 我們同樣發現在低租稅負擔率的區間下, 租稅負

24 筆, 比重為 18.2%。因此, 僅透過 2010 年到 2016 年間少量的樣本比例來佐證本文考量整體區間下的實證發現, 可能有失其代表性; 換言之, 在低租稅負擔率的區間租稅負擔對地下經濟的影響效果為負向的結論, 有可能是來自 2010 年以前 108 筆資料所主導的結果, 而這 108 筆的資料其代表性應遠勝於 2010 年到 2016 年的資料。為了驗證上述的可能性, 並確認本文實證結果的穩健性, 我們剔除上述 2010 年至 2016 年的資料, 重新進行估計, 結果發現租稅負擔率的門檻效果依然存在, 門檻值為 19.657% (或 19.652%)。在租稅負擔率低於 19.657% (或 19.652%) 的區間下, 租稅負擔率提高顯著降低地下經濟; 但當租稅負擔率高於此一門檻值, 租稅負擔率的影響則變為顯著正向。此外, 單純觀察時間趨勢圖並無法控制其他變數對地下經濟的影響。我們發現, 控制了其他變數 (不含租稅負擔) 的影響後, 地下經濟規模在此期間是呈現下降的趨勢。考量租稅負擔率在這個區間呈現上升的趨勢, 兩者的關係是符合本文的結論。作者感謝審查委員的悉心觀察。

⁴⁸ 我們須注意在高租稅負擔率的區間下其樣本數僅有 23 筆, 可能會造成統計檢定力 (statistical power) 不足的問題。換言之, 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, 在高租稅負擔率的區間下租稅負擔變數的迴歸係數已達 5% 顯著水準, 足見租稅負擔對地下經濟的影響效果確實顯著異於 0。

⁴⁹ 本文在註腳 13 提及新興電子支付可能是影響地下經濟活動的重要因素, 囿於我國缺乏資料而無法考量, 那麼我們的結果可能存在偏誤。然而, 誠如一位審查委員指出, 台灣的新興電子支付可能從 2010 年開始 (但金管會銀行局資料從 2018 年 4 月才開始提供)。為避免新興電子支付的出現影響我們的結論, 我們將 2010 年後的資料剔除 (僅考量 1976 年到 2009 年), 在完全排除新興電子支付的影響後, 我們發現: 第一、不考慮新興電子支付的影響之下 (資料期間為 1976–2009 年), 租稅負擔對地下經濟存在門檻效果。第二、考量新興電子支付開始出現的期間 (1976–2016 年), 租稅負擔對地下經濟依然存在門檻效果 (請參見註腳 46 的說明)。基於這兩個結果, 我們可以推論, 即使新興電子支付會影響地下經濟活動, 但因台灣新興電子支付在 2010–2016 年期間仍然處於起步發展的階段, 這段期間它對地下經濟的影響效果仍未完全發揮, 是故本文的結論並不受是否考量新興電子支付所影響。當然, 待未來資料期間夠長後, 我們相信將新興電子支付納入考量, 將是一個重要的研究議題。

表 11 門檻迴歸模型 (MCDR 法)

| 解釋變數 | 線性模型 | 低租稅負擔率 | | 高租稅負擔率 | |
|--------------|-----------------------|-----------------------|--|-----------------------|--|
| | | <19.657% | | ≥19.657% | |
| 門檻值 | | | | | |
| $T\dot{B}_t$ | -0.139** [-2.484] | -0.215*** [-3.621] | | 0.262** [2.162] | |
| 常數項 | 0.270 [0.347] | | | 0.036 [0.054] | |
| $B\dot{K}_t$ | 0.167* [1.958] | | | 0.164** [2.001] | |
| \dot{S}_t | -0.060*** [-4.028] | | | -0.052*** [-3.271] | |
| \dot{G}_t | -0.102 [-1.277] | | | -0.123 [-1.394] | |
| \dot{Y}_t | -1.103 [-0.577] | | | -1.551 [-0.894] | |
| \dot{W}_t | 0.395*** [3.132] | | | 0.406*** [3.320] | |
| \dot{P}_t | 0.300*** [4.061] | | | 0.300*** [3.861] | |
| SE_{t-1}^1 | 0.601*** [7.032] | | | 0.588*** [7.129] | |
| SE_{t-4}^1 | -0.382*** [-4.561] | | | -0.363*** [-4.490] | |
| SE_{t-5}^1 | 0.300*** [4.634] | | | 0.310*** [4.965] | |
| Adj. R^2 | 0.790 | | | 0.807 | |
| RMSE | 4.399 | | | 4.201 | |
| Jarque-Bera | 5.899 (0.052) | | | 5.257 (0.072) | |
| $Q(1)$ 統計量 | 0.173 (0.678) | | | 0.073 (0.787) | |
| $Q(8)$ 統計量 | 14.883 (0.061) | | | 11.287 (0.186) | |
| BPG 統計量 | 15.521 (0.114) | | | 15.663 (0.154) | |
| 樣本數 | 155 | 132 | | 23 | |

註: 同表9。

擔率的影響效果為顯著負向, 但當租稅負擔率高於門檻值 19.657% 的區間下, 租稅負擔率的影響效果則變為顯著正向。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 (2011) 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。

表 12 租稅負擔率門檻效果檢定 (MCDR 法)

| 門檻變數 | SupF _T (1) | SupF _T (2) | UD _{max} | WD _{max} | SupF _T (2 1) | 門檻值個數 |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------------|-------|
| TB _t | 11.007** | 11.135** | 12.073** | 17.796** | 7.808 | 1 |
| 臨界值 | 8.58 | 7.22 | 8.88 | 9.91 | 10.13 | |

註: 同表 10。

表 13 租稅負擔率之 Wald 係數值聯合檢定

| χ^2 統計量 | CDR 法 | MCDR 法 |
|--------------|----------------------|----------------------|
| | 10.553*** (0.001) | 11.007*** (0.001) |

- 註: 1. 虛無假設為兩區間下的租稅負擔變數影響效果相等。
 2. 採 LR 的檢定統計量, 為 $\chi^2(1)$ 檢定, () 內為 p 值。
 3. *** 表示在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

我們進一步透過 Wald 係數限制的聯合檢定, 探討在高、低兩種不同租稅負擔率的區間下, 租稅負擔率變動對地下經濟的影響效果是否存在顯著的不對稱性, 並將檢定結果列於表 13。在 1% 的顯著水準下, 不論是以 CDR 法或 MCDR 法估算之門檻模型, 兩者均顯示租稅負擔率在高、低區間下的影響效果呈顯著的非對稱性, Wald 統計值分別為 10.553 及 11.007。

在模型評估方面, 本文主要利用誤差均方根 (root mean square error, RMSE) 和調整後判定係數 (Adj. R^2) 來評估線性模型及門檻模型在樣本內配適的能力。由表 9 與表 11 可知, 門檻模型的配適結果均呈現比線性模型還小的 RMSE 值與較大的 Adj. R^2 值, 說明門檻模型優於線性模型。另外, 本文採用的門檻模型無論是在殘差項的 Ljung and 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。

3.3 迴歸模型的樣本內預測能力比較

為進一步支持本文設定我國租稅負擔率對地下經濟的發展呈非線性關係的適當性, 我們依據迴歸模型在樣本內預測的能力進行比較。首先, 本文採用

Engle and Patton (2001) 所建議之樣本內預測能力比較的方法, 考慮以下三條 Mincer and Zarnowitz (1969) 的 MZ 迴歸方程式:

$$S\dot{E}_t = a + b\widehat{S\dot{E}_t}^{linear} + u_t, \quad (12)$$

$$S\dot{E}_t = a + c\widehat{S\dot{E}_t}^{non-linear} + u_t, \quad (13)$$

$$S\dot{E}_t = a + b\widehat{S\dot{E}_t}^{linear} + c\widehat{S\dot{E}_t}^{non-linear} + u_t, \quad (14)$$

其中, $S\dot{E}_t$ 代表實際的地下經濟規模成長率, $\widehat{S\dot{E}_t}^{linear}$ 和 $\widehat{S\dot{E}_t}^{non-linear}$ 分別表示以線性模型及門檻模型所預測出的地下經濟規模成長率。我們在樣本內進行兩方面的迴歸分析, 其一, 可以比較迴歸式 (12) 與 (13) 之不同模型解釋的能力, 本文是採用 Adj. R^2 、AIC 以及 SIC 三種指標衡量兩模型在樣本內對地下經濟變數的解釋能力及配適能力。⁵⁰ 其二, 藉著迴歸式 (14) 中 b 、 c 係數的估計值在統計顯著性的表現, 可以評比是否考量非線性與否的模型對地下經濟的相對解釋能力以及模型所涵蓋的訊息量, 估計結果列於表 14。⁵¹

首先, 由表 14 分別以 $S\dot{E}_t^1$ 及 $S\dot{E}_t^2$ 作為被解釋變數的結果可知, 以門檻模型的預測值作為解釋變數, 相較於線性模型所得到的 Adj. R^2 值皆較大, 而 AIC 值與 SIC 值皆較小, 表示門檻模型比線性模型更適合詮釋我國地下經濟的動態歷程。就預測涵蓋性檢定方面, 當線性模型與門檻模型的預測值同時引入 MZ 迴歸式時, 如式 (14) 所示, 線性模型的係數 b 估計值變為負值且不顯著, 但門檻模型的係數 c 估計值依然為正值且顯著異於 0, 說明門檻模型的訊息含量優於線性模型, 因而能夠改善對地下經濟的預測。故本文認為在考量租稅負擔的門檻效果相對適當, 並且更能細緻刻畫租稅負擔與地下經濟之間非線性的關係。

⁵⁰ 單變量模型之 $AIC = -2 \times LLF + 2 \times k$ 與 $SIC = -2 \times LLF + k \times \log N$, 其中 N 為樣本數, LLF 為對數概似函數值, k 為待估參數個數。

⁵¹ 式 (14) 又稱為預測涵蓋性檢定 (forecasts encompassing test)。若係數 b 的估計值不顯著異於 0 但係數 c 的估計值顯著異於 0, 表示門檻模型涵蓋線性模型, 也就是說門檻模型在預測地下經濟變動上擁有線性模型所沒有的訊息; 反之, 若係數 c 的估計值不顯著異於 0 但係數 b 的估計值顯著異於 0, 表示線性模型涵蓋非線性模型, 也就是說線性模型在預測地下經濟變動上擁有門檻模型所沒有的訊息; 若是其他結果, 則表示兩模型互不相涵蓋, 我們不比較其優劣性。

表 14 樣本內預測能力之評比

| | <i>a</i> | <i>b</i> | <i>c</i> | Adj. R^2 | AIC | SIC |
|----------|------------------|--------------------|-------------------|--------------|--------------|--------------|
| SE_t^1 | 0.122 [0.109] | 0.979 [14.069] | | 0.612 | 6.769 | 6.808 |
| | 0.195 [0.182] | | 0.968 [14.377] | 0.643 | 6.686 | 6.726 |
| | 0.213 [0.204] | -0.048 [-0.136] | 1.013 [2.875] | 0.641 | 6.699 | 6.758 |
| SE_t^2 | 0.109 [0.117] | 0.982 [14.798] | | 0.652 | 6.394 | 6.433 |
| | 0.175 [0.208] | | 0.973 [16.246] | 0.677 | 6.320 | 6.360 |
| | 0.176 [0.222] | -0.004 [-0.011] | 0.976 [3.103] | 0.675 | 6.333 | 6.392 |

註: 1. 樣本區間為1978年第2季至2016年第4季, 共計155筆年增率資料。

2. [] 內為經過Newey and West (1987)的異質與自我相關一致性(HAC)調整計算所得的 t 值。

3. 粗體字表示在樣本內預測能力上, 門檻模型之評比優於線性模型。

3.4 門檻效果的穩健性檢測

本節為穩健性分析, 內容包括針對MCDR法提出通貨膨脹調整及人口成長調整的兩種輔助修正 (auxiliary modification), 進一步處理課徵稅源的異質性以及考慮潛在的時間趨勢, 藉以測試本文實證結果之穩健性, 以避免研究結果產生偏誤。

3.4.1 穩健性分析——輔助修正MCDR法

Pickhardt and Sardà (2011) 放寬CDR法中 C/D 比率在地上經濟中為一常數的假設, 雖然解決了估算地下經濟規模時可能出現負值的問題, 但是他們在放寬假設的同時也額外加入民眾在地上經濟中所持有的通貨 C_0 維持固定不變的假設。然而在實然面分析中此一假設並不一定成立, 因此我們結合實際情況針對MCDR法提出兩種輔助修正, 包括: MCDR法經通貨膨脹調整後的為輔助修正一模型及經人口成長調整後的為輔助修正二模型, 適當地進行假設上的調整, 以求得更符合我國經濟條件的地下經濟估計量, 並以此檢測本文租稅負擔率門檻效果的穩健性。⁵² 門檻效果檢定與估計結果之詳盡說明, 請

⁵² 有關於輔助修正MCDR法的說明, 請參閱線上附錄2。

參閱線上附錄 3。

由重新估計的門檻模型結果發現：第一，輔助修正一模型存在兩個租稅負擔率的門檻值，分別是 14.068% 及 19.657%；而輔助修正二模型只存在一個租稅負擔率的門檻值為 19.652%，顯示非線性模型檢定的穩健性受到支持。第二，我們依然可以確知租稅負擔率提高會擴大地下經濟規模的結論，只有在高租稅負擔率的區間下才會成立，而在低租稅負擔率對地下經濟的顯著負向效果可能主要是來自中租稅負擔率的區間（14.068%–19.657%）所致，此輔助修正的結果提供了我們額外的參考訊息。⁵³

3.4.2 穩健性分析二－考慮稅收結構的異質性

許多文獻的研究都提供了關於租稅負擔上升會顯著增加地下經濟活動的證據，而本文的實證結果顯示過去文獻支持租稅負擔提高會擴大地下經濟規模的結論，只有在租稅負擔率高於門檻值的區間下才可以成立。也就是說，當我國經濟體面對較高的租稅負擔，個人或廠商傾向去逃避稅賦並轉向地下活動而導致地下經濟的規模上升。然而，租稅負擔在不同的課徵稅源下也許不會像他們對於地下經濟的反應一樣，換句話說，個人或廠商在整個稅收來源中，對於不同稅賦變動的反應可能呈現異質性。稅收結構對於地下經濟影響的異質性已獲得文獻上的支持，例如：國內學者 Wang et al. (2012) 以年資料研究台灣稅率變化對地下經濟的不對稱效果，結果發現直接稅對地下經濟的政策影響效果顯著大於間接稅。何志欽與蔡群立(2014)同樣以年資料研究台灣地下經濟變動的主要因素，並進一步檢視特定的稅目（包含所得稅、營業稅、關稅以及貨物稅）對台灣地下經濟的影響是否有顯著的差異，實證結果顯示營業稅最具有顯著正向影響，次之為所得稅，但關稅與貨物稅並沒有顯示出任何顯著影響。

基於此，本文並不滿足僅於確認總體租稅負擔率的門檻效果，我們還進一步處理稅務的結構。在此我們選擇五種特定的主要稅目，分別是：所得稅

⁵³ 感謝一位審查委員建議進一步說明以輔助修正 MCDR 法之結果做為實證參考的理由。關於這個議題，我們的看法如下：其一，目前實證文獻上仍採用 CDR 法或 MCDR 法做為主要估算方法之一（在註腳 24 已有提供相關文獻）；其二，透過兩種輔助修正 MCDR 法之進一步測試，我們的主要實證結論也並未受到影響。因此，為使討論不失一般性，我們仍以傳統實證文獻上採用的 CDR 法與 MCDR 法作為主要實證的參考，並將輔助修正的模型列為穩健性檢測，而所得出的結果可作為我們進一步的參考訊息。

系中的營所稅 (business income tax, BIT) 及綜所稅 (individual income tax, IIT), 消費稅系中的營業稅 (business tax, BT)、貨物稅 (commodity tax, CT) 以及關稅 (customs duties, CD),⁵⁴ 並定義該稅目之租稅負擔率為各種稅收占名目 GDP 的比重, 以變數 BTR、IITR、BTR、CTR、以及 CDR 表示之, 來進一步檢視是否特定稅目的租稅負擔率對台灣地下經濟的影響同樣存有門檻效果。實證資料取自教育部電算中心「AREMOS 經濟統計資料庫」。門檻效果檢定與估計結果之詳盡說明, 請參閱線上附錄 4。

由重新估計的門檻模型結果發現: 第一, 在五種特定租稅負擔率中僅有所得稅系的「營所稅」與「綜所稅」分別存在一個門檻值, 估計得到的門檻值分別為 1.867% 與 2.226%; 反之, 消費稅中的「營業稅」、「貨物稅」以及「關稅」, 則無此種門檻關係存在, 顯示非線性模型檢定的穩健性確實受到課徵稅源異質性的影響。第二, 我們依然可以確知營所稅與綜所稅的租稅負擔率上升會擴大地下經濟發展的結論, 只有在高租稅負擔率的區間下才成立, 與主要的實證結果一致。

3.4.3 穩健性分析三－考慮時間趨勢項

從迴歸分析的角度, 於迴歸式中加入時間趨勢主要是可以捕捉時間成長趨勢對被解釋變數的影響之外, 也能夠程度上地修正解釋變數所可能含有的潛在時間趨勢, 以估得更準確的迴歸係數。根據內文表 7 之具飄浮項的三種單根檢定結果分析, SE^1 與 SE^2 以及其他控制變數在統計意義上個別均為無時間趨勢的定態序列, 但我們仍然不能夠排除這些控制變數綜合起來不會出現潛在的時間趨勢效果, 導致迴歸式產生遺漏變數 (omitted variables) 的可能性, 造成估計的偏誤。基於此, 我們將時間趨勢項加入迴歸式, 以驗證實證結果是否具穩健性。⁵⁵ 門檻效果檢定與估計結果之詳盡說明, 請參閱線上附錄 5。

由重新估計的門檻模型結果發現: 第一, 加入時間趨勢項後, 租稅負擔率的門檻效果仍然存在, 非線性模型檢定的穩健性受到支持。第二, 本文主要

⁵⁴ 經濟合作暨發展組織 (OECD) 將租稅依稅源歸類為六大類, 依序為所得稅 (taxes on income, profits and capital gains)、社會安全捐、薪工稅 (taxes on payroll and workforce)、財產稅 (taxes on property)、消費稅 (taxes on goods and services) 以及其他稅 (other)。我國財政部統計處按照上述分類加以歸併為三大稅系, 依序為所得稅系、消費稅系以及財產稅系 (包含財產稅、薪工稅以及其他稅)。

⁵⁵ 作者感謝一位審查委員在此處的指正與建議, 使本文更臻完善。

實證結果也並未受到影響, 支持租稅負擔提高會擴大地下經濟規模的結論, 只有在高租稅負擔率的區間下才成立; 至於其他相關控制變數的估計結果與未考慮時間趨勢的結果相近, 僅會改變估計值的大小。

4. 結論

過去文獻在探討租稅負擔與地下經濟之間的互動關係中, 大多支持租稅負擔對地下經濟存在顯著的正向關係, 但對於兩者的反向關係也獲得後續文獻的證實, 顯然兩者非僅維持單一的正向關係。本文認為過去文獻在線性架構下的研究成果無法掌握兩者之間非線性的特性, 分析結果只能說認定租稅負擔與地下經濟的平均關係, 並無法解釋租稅負擔率在高、低程度下, 地下經濟對租稅負擔變動反應的不對稱效果, 而且類似的研究議題也少有文獻著墨。為彌補現有文獻之缺, 本文應用 Bai and Perron (2003) 的門檻迴歸模型進行分析, 選取租稅負擔率作為門檻變數, 在季資料的基礎上, 先利用 CDR 法與 MCDR 法以貨幣面的角度估算出台灣 1976 年至 2016 年地下經濟的規模, 然後探討租稅負擔率與地下經濟規模的關係在高、低租稅負擔率的區間下, 是否會發生結構性改變, 據以驗證過去線性架構下的研究成果。

在門檻模型的架構下, 實證上支持租稅負擔率與地下經濟之間存在租稅負擔率的門檻效果。在租稅負擔率低於 19.657% 的區間下, 租稅負擔提高可以顯著降低地下經濟的規模, 但在租稅負擔率高於此一門檻值時, 租稅負擔提高會顯著擴大地下經濟的規模。因此, 過去大多數文獻支持租稅負擔提高會擴大地下經濟規模的結論, 只有在高租稅負擔率的區間下才成立, 說明當租稅負擔偏低時, 納稅人無足夠大的利益誘因就不會使逃漏稅產生, 但租稅負擔率提高到某一轉折點之後, 逃避高額稅負所帶來的利益誘因夠大就會使租稅負擔的影響效果變為正向。另外, 我們採用 MZ 迴歸方程式來進行樣本內預測能力之評比, 支持本文考量租稅負擔率的門檻效果更能掌握兩者之間非線性的關係相對適當。我們的結論基本上不受地下經濟的估測方法為 CDR 法或 MCDR 法而改變, 實證結果的穩健性受到支持。

最後, 我們也進行其它相關的穩健性檢測, 包括: 針對 MCDR 法提出通貨膨脹調整及人口成長調整的兩項輔助修正以及考慮課徵稅源的異質性與時

間趨勢項。我們將主要的檢測結果歸納如下：(1)將MCDR法經輔助修正後的兩種門檻模型，依然支持租稅負擔率提高會擴大地下經濟規模的結論，只有在高租稅負擔率的區間下才成立，而在低租稅負擔率對地下經濟的顯著負向效果主要可能是來自中租稅負擔率的區間（14.068%–19.657%）所致。(2)在處理課徵稅源的異質性中，我們發現在所得稅系中的「營所稅」與「綜所稅」仍然認為我國所得稅之租稅負擔率提高會擴大地下經濟發展的結論，只有在高租稅負擔率的區間下才成立。反之，在消費稅系中的「營業稅」、「貨物稅」以及「關稅」，則無此種門檻關係存在，這反應出在進行租稅負擔率與地下經濟的實證研究時，稅務結構的差異性將影響實證結果的穩健性。(3)在迴歸模型中考量時間趨勢項後，結果發現租稅負擔率的門檻效果依然存在，而主要實證結果仍然獲得穩健支持。

近期以來，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，試圖在不提高稅率的前提下，財政部規劃今年內射出三箭來擴大稅基，力拼提升總體租稅負擔率，最終目標要讓自然人和企業的逃漏稅都無所遁形，培養稅源並且降低地下經濟的規模。⁵⁶根據財政部統計，2018年台灣的租稅負擔率為13.4%遠低於本文所估計的門檻值19.657%，也就是說目前總體租稅負擔率是處於低區間的狀態，而此項稅改政策與本文的租稅負擔率與地下經濟之間在低區間下呈反向關係的研究結果可以說是不謀而合。因此，政府當局在制定財政政策的同時，若能充分瞭解目前我國租稅負擔率所處的高、低區間以及在該區間下租稅負擔率（或稅率）的變化如何影響地下經濟的規模，都將有助於政府全面性擬定一套有效的賦稅改革政策來引導地下經濟逐步地上化，雖然蜀道難行，但長遠以觀財政的健全更能提升我國政府的治理效能與經濟發展的程度。除了上述政策建議，本研究也有分析上的限制。受限於缺乏新興電子支付的資料，本文無法將其他與金融科技創新發展等相關重要因素加以考量，待未來資料充足後，將是一個值得後續延伸的議題，以獲得更完善的研究結果。

⁵⁶ 財政部長蘇建榮於2019年7月17日接受工商時報專訪時表示，為健全政府財政，將透過稅收成長率大於經濟成長率、檢討現行稅法內租稅優惠以及抓回稅法外富人逃漏稅或地下經濟稅源等三大面向，以擴大稅基來提高租稅負擔率。如果再加上當前台商回流帶動經濟、稅收成長動能，蘇部長樂觀的預期，兩年內國人的租稅負擔率，將可望由目前的13.4%提高至14%的新高點。

參考文獻

- 朱敬一與朱筱薈 (1988), 「台灣地下經濟的成因與指標分析—DYMIMIC 模型之應用」, 《經濟論文》, 16, 137–170。[Chu, C.-Y. and C. Chu (1988), “The Underground Economy of Taiwan: An Application of DYMIMIC Model,” *Academia Economic Papers*, 16, 137–170.]
- 何志欽與蔡群立 (2014), 「台灣地下經濟規模的估計」, 《台灣地下經濟之成因研究成果報告》, 33–52, 台北: Visa 國際信用卡組織。[Ho, C.-C. and C.-L. Tsai (2014), “Estimating the Size of the Underground Economy in Taiwan,” *Underground Economy Research Report*, 33-52, Taipei: Visa International.]
- 李怡庭與湯茹茵 (2014), 「台灣地下經濟的規模估計與分析」, 《台灣地下經濟之成因研究成果報告》, 76–89, 台北: Visa 國際信用卡組織。[Li, Y.-T. and J.-Y. Tang (2014), “Estimating and Analyzing the Size of the Underground Economy in Taiwan,” *Underground Economy Research Report*, 76–89, Taipei: Visa International.]
- 吳致寧, 李慶男, 張志揚, 林依伶, 陳佩玕與林雅淇 (2011), 「再論台灣非線性利率法則」, 《經濟論文》, 39, 307–338。[Wu, J.-L., C.-N. Lee, C.-Y. Chang, Y.-L. Lin, P.-Y. Chen, and Y.-C. Lin (2011), “The Re-Examination of the Non-Linear Interest Rate Rule in Taiwan,” *Academia Economic Papers*, 39, 307–338.]
- 林朕陞與洪福聲 (2019), 「台灣的金融發展和經濟成長—地下經濟的角色」, 《經濟研究》, 55, 71–114。[Lin, C.-C. and F.-S. Hung (2019), “Financial Development and Economic Growth in Taiwan: The Role of the Shadow Economy,” *Taipei Economic Inquiry*, 55, 71–114.]
- 陳旭昇 (2013), 《時間序列分析—總體經濟與財務金融之應用》, 台北: 東華書局。[Chen, S.-S. (2013), *Applied Time-Series Econometrics for Macroeconomics and Finance*, Taipei: Tung Hua Book Company.]
- 黃恩恩, 藍青玉與郭炳伸 (2007), 「菜單成本與不對稱匯率轉嫁—以台灣進口物價為例」, 《經濟論文》, 35, 439–472。[Huang, E.-E., C.-Y. Lan, and B.-S. Kuo (2007), “Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through to Taiwan Import Prices: The Potential Role of Menu Costs,” *Academia Economic Papers*, 35, 439–472.]

- 傅敬堯、林雪瑜與楊淑珺（2018），「稅制調整與地下經濟－台灣動態隨機一般均衡模型分析」，《台灣經濟預測與政策》，49，1-45。[Fu, C.-Y., H.-Y. Lin, and S.-C. S. Yang (2018), "Tax Reform and the Underground Economy in Taiwan: A DSGE Approach," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 49, 1-45.]
- 戴韻珊與孫佳宏（2003），「台灣地下經濟之探討－MIMIC 模型之應用」，《第五屆全國實證經濟學論文研討會》，1-21，台中：逢甲大學經濟學系。[Dai, Y.-S. and C.-H. Sun (2003), "Estimating the Size of Hidden Economy in a Newly Industrialized Economy: Taiwan, 1962-2002," *the 5th Annual Conference of Taiwan's Economic Empirics*, 1-21, Taichung: Department of Economics, Feng Chia University.]
- 蘇飛（2011），「改革開放後中國地下經濟規模及其影響研究」，《西部論壇》，21，34-43。[Su, F. (2011), "Study on the Size and Effects of the Underground Economy in China: 1979-2009," *West Forum*, 21, 34-43.]
- Allingham, M. G. and A. Sandmo (1972), "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, 1, 323-338.
- Alm, J., B. R. Jackson, and M. McKee (1992), "Estimating the Determinants of Taxpayer Compliance with Experimental Data," *National Tax Journal*, 45, 107-114.
- Andrews, D. W. K. (1991), "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariant Matrix Estimation," *Econometrica*, 59, 817-858.
- Arestis, P. and O. P. Demetriades (1996), "Finance and Growth: Institutional Considerations and Causality," *Zagreb International Review of Economics and Business*, 2, 37-62.
- Asimakopoulous, S. and Y. Karavias (2016), "The Impact of Government Size on Economic Growth: A Threshold Analysis," *Economics Letters*, 139, 65-68.
- Bai, J. and P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J. and P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- 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, 763-817.
- Berger, W., M. Pickhardt, A. Pitsoulis, A. Prinz, and J. Sardà (2014), "The Hard Shadow of the Greek Economy: New Estimates of the Size of the Underground Economy and Its Fiscal

- Impact,” *Applied Economics*, 46, 2190–2204.
- Bittencourt, M., R. Gupta, and L. Stander (2014), “Tax Evasion, Financial Development and Inflation: Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Banking & Finance*, 41, 194–208.
- Blackburn, K., N. Bose, and S. Capasso (2012), “Tax Evasion, the Underground Economy and Financial Development,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83, 243–253.
- Bose, N., S. Capasso, and M. A. Wurm (2012), “The Impact of Banking Development on the Size of Shadow Economies,” *Journal of Economic Studies*, 39, 620–638.
- Buehn, A., A. Karmann, and F. Schneider (2007), “Size and Development of the Shadow Economy and of Do-It-Yourself Activities in Germany,” *CESifo Working Paper*, No. 2021.
- Buehn, A. and F. Schneider (2012), “Shadow Economies around the World: Novel Insights, Accepted Knowledge, and New Estimates,” *International Tax and Public Finance*, 19, 139–171.
- Buflie, E. F. (1984), “Financial Repression, the New Structuralists, and Stabilization Policy in Semi-Industrialized Economies,” *Journal of Development Economics*, 14, 305–322.
- Cagan, P. (1958), “The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply,” *Journal of Political Economy*, 66, 303–328.
- Capasso, S. and T. Jappelli (2013), “Financial Development and the Underground Economy,” *Journal of Development Economics*, 101, 167–178.
- Cebula, R. J. (1997), “An Empirical Analysis of the Impact of Government Tax and Auditing Policies on the Size of the Underground Economy: The Case of the United States, 1973–94,” *American Journal of Economics and Sociology*, 56, 173–185.
- Davidescu, A. A. M. (2013), “Estimating the Size of Romanian Shadow Economy Using Gutmann’s Simple Currency Ratio Approach,” *Theoretical and Applied Economics*, 20, 33–48.
- 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, 661–692.
- De Gregorio, J. and P. Guidotti (1995), “Financial Development and Economic Growth,” *World Development*, 23, 433–448.
- Dillon, W. R. and M. Goldstein (1984), *Multivariate Analysis: Methods and Applications*, New York: Wiley.

- Din, B. H. (2016), "Estimating the Determinants of Shadow Economy in Malaysia," *Malaysian Journal of Society and Space*, 12, 191–201.
- Elgin, C. and O. Oztunali (2012), "Shadow Economies around the World: Model Based Estimates," *Bogazici University Department of Economics Working Paper*, No. 201205.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, 813–836.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, and J. F. Richard (1983), "Exogeneity," *Econometrica*, 51, 277–304.
- Engle, R. F. and A. J. Patton (2001), "What Good Is a Volatility Model?" *Quantitative Finance*, 1, 237–245.
- 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, 95–112.
- Feige, E. L. (1979), "How Big Is the Irregular Economy?" *Challenge*, 22, 5–13.
- Feinstein, J. S. (1991), "An Econometric Analysis of Income Tax Evasion and Its Detection," *The Rand Journal of Economics*, 22, 14–35.
- Frey, B. S. and H. Weck-Hanneman (1984), "The Hidden Economy as an 'Unobserved' Variable," *European Economic Review*, 26, 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, 459–493.
- Giles, D. E. A. (1999), "Modelling the Hidden Economy and the Tax-Gap in New Zealand," *Empirical Economics*, 24, 621–640.
- Gobbi, G. and R. Zizza (2012), "Does the Underground Economy Hold Back Financial Deepening? Evidence from the Italian Credit Market," *Economia Marche, Review of Regional Studies*, 31, 1–29.
- Gupta, R. and E. Ziramba (2010), "Misalignment in the Growth-Maximizing Policies under Alternative Assumptions of Tax Evasion," *The Journal of Applied Business Research*, 26, 69–80.
- Gutmann, P. M. (1977), "The Subterranean Economy," *Financial Analysts Journal*, 33, 26–34.
- Hansen, B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference," *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.

- Hansen, B. E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68, 575–603.
- Hassan, M. and F. Schneider (2016), "Size and Development of the Shadow Economies of 157 Countries Worldwide: Updated and New Measures from 1999 to 2013," *Institute for the Study of Labor Discussion Paper*, No. 10281.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economics Letters*, 6, 255–259.
- Johnson, S., D. Kaufman, and A. Shleifer (1997), "The Unofficial Economy in Transition," *Brookings Papers on Economic Activity*, 28, 159–240.
- King, R. G. and R. Levine (1993), "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right," *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 717–737.
- Law, S. H. and N. Singh (2014), "Does Too Much Finance Harm Economic Growth?" *Journal of Banking & Finance*, 41, 36–44.
- Levine, R. and S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, 88, 537–558.
- Ljung, G. M. and G. E. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65, 297–303.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–618.
- Medina, L. and F. Schneider (2017), "Shadow Economies around the World: New Results for 158 Countries over 1991–2015," *CEifo Working Paper*, No. 6430.
- Mincer, J. A. and V. Zarnowitz (1969), "The Evaluation of Economic Forecasts," in J. A. Mincer (ed.), *Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance*, 3–46, New York: Columbia University Press.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703–708.
- Ng, S. and P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69, 1519–1554.
- Odedokun, M. O. (1996), "Alternative Econometric Approaches for Analyzing the Role of the Financial Sector in Economic Growth: Time-Series Evidence from LDCs," *Journal of Development Economics*, 50, 119–146.

- OECD and ILO (2019), “Informality in the Development Process,” *Tackling Vulnerability in the Informal Economy*, Paris: OECD Publishing.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 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, 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, 1980–1995,” *Journal of Banking & Finance*, 24, 1933–1957.
- Schneider, F. (2013), “The Shadow Economy in Europe, 2013,” Working Paper, Department of Economics, Johannes Kepler University.
- Schneider, F. and D. H. Enste (2000), “Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences,” *Journal of Economic Literature*, 38, 77–114.
- Schneider, F. and D. H. Enste (2002), *The Shadow Economy: Theoretical Approaches, Empirical Studies, and Political Implications*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Schwert, G. W. (1987), “Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data,” *Journal of Monetary Economics*, 20, 73–103.
- Tanzi, V. (1980), “The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications,” *Banco Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 135, 427–453.
- Tanzi, V. (1983), “The Underground Economy in the United States: Annual Estimates, 1930–1980,” *IMF Staff Papers*, 30, 283–305.
- Van Wijnbergen, S. J. G. (1983), “Credit Policy, Inflation and Growth in a Financially Repressed Economy,” *Journal of Development Economics*, 13, 45–65.
- 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, 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, 340–343.
- Yitzhaki, S. (1974), “Income Tax Evasion Note,” *Journal of Public Economics*, 3, 201–202.

**THRESHOLD EFFECTS IN THE
RELATIONSHIP BETWEEN THE TAX
BURDEN AND THE SHADOW ECONOMY:
EVIDENCE FROM TAIWAN[†]**

Chen-Sheng Lin *

Institute of Economics
Academia Sinica

Fu-Sheng Hung

Department of Economics
National Chengchi University

Mei-Lie Chu

Department of Economics
National Chengchi University

Keywords: Shadow economy, Tax burden, Threshold model

JEL classification: E31, E44, O17

* Correspondence: Chen-Sheng Lin, Institute of Economics, Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan.
Tel: (02) 2782-2791 ext. 522; Fax: (02) 2785-3946; E-mail: cslin73@gate.sinica.edu.tw.

† Please go to <http://www.econ.sinica.edu.tw/english/Appendix/484-3-A.pdf> to visit the article page for online Appendix and author disclosure statement(s).

ABSTRACT

A close relationship between the tax burden and the shadow economy (SE) has been established in the literature. While most existing studies examine this relationship using a linear model, this paper adopts a non-linear threshold model to identify whether there exists any tax-burden threshold effect for this relationship in Taiwan. We find that there is a threshold effect for the rate of tax burden in this relationship, which is equal to 19.657%. If the rate of tax burden is less than 19.657%, then an increase in the rate of tax burden significantly decreases SE. By contrast, if the rate of tax burden is greater than 19.657%, then a further increase in this rate leads to an increase in SE. In addition, we present results showing that the threshold model outperforms the linear model in terms of in-sample fits, and that the relationship between the tax burden and SE, whether above or below the former's threshold level, is quite robust with respect to different estimation methods for SE.