

經濟因素是否會影響汽車銷售量?-以 KD 汽車公司為例

Will economic factors affect car sales?- Take KD Auto Company as an example

連春紅¹

崑山科技大學 全球商務與行銷系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

李政峯²

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@nkust.edu.tw

陳進順³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

J107257106@nkust.edu.tw

摘要

汽車產業為技術與資本密集的行業，其產業鏈相當龐大，涉及相關產業非常廣泛，汽車產業發展往往是評估一個國家國力及產業水準指標，而經濟景氣榮枯指標常被用來判斷經濟活動依據，其與汽車產業彼此間存在著關聯性；故本研究以時間序列分析，探討汽車銷售量與總體經濟因素變數之間長期均衡關係及影響性。

本文旨在研究個案公司汽車銷售量與各項經濟因素之間的關係，實證的時間範圍自西元 2009 年 1 月至西元 2018 年 12 月，共 120 筆的觀察值進行實證分析，採用時間序列之單根檢定、共整合檢定及完全修正普通最小平方法等研究方法做驗證。

經由實證結果顯示，單根檢定確認各經濟因素變數資料型態均具有單根非恆定時間序列；再透過共整合檢定發現汽車銷售量與另一個變數間存有一個共整合向量；最後以完全修正普通最小平方法估計其共整合係數後發現，台灣工業生產指數、失業率、消費者物價指數、國內生產毛額存在有顯著關係，但另一方面景氣領先綜合指標、基本放款利率、台幣對美金匯率、西德州原油價格之間的關係則不顯著；最後依相關影響性排序分析以經濟面最高、匯率次之、油價則為最低。

關鍵詞：單根檢定、共整合檢定、完全修正普通最小平方法、總體經濟因素

Key Words : Single root test, total integration test, complete correction of ordinary least square method, and overall economic factors

1. 緒論

1.1 研究背景

汽車工業一直以來都被視為工業領頭羊的角色，其發展通常是一國工業水平的重要指標之一，並且與其他工業高度相關，其連帶涉及包括汽車車身結構製造的鋼鐵業、輪胎及 PVC 組件的石化產業、電子線路零組配件業...等相關性的產業提升，闡述汽車工業發展的重要性，就我國汽車工業的發展，其工業性質也已從傳統的勞動密集型轉變為資本密集型。最近，它已重新定位為智能科技和網路通訊密集型行業，並朝著整合供應方向發展以及降低資本，邁向低利潤，且有利於企業發展邁進；就以 2018 年台灣車輛工業總產值佔台灣製造業總產值的比率是 4.36%，隨著經濟的發展，台灣車輛工業總產值也在持續不斷擴充成長，並於 2014 年時達到歷史最高峰，總產值達到了新台幣 6,637 億元，2018 年則為新台幣 6,125 億元，與前一年 2017 年數值 6,305 億元相比雖衰退 2.13% 而總產值雖未持續創造出新高，但由數據上來看，整個汽車產業總產值對台灣的經濟發展性來說，佔有相當高程度的影響力，更是重要且不可缺少的關鍵產業。

現今台灣貿易出口到 2019 年 7 月為止，連續九個月衰退，經濟景氣對策信號仍處於代表不穩定『低迷』的藍燈至『轉向』的黃藍燈，可見經濟大環境仍然不確定性高，每當汽車市場較疲軟時，當政者為提振經濟促進買氣，陸續推出許多刺激消費的措施，比如節能減碳補助，其中最為大眾關注的，當屬『貨物稅減徵條例』。該案於 2015 年年底立法

院三讀通過「貨物稅條例修正案」，更換中古車或機車減稅計劃正式通過；財政部表示，國人只需要報廢或出口汽車超過六年或機車超過四年，並在報廢或出口之前後六個月內購買新車並領牌登錄完成，所以購置新車時，可分別獲得優惠減免五萬元和四千元的稅額；本條例業經總統正式核准發布公告後，自民國 2016 年 1 月 8 日開始生效實施，為期五年期限到 2020 年 12 月底。(摘自自由時報，2015)

財政部的『中古汽機車報廢或出口換購新車定額減徵新車貨物稅』條例，簡稱為『貨物稅減徵條例』，政策目的為要淘汰老舊車輛，降低廢氣排放，減少空氣汙染，以及利用刺激買氣活絡市場，期能有效達成振興經濟的目的，財政部希望藉由「汰舊換新」、「舊車出口」兩措施，挽救積弱不振的景氣及出口，藉貨物稅的獎勵措施看是否有效能提升國產汽車銷售並有助於汽車產業發展。

詳細觀察不難發現，現今台灣汽車業的領導者也是主要出口商：和泰車（2207）2018 年第 16 度稱霸國內新車銷售市場，推升營業收入創新高。和泰車自結，12 月合併營收 159.12 億元、年增 0.87%；累計 2018 年全年合併營收 1845.57 億元創新高，年增達到 4.06%。和泰汽車去年台灣地區新車銷量為 12.08 萬輛，市占率 27.8%；接著，相信油電混合或電動節能，科技智慧等多功能高效能汽車是未來的市場新趨勢，也說明汽車市場對新車未來發展的供應要求；以及相關行業的持續獲利機會與銷售相關功能的重要性。但是，就汽車銷售影響而言，除了產品特性，品質優劣和營銷策略外，該國的整體經濟環境，產業特徵和政策制定也有相當多的存在因素，經濟不景氣導致台灣汽車工業的產值從 2005 年全盛時期的 51.4 萬輛到 2008 年金融海嘯時下降至 23 萬輛，無法像榮景時期，而只能達到一半的汽車銷售量，儘管政府展開許多購車優惠補助措施，讓這項補貼政策及時緩解台灣疲弱的汽車市場，有效拉升至 2018 年時當年 43.5 萬輛水準，惟市場已明顯趨於飽和且台灣汽車使用年限平均超過 10 年以上，使得銷售量無法有效拉抬加上市場資訊透明競合更加激烈，並且從大規模生產導向轉變到少量產品開發導向，相關的研究製程資金也受到影響，WTO 關稅逐步降低，汽車銷售市場有效開放程度使得國產和進口汽車都有自己的市場，更具白熱化競爭。

綜合上述可知，汽車產業目前為世界上快速成長的經濟產業之一，亦是許多發展中國家的經濟動脈，且臺灣汽車產業競爭力亦在平穩提振中，這對於經濟的影響性為何？本研究將探討汽車產業與臺灣經濟因素之間，如台灣工業生產指數、新臺幣兌美元匯率、國內生產毛額……等，是否存在有影響性，研究結果可提供汽車相關業者未來制定更客觀行銷決策的具體實證，以及政府日後研擬汽車相關政策之參考。

1.2 研究動機

台灣汽車市場銷售量如圖 1-1 所示，在 2005 年時達到最高峰 51.4 萬輛，但受到整體經濟環境變動不利的影響，國內市場的銷售量開始下滑，在 2008 年全世界金融風暴發生後，銷量跌至創紀錄的 22.9 萬輛。政府則提出激勵購車優惠措施，藉以擴大國內汽車市場，實施貨物稅減免措施於 2009 年 1 月開始，該年下半年再加上全世界經濟逐漸穩定等主要因素，銷售量開始止跌回升，次年的 2009 年汽車銷售輛即達到了 29.4 萬輛，較 2008 年成長近 28.3%，整個市場就止跌回升且穩定成長；自此政府曾多次提出相關措施如舊換新專案藉以提升買氣促進經濟，從 2014 年起汽車銷售量都達到了 40 萬輛以上水準，但國產車的市場銷售量有逐年衰退現象，而進口車卻是成長的態勢。

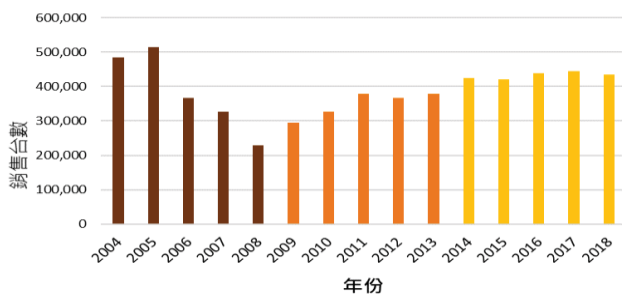


圖 1-1 2004-2018 年台灣汽車總銷售台數

資料來源：交通部領牌數，本研究整理

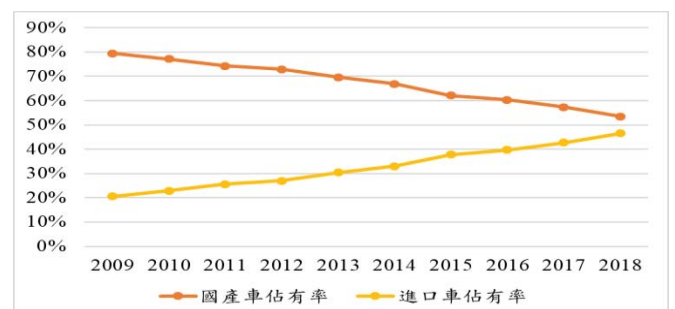


圖 1-2 2009 年-2018 年國產車與進口車佔有率

由圖 1-2 得知，台灣國產汽車佔總市場在 2009 年以前所佔比重大都在 80%以上，而在 2009 年以後，市場佔有率有逐漸下挫的趨勢，當時 2009 年僅不到 80%達成率，銷售成績更是首度下挫至八成以下，可見 2002 年加入世貿組織後，在進口稅的方面，進口車的關稅則從入會年前 30%，逐年調整至目前 17.5%，降幅達 12.5%，初期儘管國內汽車製造商在早期仍可以與進口汽車製造商競爭，可以取得可觀的銷售成績，但進口車在每年增加車輛配額之後，直到 2011 年配額限制則完全取消，在國內競爭力薄弱的車輛業者，面臨被淘汰或轉型的挑戰，而台灣汽車業有利根基逐步遭到剝削甚至瓦解，導致本國汽車擁有產業市場逐漸被瓜分，競爭更加白熱化。

顯見，影響汽車銷售量因素很多，過去，影響汽車銷售量的主要原因集中於消費者購買時的動機分析和製造商本身商業策略的研究上，本文將研究從經濟面例如(國民生產毛額、股票收盤指數...等，一國的經濟概況指標)；產業特徵(如西德州原油價格)，希望能有效瞭解各經濟層面對汽車銷售量的影響及差異性。

本研究動機之一是以有系統方式，全面的探討影響企業銷售的各項經濟因素，以掌握影響汽車銷售量的關鍵因素，提供政府單位、民間消費做為決策時參考，其二是藉由數據的收集分析，提供更充份的資訊幫助企業在做決策參考時有所助益，甚至有效獲利，指引企業朝正確方向前進，減少錯誤的評估機率產生，期能作為個案公司或相關汽車零配件行業未來汽車需求政策的基礎。

1.3 研究目的

鑒於前述研究動機可以確知，汽車銷售量與經濟景氣盛衰兩者間緊密相連結，然本研究以台灣汽車產業為研究對象，蒐集參考相關先進文獻涵義，參酌最近 10 年間(2009 年-2018 年)所蒐集到的經濟數據統計做為基礎並與汽車銷售量比對相驗證，研究和泰汽車所屬高屏轄區代理經銷(KD 汽車公司)，探究個案公司的汽車銷售量受到經濟環境的影響程度並找出影響的關鍵因素為何？

本研究期能達成之研究目的如下：

- 1.先行檢定所有變數是否具有單根性質；若是，再進一步作共整合分析
- 2.探討 KD 公司汽車銷售量與產業特質(原油價格)之間是否有長期關係。
- 3.探討整體經濟因素與 KD 汽車公司銷售量之間是否具有長期互相關係。
- 4.根據實證分析結果提出相關建議，以提供業界及政府相關單位擬定策略之參考。

2.文獻探討與回顧

2.1 台灣汽車產業敘述

2.1.1 國內汽車產業發展史

- 1.1953~1970 年(第一階段：草創)為汽車組裝技術引進期，1967 年頒布了《國內汽車工業保護和外國汽車進口的進口法》，放寬了設立工廠的規定，汽車工業逐漸步入正軌。新工廠陸續建立，技術水平逐漸提高；汽車製造業已經從事生產階段升級到裝配技術引進階段，這是汽車工業發展的起點。
- 2.1971~1980 年(第二階段：漸進期)為汽車製造技術引進期，在此期間開始引進懸吊，座椅和變速箱傳動系統較先進的生產技術系統，到本階段結束時國內生產的零組件自製組件的比例達到 60-70%之間，此時一些汽車工廠與國外技術母工廠進行了合作和交換，零組件工廠也緊隨其後而至，這是國內汽車生產製造技術的引進期。
3. 1981~1995 年(第三階段：活絡期)為汽車技術應用成長期，政府 1992 年提出了《汽車工業發展策略》是政府對汽車工業發展的重大投資，包括 1990 年以及 1993 年，推動「ITRI 車輛研究測試中心」並整合裕隆、中華、三陽和羽田等四家公司，開發“共用引擎”計畫並與業界在 1995 年成立華擎公司透入生產線開始製造生產。
- 4.1996~2005 年(第四時期：起飛期)為汽車工業強化期，行政院頒布 2002 年 5 月《挑戰 2008》：《國家發展重點計劃》顯然是十大重點投資項目之一，產業高科技項目，將採用“車輛智慧型系統”作為整個核心工業技術的關鍵發展方向，該時中華、福特和國瑞也先後成立設計研發生產基地，著手布局投入亞太及全世界分工支援體系，積極擴展國內外市場，此時期是汽車工業強化發展時期。
- 5.2005 年到現在(成熟穩健期)，為技術服務創新時期，台灣汽車製造商逐漸加強在電子技術產品中多種技術的整合與應用，產品管理創新，用移動價值的新訴求提高行銷質量，優質形象和行銷策略增加產品競爭性，在政府施策方面，

經濟部繼續實施 2004 年擬定的「壯大汽車零組件計劃」，協助輔導汽車產業研發，技術升級和國際行銷推廣，並與國內 ICT 產業共同推動汽車電子跨領域發展，於 2005 年 3 月正式提出發展汽車電子工業的 IA 計劃，在 12 月發展成立華創汽車電子設計中心，將國內的汽車產業帶入「車」，「電」相結合的獨立設計新時代。

2.1.2 台灣汽車產業介紹

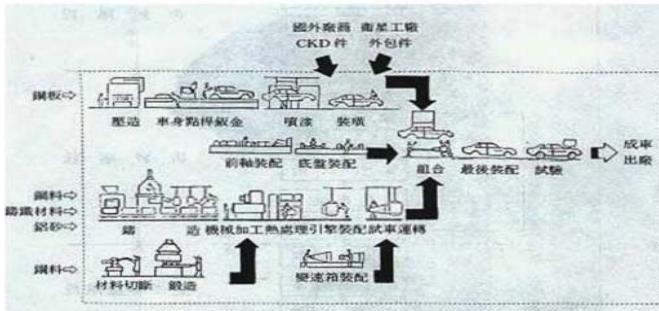


圖 2-1 汽車產業製造流程圖



圖 2-2 汽車產業之分類

資料來源：

曾連通 (1987) 汽車業成功的關鍵因素和競爭力研究 蔡美金 (2001) 「零件產業發展-國際技術引進與市場拓展」

汽車產業的供應構造組合最上端主要是相關的零件製造廠商，接續是主要的汽車製造生產中心，鑄造噴塗、組裝運轉測試，裝配品管和技術服務，最後交由品牌通路商和銷售服務基地；從汽車設計到生產，都必須從市場研究調查開始，制定通路需求策略，並設計何種規格，模型機具製作，零件和生產試驗車檢定測試，經生產整備通過品保認證後才能投入生產線生產，最後階段完成車須通過 QC 才能投入市場販賣銷售，如圖 2-1 所示，按供求關係，汽車工業可分為汽車 OEM 和零組件供應商，如圖 2-2 說明，按供應市場和目標劃分的汽車零組件產業分類可分為汽車原始設備製造商的主要供給零組件行業和主要提供售後服務市場的零組件行業；整個汽車製造廠的供應水平可分直接向整個汽車製造廠供應的第一階供應商和不直接向整個汽車製造廠汽車零組件行業供應的第二或第三階供應商。

汽車產業是技術和資本密集型產業，涵蓋範圍廣泛，包括上端零組件廠，中端車輛製造工廠及最下端販賣及售後服務，該產業具有高程度的相互聯繫。由於汽車製造廠中汽車零組件組裝流程複雜、生產線多樣化設定供應點，零件供應數量龐大，因此零件供應廠商與汽車製造廠之間形成中心衛星工廠，都存在密切且友好合作夥伴關係，汽車製造廠依循母廠技術提供皆擁有全車系測試、驗證技術以至新車開發能力，產業最後參與者通常是汽車銷售和售後服務，大多數國內汽車製造商都有母廠進行技術合作或轉移，因此都有完整的供應鏈，可以滿足市場對不同型號的需求有如同國瑞汽車(日本 TOYOTA)，近年來台灣汽車製造商具有出色的零件設計和製造能力，良好的工廠管理能力以及靈活生產和保持優異的品質，產品出口外銷歐美多年，汽車產業已獲得國際市場的認可，也建立自己的自主品牌，製造商已經能夠掌握完整的汽車供應鏈，台灣製造商已在 ICT 電子產業具有相當不錯的優勢。

拜台灣加入 WTO 後所賜，隨著貨物稅、關稅下降等因素近年來進口車銷售量也因而增加，國內汽車市場目前已趨飽和，而自從 2005 年台灣汽車銷售達到史上高峰的 51.4 萬輛，隨著各項因素及市場競爭激烈由原本國內汽車製造廠 2008 年前有超過 13 家，截至今差不多僅剩 7 家，其中國瑞、裕隆、中華、福特六和(馬自達)、台灣本田等五個廠家與日本有技術或投資關係，可以看出，日本品牌在台灣是獨一無二的，且在台灣汽車市場佔有極重要地位。

2.1.3 台灣車輛工業產值

從表 2-1 中分析看出，總產值持續成長，2009 年至 2018 年近 10 年間，總產值在 2014 年時達到新台幣 6,637 億元，為最高峰，最低點則是落 2009 年的新台幣 4,411 億元，主要的影響因素是 2008 年能源成本的飆升導致油價上漲，連帶民生物價上漲及景氣不振，降低民眾需求購買汽車的意願度，台灣的汽車市場也受到前所未有的衝擊；在嚴峻考驗下，2009 年政府提供 2.0 升以下排放量車型，減免 3 萬元的貨物稅，消費者逐漸恢復信心，整年度整體經濟環境趨於回穩狀態，2010 年國內車輛工業產值相較於 2009 年有大幅度的回升，也於 2011 年國內車輛工業產值開始站上 6 千億元大關，目前 2018 年為新台幣 6,125 億元，佔台灣製造業總產值約 4.36%，雖較之前 2017 年衰退 2.91%，但該產值比重對台灣整個產業界而言仍是重要影響之產業。

表 2-1 台灣車輛工業產值統計表

年度／統計	2009	2010	2011	2012	2013	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
合計	4,411	5,547	6,126	6,159	6,101	6,637	6,607	6,264	6,305	6,125
成長率	-7.97%	25.75%	10.44%	0.54%	-0.94%	8.79%	-0.46%	-5.19%	0.66%	-2.91%
佔製造業比率	4.17%	4.01%	4.24%	4.43%	4.38%	4.60%	5.14%	5.09%	4.84%	4.36%

資料來源：經濟部網路統計資訊查詢系統，台灣區車輛工業同業公會整理。

2.1.4 台灣汽車產業現況

如表 2-2 可得知，在過去十年中，排名前五的汽車製造商豐田，福特，中華，裕隆和本田已售出將近 60% 的市場。2009 年當年更高達近 80%，隨著市場競爭激烈，可見大者恒大之趨勢越加明顯，TOYOTA 豐田(和泰車)有日本母廠技術與投資合作關係下，豐田市佔率在 2001 年為 19.88%，更於 2003 年起已連續 16 年稱霸台灣汽車市場，透過降低成本實施車種國產化策略，2009 年有效將市佔率大幅提升到 37.9%，受此影響，除本田汽車以外其他車廠，近年市佔率均呈下滑趨勢，2018 年五大品牌外其餘品牌佔有率為 39.8%。

表 2-2 2009 年-2018 五大汽車品牌佔有率

年度	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
豐田	37.9%	31.0%	31.6%	33.8%	33.6%	32.9%	31.5%	31.7%	28.8%	27.8%
中華	15.6%	14.7%	14.5%	13.2%	11.1%	10.3%	10.0%	10.6%	10.9%	11.3%
裕隆	11.3%	11.6%	11.7%	11.2%	11.6%	11.3%	10.3%	10.2%	9.6%	8.4%
福特	6.1%	6.1%	5.9%	5.0%	6.4%	5.8%	5.2%	4.5%	4.5%	3.8%
本田	8.7%	8.5%	5.2%	5.1%	6.8%	5.8%	6.6%	6.2%	7.7%	8.9%

資料來源：交通部領牌數據，本研究整理

2.2 文獻探討

台灣車市在 2018 年全年累積銷售達 43.5 萬輛，觀察 2018 年車市變化主要關鍵是 SUV 於市場上的熱度升溫加速，以及進口車的強勢進襲，近年吹起一股休旅車風，成長速度遠高過一般房車，2018 年進口車與國產車市場市占率更是幾乎各佔 50%，國產車市佔遭到進口車侵蝕已成事實；近年因全球各車廠的安全配備發展神速，例如車道偏移、盲點偵測系統等，甚至六具安全氣囊都變成標準配備。如果和進口車相比，國產車似乎顯得貴些、配備又不齊全，加上政府在取消國產車自製率的貨物稅減免獎勵及進口配額後，國內已無相關有利的汽車產業政策，日益衰退的國產車市場值得政府重新思考並深入檢討。

根據 2018(林登峯)的研究發現，展望未來，國內各項經濟景氣因素趨穩，國內政情穩定及美國升息、減稅效益帶動下，必可助長台灣股市上揚，帶動整體消費市場熱絡；又國內汽車總量超過二十年的高齡車近 90 萬輛，顯示台灣車市仍有相當的潛在換車商機，而伴隨著車載系統技術的進步，汽車產業未來商機不可小覷(財團法人車輛研究測試中心, 2017)，為掌握未來商機，各大車廠皆卯足全力，擬定長期戰略及整合內部資源，因應市場需求調整車款開發方向，並大量投入油電車、車聯網與自駕車新技術開發，以期成為商機的先行者。

2.2.1 近年國內學者相關研究

呂學慶(2002)利用迴歸及變異數分析實證結果迴歸模型由民間消費成長率和失業率這兩個獨立變量建立。研究證實說明，民間消費增長率與新車銷量呈正相關，而失業率呈負相關。

劉怡吟(2009)利用市場佔有率模型(線性迴歸分析)得到汽油價格上漲，國產汽車銷量下降，刺激增加高燃料效率銷量提升，小型低價位高油價市場銷售會增加，市場省油車生存時間長於耗油車。

吳佳龍(2012)使用多元迴歸模型實證得到免貨物稅則對國產車銷售量有負向關係，基本放款利率、失業率、台灣工業生產指數、鋼板價格以上均對汽車銷售有負向影響。

孫彥苓(2013)使用回歸模型實證結果工業生產指數影響汽車銷售量，汽車銷售量亦有影響工業生產指數。

梁紅玉(2013)使用完成相關模擬衝擊反映函數實證根據衝擊反應函數顯示,政府補貼,國內能源價格比國際能源價格便宜時,對於產出、能源使用、資本利用率、資本、民間消費和投資的下降幅度比政府未補貼時較少。

林啟正(2014)使用多元迴歸模型實證得到大盤指數、汽油價格與個案公司的銷量具高度負相關，實際工資與個案公司的銷售量高度相關性。

林全錦(2017)使用最小平方法及固定效果模式得到貨物稅的減免對銷售量未顯著，工業生產指數、國內生產毛額 GDP 對銷售量有正向影響；消費者物價指數、景氣領先指標綜合指數和預期相反，對銷售量有負向的影響。

2.2.2 國外學者相關研究

Chin and Smith(1997)迴歸模型實證結果說明，在1989年財政方法之前，新加坡對增加道路通行費的影響最大，1990年之後由於實施了汽車配額制度和居留權(COE)，小汽車的保有數則大大降低。

Romilly et al. (1998)使用共整合與Granger檢定迴歸模式(年資料)顯示結果年齡結構、汽車成本指標、個人可支配所得的對數值長、短期政策預測評估存在有相關影響性。

Ralph (1999)使用迴歸模式(年資料)結果顯示，在低收入發展中國家，如果將人口的前20%用作解釋變數，則將比全國平均收入用作解釋變數更為洽當。

Dargay and Gately (1999)使用Gompertz Model 結果顯示所得的彈性非固定，增加的彈性要高於收入減少時的彈性，當收入增加時，家庭的汽車保有量增加更為明顯，但是收入的下降並不能減少汽車持有數。

Abu-Eisheh and Mannering (2002)聯立方程式模式結果顯示 GDP、就業人口、油價格和匯率以及進口等因素汽車持有量需求預測模型，使用3SLS方法進行估計，另外，這些係數具有顯著的配適模式，樣本內正確配適度評估結果說明，根均方誤差為0.38%。精準度佳，銷售量具正向影響。

3.研究方法

本研究主要探討總體經濟變數(如台灣工業生產指數、失業率。等)及產業特質因素(西德州原油價格)與汽車銷售量之長期關聯性。資料蒐集採納中華民國交通部公路監理領牌統計數、行政院主計總處、勞動部勞動統計查詢網、中央銀行全球資訊網、統計處、國發會景氣指標查詢系統及經濟部能源局...等政府統計部門之歷史統計資料，採自2009年1月至2018年12月以月為單位，共計120筆月資料為分析範圍；本研究採共整合(co-integration)分析來探討總體經濟變數及產業特質因素(西德州原油價格)各變數與高屏區汽車產業長期銷售量之間是否有相互關係；首先須先從單根檢定(unit root test)驗證個案國內總體經濟變數及產業特質是否具有恆定(stationary)或非恆定；如果序列呈現非恆定平穩模式(non-stationary)，接續再以共整合檢定方法檢測變數間是否有長期均衡之關係，最後再以完全修正普通最小平方法模型分析(Fully Modified -Ordinary Least Squares，以下簡稱FM-OLS)來觀察驗證出變數間更加有用之資訊，下列各節將分別簡單介紹本研究所採用的方法。

3.1 實證模型

將自變數分別為總體經濟因素、產業特質因素變數二大主類；依變數以實際銷售量做為銷售量的替代變數
總體經濟因素:台灣工業生產指數(X2.1)、失業率(X2.2)、消費者物價指數(X2.3)、基準放款利率(X2.4)、景氣領先指標綜合指數(X2.5)、國內生產毛額(X2.6)及台幣兌美元匯率(X2.7) 股價收盤指數(X2.8)，共計八項變數
產業特質因素:包含原油價格(X1.10)，共一項變數，依變數則為汽車銷售量(Y) 模型分別如下:

(一)產業特質因素變數對銷售量之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 X_{1.10} + \varepsilon \quad (1)$$

(二)總體經濟變數對銷售量之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 X_{2.1} + \beta_2 X_{2.2} + \beta_3 X_{2.3} + \beta_4 X_{2.4} + \beta_5 X_{2.5} + \beta_6 X_{2.6} + \beta_7 X_{2.7} + \beta_8 X_{2.8} + \beta_8 X_{2.9} + \varepsilon \quad (2)$$

3.2 單根檢定

根據 Nelson 和 Plosser (1982) 的說法，大多數總體經濟型態時間序列大都被檢定出非恆定序列，故有必要先檢定出關係是否處於恆定狀態；因為在恆定時，按照傳統的漸近分佈理論，作相關檢查是正確的，因此在執行時間序列分析之前，必須首先確定序列是否恆定。實證上有許多方法都可用來檢定序列是否為恆定，而其中較為一般人廣泛使用的單根檢定方法為 ADF 檢定法，是所有單根檢定法中較為完整且穩定之方法，因此本研究採用傳統之 ADF 單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller Test) 及 DF-GLS 單根檢定法，並施作檢定力較高的 Ng-Perron 單根檢定法 (以下簡稱 NP 檢定) 來進行單根檢定，正確性才能有效提升。

3.2.1 ADF 檢定法 (Augmented Dickey-Fuller Test)

ADF 檢定法是由 DF 檢定法加以擴充而來的。此模型的優點是兼具考量了截距項與時間趨勢項，且分析結果亦較 DF 檢定更嚴謹，更能符合序列之特性。下列三種 ADF 檢定模式，其差異在於是否含有截距項 α 與時間趨勢項 t ：

1. 不含截距項 (drift term) 及時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

2. 為含截距項、不含時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

3. 含截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \times t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 Δ 為一階差分， α 為截距項 (常數)， t 為時間趨勢項， p 為最適落後期數， $\sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i}$ 為最適落後項， ε 為誤差項。欲檢定的假設如下，其上述模型的假設檢定為：

H : $\rho = 0$ (yt 有單根現象，為非恆定的時間序列)

H : $\rho \neq 0$ (yt 不具有單根現象，為恆定的時間序列)

模型的檢定虛無假設 H : $\rho = 0$ ，若拒絕虛無假設 H，則該序列不具有單根現象、變數為恆定序列；反之，若不拒絕虛無假設 H，即該序列有單根現象、變數為非恆定序列。倘為非恆定序列，我們將要對變數進行取一階差分的動作，再予以作檢定，若差分後，序列不具有單根現象，則認定變數為 I(1)。

3.2.2 ADF-GLS 單根檢定

由 Elliott, Rothenberg, and Stock (2001) 提出 ADF-GLS 單根檢定，與 ADF 檢定不同的地方，ADF-GLS 單根檢定首先要去除固定趨勢，之後再採用下列 ADF 迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (6)$$

以 t -統計量檢定上列假設，其中最適落後期選擇則需搭配修正 AIC (modified AIC, MAIC) 或修正 SIC (modified SIC, MSIC)，DF-GLS 檢定的漸近分配與 ADF 檢定相同。

3.2.3 Ng-Perron 單根檢定

ADF 檢定雖是最常使用的單根檢定，但其檢定力在 AR(1) 係數很靠近 1 時非常低，即 ADF 檢定犯型 II error (Accept H0 when H1 is true) 的機率很高，實際上是恆定時間數列，但卻無法拒絕具單根之虛無檢定。因此，Ng-Perron 單根檢定法解決了傳統單根檢定可能發生的問題。Ng and Perron (1996) 建構三個檢定統計量 $MZ\alpha$ 、 MZt 及 MSB 。Ng-Perron 之檢定統計量如下：

$$MZ_{\alpha} = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2)[2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2]^{-1} \quad (7)$$

$$MZ_t = MZ_{\alpha} \times MSB \quad (8)$$

$$MSB = [T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2]^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

本研究則使用上述ADF單根檢定，DF-GLS單根檢定和NP單根檢定來測試變數的單根，如果接受具有單根的零假設（即時間序列非恆定的），則可確定下一部分用共整合檢定確定共整合個數與變數之間其共整合關係是否存在。

3.3 共整合檢定(Co-integration Test)

當時間序列為非恆定時，以傳統迴歸式如 OLS 或 GLS 來估計變數資料時，會產生所謂虛假迴歸的問題，此時我們可利用變數差分的動作，使其成為恆定序列；但假使直接藉由差分方式來使變數成為恆定序列，則可能喪失變數間長期均衡的關係。因此必須檢定共整合關係是否存在，以確保不會產生虛假迴歸或喪失了變數間長期均衡關係的情形，此即為共整合檢定。

Johansen 最大概似檢定法則是假設誤差項為常態分配的前提下，考量了所有可能影響變數的因素，另外 Gonzalo(1994)也研究指出，Johansen 的「最大概似估計法」所估算得到的參數估計值，具有不偏性、效率性，具對稱分配性。因此本研究共整合分析方法即採用 Johansen 的「最大概似估計法」。共整合分析的步驟為：

1. 以單根檢定量驗證可以證明所有變數均為 $I(1)$ 。
2. 執行共整合檢定 (Johansen)，明確出具有共整合關係，與共整合的個數。
3. 對所有 $I(1)$ 變數（水準值非差分值）配適向量誤差修正式 (VECM)，並且估計之。
4. 以 LR 統計量檢定共整合係數是否符合理論值（選擇性）。
5. 在 VECM 中解釋並檢定變數的長短期依存的存在關係。

以下為簡單介紹 Johansen 共整合檢定的程序。N 個 $I(1)$ 變數可寫成下式：

$$\Delta Y_t = \phi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

長期矩陣 $\Pi = \alpha\beta'$ ， Π 為所有線性組合的落後項係數， $\alpha\beta'$ 為 $n \times r$ 矩陣， α 是為調整係數，表示該回復均衡的速度，如果係數越大時，代表變數在失衡的狀態下，趨向於均衡水準的調整速度則越快；而 β 是 r 個行向量， β 也就是共整合向量， ΠY_{t-1} 為誤差修正項目，表示變數長期之間的關係，當 $\Pi = \alpha\beta'$ 時，即使 Y_t 中的所有變數皆是為單根，但形成恆定的關係需經過線性組合， $\Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k}$ 為各變數的短期動態關係，當個體受到干涉時，各變數脫離均衡時的動態情形。為了得知共整合向量的個數，將利用 Π 的 (rank) 來檢定變數間共整合向量的個數，是 Johansen 最大概似法中估計與驗證的核心，共有以下三種：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 為零矩陣，代表 VAR 模型中，沒有產生共整合關係，意思是各變數之間不存在長期均衡關係，直接以 ΔY_t 估計 VAR 模型。
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = n$ ，則 Π 為全職 (full rank) 矩陣， Y_t 為一的恆定數列，直接以 Y_t 估計 VAR 模型。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，存在有 r 個共整合向量，使得 Y_t 線性組合變成恆定的時間序列。

Johansen and Juselius (1990) 當時有提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：一種為跟跡檢定 (Trace test)，另外一種為最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test)。

1. 跟跡檢定 (Trace test)

(1) 檢定之假設為：

- $$\begin{cases} H_0: \text{最大共整合階次為 } r (\text{最多只有 } r \text{ 個共整合係}) \\ H_1: \text{最大共整合階次為 } k (\text{最多只有 } k \text{ 個共整合係}) \end{cases}$$

(2) 跡檢定量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \quad (11)$$

$\hat{\lambda}_i$: 特徵根的估計值

T : 觀察值的個數

r : 共整合向量個數

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

2. 最大特性根檢定

(1) 檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } r+1 \text{ (最多只有 } r+1 \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2) 最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \quad (12)$$

本研究使用Johansen的最大概似估計法檢定各變數間是否具有共整合的現象，以避免Engle Granger兩階段共整合檢定法的缺失，並期能提高檢定力。

3.2 完全修正普通最小平方法(FM-OLS)

在上述共整合檢定中，或許可確切得知各變數之間是否存在長期均衡關係，無法知道其共整合係數，因此當各變數間存在共整合關係後，本文接著應用FM-OLS的方法來估計並檢定之間的共整合係數值，以了解各變數間變動方向與程度，以提供其影響涵義。

在一個具有共整合關係的迴歸等式中，若以普通最小平方法(OLS)來估計共整合係數，雖然共整合係數估計值具有一致性，但大樣本分配為非常態分配，具有大樣本偏誤、不對稱性且受到擾攘參數(nuisance parameter)的影響，使得傳統的檢定程序(如 t 檢定與 F 檢定)無法執行，故為了解決上述問題，Phillips and Hansen(1990)提出完全修正普通最小平方法(FM-OLS)，針對 OLS 估計值做了兩項的修正，分別是內生性偏誤修正與二階偏誤修正，使得最後的 t-檢定量具有大樣本分配為標準常態分配。

在本文的模型中，假設 $y_t, x_{1t}, \dots, x_{kt}$ 分別為單根變數，且具有一個共整合向量 $[\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k x_k]$ ，成為以下的迴歸方程式：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t \quad (13)$$

由於推論過程相當繁瑣，在此會以較簡單的方式說明其概念。令 $\hat{\beta}^+ = [\hat{\beta}_0^+, \hat{\beta}_1^+, \hat{\beta}_2^+, \dots, \hat{\beta}_k^+]'$ 為修正後的 OLS 估計值，其對應的修正後 t 統計量如下(以單變數為例)，此處 $s.e(\hat{\beta}_1^+)$ 為標準誤。由於是標準常態分配，所以便可以使用比較傳統的檢定程序，來執行此檢定共整合係數是否顯著。

$$t^+ = (\hat{\beta}_1^+ - \beta_1) / s.e(\hat{\beta}_1^+) \rightarrow N(0,1) \quad (14)$$

4.實證分析

旨在研究探討總體經濟因素與西德州原油價格共計9項變數相對與個案公司之間是否存在影響到汽車銷售量，而實證的時間範圍自西元2009年1月至西元2018年12月，共120筆月的觀察值資料。由前第三章所闡述的研究方法，利用Eviews統計軟體進行實證分析，藉以檢視變數間是否存在有長期的均衡關係。故本研究擬定先行做單根檢定，接續進行共整合檢定，最終透過完全修正普通最小平方法探討檢視其長期主要、次要的關係為何。

4.1 資料來源與處理

本研究選取個案公司KD汽車歷年自西元2009年至西元2018年10年之間觀察值，其變數方面依總體經濟因素做為各項變數；在產業特性原油價格方面，則採用能源局提供西德州原油價格做為衡量變數，資料的頻率為月資料，數據資料各120筆，以進行實證分析，並加以探討這些相關變數與汽車銷售量之間的影响程度，以圖4-1為2009年~2018年KD汽車販賣台數統計趨勢圖可以明顯看出這近10年來汽車整體銷售量呈現起伏平穩狀態，然而其中以2016年銷售16491台為最佳、其次則為2014年的16305台，銷售台數最少則是2010年的12602台，與2016年相比較落差台數為3889台。



圖4-1 為2009年~2018年KD汽車販賣台數統計表

4.2 敘述統計

各種變數之敘述統計結果可知，就平均值而言，以月販台數為 1247.98、台灣工業生產指數為 94.15、失業率為 4.30、消費者物價指數為 97.68。就數量離散程度而言，月販賣台數為 372.69、台灣工業生產指數為 12.65、失業率為 0.69、消費者物價指數為 2.93。由偏態係數可看出，除月販台數 0.146 及失業率偏態係數 1.369 為正數(>0)，其資料分佈型態屬於右偏型態分配，其餘變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，台灣工業生產指數為 5.100、失業率為 3.695 (>3)為高狹峰型態，另外月販台數為 2.676、消費者物價指數 2.054 < 3，則呈低闊峰的型態。另外，Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數全部拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設，故資料均為非標準常態分配。

就平均值而言，以放款利率為 1.81、景氣指標綜合指數為 95.63、國內生產毛額為 104.10。就數量離散程度而言，放款利率為 0.13、景氣指標綜合指數為 10.33、國內生產毛額為 3.07。由偏態係數可看出，除國內生產毛額之偏態係數 0.215 為正數(>0)，其資料分佈型態屬於右偏型態分配，其餘變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，景氣指標綜合指數為 3.812 (>3)為高狹峰型態，另外放款利率 1.456、國內生產毛額 2.571 < 3，則呈低闊峰的型態。除此另外，Jarque-Bera 正常檢定在顯著性水平為 1%，除國內 GDP 為不顯著常態分配外其餘各變數全部拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設，故資料均為非標準常態分配。

就平均值而言，以台幣對美金匯率為 30.88、股價指數 8598.39、西德州原油價格為 73.10。就數量離散程度而言，美金匯率為 1.32、股價指數 1311.57、西德州原油價格為 21.99。由偏態係數可看出，除台幣對美金匯率之偏態係數 0.583 為正數(>0)，其資料分佈型態屬於右偏型態分配，其餘變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，股價指數指數為 3.731 (>3)為高狹峰型態，另外台幣對美金匯率指數為 2.422、西德州原油價格 1.659 < 3，則呈低闊峰的型態。除此另外，Jarque-Bera 正常檢定顯著性水平在 1%下，除股價指數為不顯著常態分配外其餘各變數皆為拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設，故資料均為非標準常態分配。

從圖 4-2 至 4-11 的結果中，可得知：

從販賣台數方面(圖 4-1)：在 2009 年至 2010 上半年可看出，國際原油、原物料價格持續漲勢，引發物價上漲壓力，景氣逐漸露出疲態，根據主計處統計，2008 年第 3 季經濟成長率呈負成長，2009 年第 1 季更衰退至-8.56%

加上我國出口產品結構多集中於高景氣循環連動性之電子產品，出口動能因而受創。內需部分，國內經濟情勢的悲觀氛圍，且失業率升高、薪資所得下降，產業獲利劇減、民間消費受到相當衝擊，因此在 2010 年汽車銷售量略降外；自 2011 年起整體而言販賣台數皆呈平穩小波動。

失業率方面(圖 4-2)根據主計處統計 2010 年初的統計，平均失業率為 5.85%，失業人數為 63.9 萬，均創下往年新高；從國內 GDP (圖 4-3) 來看，2011 年的金融市場並不平靜，日經指數暴跌 10%，各國股市皆慘不忍睹，台灣不可避免地也受到嚴重影響，景氣發展持續停滯不前，經濟活動壓縮影響技術產業的出口訂單，台灣電子業開始休無薪假，在 5 月國內更爆發塑化劑風暴，經濟發展前景更加堪憂。結果，台灣 2011 年的國內 GDP 也從上一年的兩位數變為成 3.8% 的個位數。

股價指數方面(圖 4-4):如上所述，除 2011 年日本的 311 大地震外，2012 年 3 月，政府財政當局針對大型股票市場投資者徵收股票交易稅，結果台灣股市在 6 月初從 8,000 點跌至 6,857 點，交易量總額凍結至不到 500 億元。2015 年，中國大陸的嚴重股市大崩盤影響台灣股市，不僅影響貿易依存度甚高的台灣股市與台灣有關產業，連帶一度引發美股的熔斷機制。同時，頻繁的國際恐怖襲擊事件以及國內總統大選中藍綠政治的內外耗因素，導致股價指數下跌。

西德州原油方面(圖 4-5): 2015 年，國際石油價格持續下跌，由沙烏地阿拉伯領導的石油輸出國組織 (OPEC) 的內部意見分歧，不僅對減產無法取得有效共識，而且開採成本較低的俄羅斯，沙烏地阿拉伯和伊朗的石油產。

以下為車輛月販台數、失業率、國內生產毛額、股票指數、西德州原油述統計圖(原始資料)

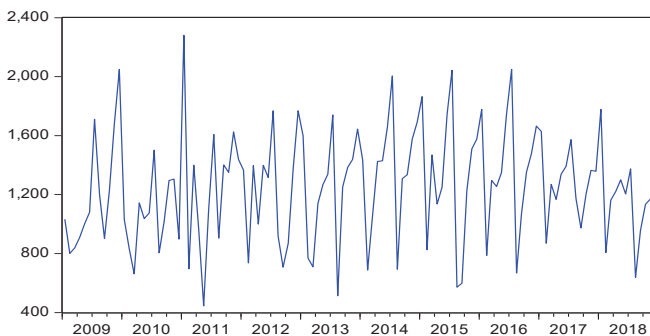


圖 4-1 2009~2018 年 車輛月販賣台數

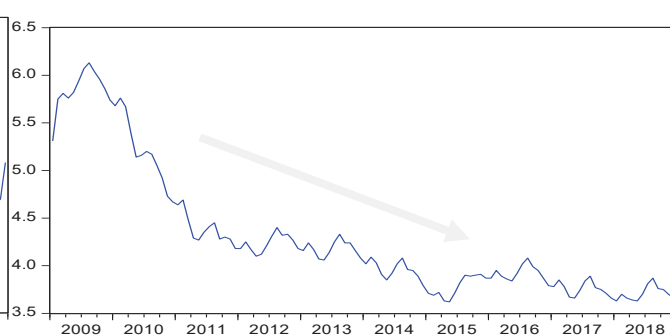


圖 4-2 2009~2018 年 失業率

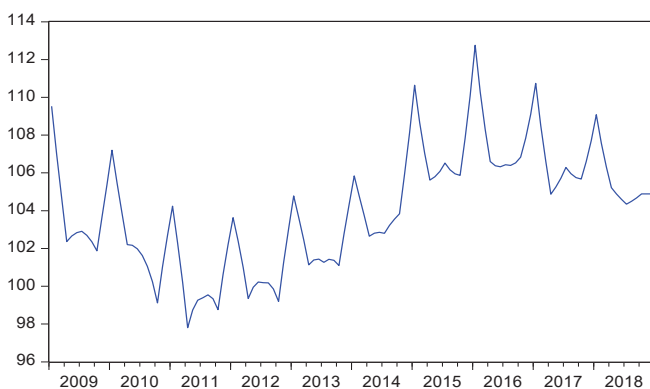


圖 4-3 2009~2018 年 國內生產毛額

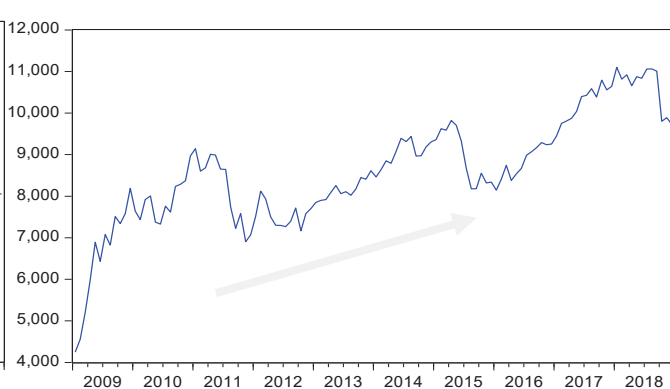


圖 4-4 2009~2018 年 股票指數

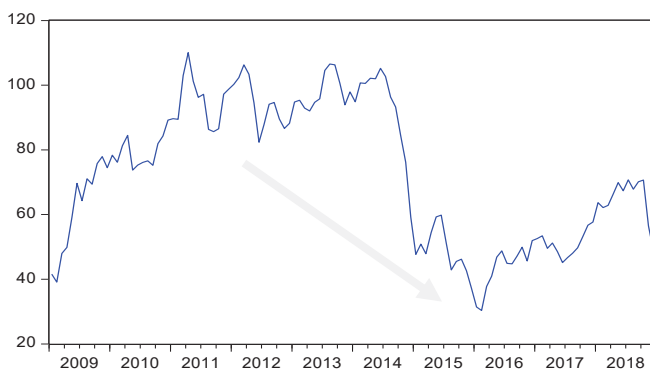


圖 4-5 2009~2018 年 西德州原油價格

4.3 單根檢定

若數列資料未符合恆定性即進行迴歸分析，實證結果恐會產生虛假迴歸情況，因此需先進行單根檢定，以判定各項變數是否具為單根。單根檢定的虛無假設為具有單根，如果驗證結果未能拒絕原假設，則意味著它具有單根的特徵；否則，如果結果是對原假設的否定，則意味著它不具有單根的特徵。本項研究係採用ADF測試消除殘差自相關檢定，配合ADF-GLS單根檢定，並以較高測試能力補充Ng-Perron進行驗證，提高檢定正確性。

本研究先以各變數之圖形走勢來決定，綜合圖 1 至圖 3 顯示各變數均含有截距項且具有明顯上升的時間趨勢項的特性，故本研究模型選擇含截距項 α 及時間趨勢項 t 之檢定模型。此外，最適落後期數採參數精簡原則及有效的檢定力。三種不同單根檢定方法，除 Ng-Perron 單根檢定需以MAIC 為選取依據外，其餘的檢定均以 AIC 來選取最適落後期數。

表4-1 總體經濟各變數水準值之ADF單根檢定表(Level)

單根檢定	變數	最後適落期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	月販台數	11	-2.253	-4.045	-3.452	-3.151
	台灣工業生產指數	12	-3.122	-4.046	-3.452	-3.152
	失業率	9	-2.328	-4.044	-3.451	-3.151
	消費者物價指數	6	-3.043	-4.041	-3.450	-3.150
	放款利率	3	-1.157	-4.039	-3.449	-3.150
	景氣領先指標綜合指數	2	-3.102	-4.038	-3.449	-3.150
	國內生產毛額	12	-2.230	-4.046	-3.452	-3.152
	台幣對美金匯率	4	-1.969	-4.040	-3.449	-3.150
	股價指數	4	-2.634	-4.040	-3.449	-3.150
	西德州原油價格	4	-2.228	-4.044	-3.452	-3.151

註 1:*、**和***分別代表在 10%、5%與 1%顯著水準下，拒絕單根之虛無假設。

註 2:最適落後期數依 AIC 準則所選取。

註 3:數值為具有截距項及時間趨勢項模型下之檢定統計量。最大階次為 12。

表 4-2 總體經濟各變數水準值之 DF-GLS 單根檢定表(Level)

單根檢定	變數	最後適落期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
DF-GLS	月販台數	11	-2.272	-3.570	-3.022	-2.732
	台灣工業生產指數	12	-1.669	-3.572	-3.023	-2.733
	失業率	9	-1.894	-3.568	-3.020	-2.730
	消費者物價指數	7	-2.175	-3.566	-3.018	-2.728
	放款利率	3	-1.393	-3.561	-3.014	-2.724
	景氣領先指標綜合指數	3	-1.444	-3.561	-3.014	-2.724
	國內生產毛額	12	-2.088	-3.572	-3.023	-2.733
	台幣對美金匯率	4	-1.341	-3.562	-3.015	-2.725
	股價指數	0	-1.182	-3.557	-3.011	-2.721
	西德州原油價格	1	-1.395	-3.563	-3.016	-2.726

註 1:*、**和***分別代表在 10%、5%與 1%顯著水準下，拒絕單根之虛無假設。

註 2:最適落後期數依 AIC 準則所選取。

註 3:數值為具有截距項及時間趨勢項模型下之檢定統計量。最大階次為 12。

表 4-3 總體經濟各變數水準值之 Ng-Perron 單根檢定表(Level)

單根檢定	變數	最後適落期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
NP(MZa)	月販台數	11	-3.173	-23.8	-17.3	-14.2
	台灣工業生產指數	12	-0.303	-23.8	-17.3	-14.2
	失業率	11	-11.984	-23.8	-17.3	-14.2
	消費者物價指數	7	-8.481	-23.8	-17.3	-14.2
	放款利率	3	-3.327	-23.8	-17.3	-14.2
	景氣領先指標綜合指數	3	-1.475	-23.8	-17.3	-14.2
	國內生產毛額	11	-0.796	-23.8	-17.3	-14.2
	台幣對美金匯率	4	-4.184	-23.8	-17.3	-14.2
	股價指數	0	-2.678	-23.8	-17.3	-14.2
	西德州原油價格	1	-4.201	-23.8	-17.3	-14.2

註 1:*、**和***分別代表在 10%、5%與 1%顯著水準下，拒絕單根之虛無假設。

註 2:最適落後期數依 AIC 準則所選取。

註 3:數值為具有截距項及時間趨勢項模型下之檢定統計量。最大階次為 21。

由表 4-1到4-3得知，對總體經濟所有變數(Level)進行單根檢定，可發現在 1%、5%與 10%的顯著水準下，均無法拒絕單根之虛無假設，表示皆具有單根的特性；換言之，在未經差分的時間序列呈非恆定的漂浮隨機漫步走勢。模型中所採用的變數皆是I(1)的時間序列，階次整合序列整理如表4-8。

表 4-4 各變數的階次整理

變數	ADF	DF-GLS	Ng-Perron	結論 I(1)/I(0)
月販台數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
台灣工業生產指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
失業率	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
消費者物價指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
基本放款利率	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
景氣領先指標綜合指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
國內生產毛額	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
台幣對美金匯率	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
股價指數	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
西德州原油價格	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

註：I(0)表恆定；I(1)代表單根。

4.4 共整合檢定

本小節研究持續以共整合檢定探討月販台數與各種經濟因素變數之間是否具有共整合關係。由檢定結果如表 4-9 可以看出，跡檢定(λ -trace)及最大特性根檢定(λ -max)統計值均大於 5% 臨界值，表示在 5% 的顯著水準下，可拒絕無共整合的虛無假設 $H_0: r=0$ ，而在 5% 顯著性水平下，不能否決一個共整合的虛無假設 $H_0: r \leq 1$ ，顯示月販台數與各種經濟因素變數二者之間、存在有一個共整合向量，亦表示兩個變數之間相互具有長期存在均衡關係。

表 4-5 月販台數與經濟因素之 Josansen 共整合檢定表

變數	最大特徵根檢定	跡檢定	虛無假設	共整合向量個數
月販台數 台灣工業生產指數	19.931* (0.011) 8.389 (0.070)	28.320* (0.003) 8.389 (0.070)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 失業率	58.778* (0.000) 3.200 (0.074)	61.978* (0.000) 3.200 (0.074)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 消費者物價指數	41.906* (0.000) 2.107 (0.147)	44.013* (0.000) 2.107 (0.147)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 景氣領先綜合指數	44.354* (0.000) 1.777 (0.183)	46.131* (0.000) 1.777 (0.183)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 基本放款利率	42.049* (0.000) 8.179 (0.077)	50.228* (0.000) 8.179 (0.077)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 國內生產毛額	48.962* (0.000) 2.931 (0.087)	51.893* (0.000) 2.931 (0.087)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 台幣對美金匯率	35.705* (0.000) 4.878 (0.297)	40.583* (0.000) 4.878 (0.297)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 股價指數	16.598* (0.021) 3.809 (0.051)	20.407* (0.008) 3.809 (0.051)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個
月販台數 西德州原油價格	40.035* (0.000) 1.286 (0.257)	41.321* (0.000) 1.286 (0.257)	$H_0: 0$ 個共整合 $H_0: 1$ 個共整合	1 個

註:()內數據為 p -值。*在 5% 下顯著。

4.5 完全修正普通最小平方法(FM-OLS)

經過上一節共整合檢定分析結果，我們可以確知汽車月販賣台數與各項經濟因素具有長期存在共整合關係，然後本節將使用Phillips 與 Hansen(1990)所提出的完全修正普通最小平方法(FM-OLS)來估算並檢核共整合係數。以下將呈現月販台數與各項經濟因素之間的長期關係估計結果，其FM-OLS結果如表4-6所示。

表4-6 FM-OLS實證結果表

變數	台灣工業生產指數		失業率		消費者物價指數	
月販 台數	常數項	5.473*** (0.000)	常數項	7.525*** (0.000)	常數項	0.135 (0.969)
	係數	0.355** (0.040)	係數	-0.311** (0.048)	係數	1.517** (0.049)
變數	景氣領先綜合指數		基本放款利率		國內生產毛額	
月販 台數	常數項	7.021*** (0.000)	常數項	7.101*** (0.000)	常數項	-0.414 (0.898)
	係數	0.101 (0.762)	係數	-0.021 (0.415)	係數	1.615** (0.021)
變數	台幣對美金匯率		股價指數		西德州原油價格	
月販 台數	常數項	7.299*** (0.000)	常數項	4.104** (0.004)	常數項	7.307*** (0.000)
	係數	-0.063 (0.914)	係數	0.329** (0.035)	係數	-0.053 (0.473)

註:()內數字為 p -值。*、**、***在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

本研究將 FM-OLS 的實證結果管理意涵分別依序說明，由表 4-10 得知，從

1. 當月販台數提升 1%時台灣工業生產指數同時提高 0.355%，表示生產製造業、建築業、水電燃氣業生產持續增強景氣趨平穩，產品市場需求活絡帶動換購意願，連動與銷售量之間產生顯著影響。
2. 月販台數增加 1%時失業率相對下降-0.311%，意謂景氣樂觀好轉企業人力需求增加引領民間投資增加，以及政府推動就業方案配合下，因此失業率與銷售量存在具有長期負向顯著關係。
3. 月販台數提升 1%時消費者物價指數 CPI 上升 1.517%，表示市場經濟活動與政府貨幣政策活絡，景氣呈現好轉，家庭購買消費力及服務價格準的提升使得購車意願變高，兩者間產生顯著影響。
4. 當月販台數提升 1%時景氣領先綜合指標雖然上升 0.101%但因實證結果並不顯著，意該月販台數並不因景氣領先指標的上升而有所影響，探究原因可能是消費者較著重於本身是否有確切購車需求性。
5. 當月販台數提升 1%時基本放款利率下降-0.021%但因實證結果並不顯著，表示該月販台數不會因為基本放款利率下降而有所影響，另一方面探究因素可能是目前五大行庫貸款利率皆屬於低利率週期，現今消費者資訊發達對於購車付款方式較具多樣化選擇，畢竟汽車貸款亦是車商、銀行給予民眾的一種資金運用。
6. 若月販台數增加 1%時國內生產毛額 GDP 提高 1.615%，即表示經濟蓬勃發展且消費力道強，車市交易活絡、銷售量呈現成長趨勢，產生正向顯著關係。
7. 月販台數增加 1%時台幣對美金匯率則下降-0.063%、當新台幣兌美對美金升值時，會使進口零件變便宜促使成本下降，售價隨之調降，銷售台數應而增加、但影響性並不大且實證結果並不顯著，究因有可能是美金匯率交易對生產者製品材料成本具直接影響，但對購車消費者來說只存在是否會轉嫁之參考。

- 8.月販台數增加 1%時股價指數則上升 0.329%，則表示當國人從股票獲利時，指標性資金餘裕可以靈活運用進而增加增購車念頭、因而增加銷售量，產生正向顯著關係。
- 9.販台數增加 1%時西德州原油價格下降-0.053%，且實證結果並不顯著，究因可能是油價上下波動頻繁，全球尋找綠色能源替代品的動力產生，節能科技孕育而生，動力來源正在由汽油，轉換成油電混合及電動車，因此購車意向不再侷限(燃)汽油車選擇，讓消費者更具多重選擇性，也意謂著整個產業供應鏈正在發生大幅度變化。

最後依據上列結果得知:相關影響性排序分析如下:

1. 經濟景氣面最高:影響由高至低依序為最國內生產毛額 GDP、消費者物價指數 CPI、台灣工業生產指數、股價指數、失業率、最低則是景氣領先綜合指標。
2. 其次匯率、利率: 台幣對美金匯率、五大行庫基本放款利率。
3. 後者為油價: 西德州原油價格。

5.結論與建議

5.1 結論

汽車產業發展與經濟情勢彼此緊密牽連，本研究使用時間序列旨在探討個案 KD 汽車公司與各項經濟產業結構面變數(如台灣工業生產指數、基準放款利率、景氣領先指標綜合指數...等與西德州原油價格)共計 9 項之間是否存在長期相對影響關係，研究結果期能助於企業預知各種情勢發展且有相對應變通之道；首先陳述敘述統計後，然後再使用單根檢定檢驗各變數序列皆具有單根，然後使用 Johansen 共整合方法來檢測變數之間是否存在長期穩定的平衡關係，最後使用完全修正普通最小平方法來估計和分析更重要的影響因素。由上述章節的討論作為依據，我們可獲取以下結論：

- 一、經由透過三種單根檢定方式(ADF、ADF-GLS、Ng-Perron)，各項經濟變數質均具有相同的階次，均無法拒絕具有單根之虛無假設，顯示所有數列均呈現有單根之非恆定時間序列性。
- 二、進一步分析販賣台數與各項經濟變數質兩者間的關連性，經過Johansen共整合檢定方式，可以確知互變數之間皆存在有一個共整合向量，並且它們都具有長期的共整合關係。
- 三、探討影響月販賣台數以完全修正普通最小平方法檢定時，結果顯示：台灣工業生產指數、失業率、消費者物價指數、國內生產毛額存在有顯著關係，但另一方面景氣領先綜合指標、基本放款利率、台幣對美金匯率、西德州原油價格之間的關係則不顯著；最後依相關影響性由高至低排序分析以經濟景氣面最高、匯率次之、油價為最低。
- 四、另外，由實證結果得知，影響汽車銷售量之變數，大都是總體經濟面，但如今自2020年初開始受到新冠病毒疫情衝擊，該疫情已蔓延到歐美等地，許多國家採取閉關鎖國措施，以防止疫情蔓延，企業正面臨大規模停工和輪流減班機制，導致經濟需求急劇下降；在國內市場，疲軟的市場需求和國際油價的下跌使傳統工業製造商看壞未來景氣比例甚高；近期在2020年的總體經濟預測中，鑑於歐美國家疫情緩解，且最近金融市場表現尚稱穩定，此外，由於採取適當的國內防疫措施，政府採取多項保護措施並適時推出多項紓困方案，預料可減緩疫情對台灣經濟下滑的衝擊，依據台灣經濟研究院預測，2020年國內實際GDP增加率將為1.58%，比1月份的預測下降1.09個百分點，這使得今年汽車銷售量可能遭受波及，銷售量恐無法如預期達成。
- 五、新型冠狀病毒疫情雖阻斷經濟成長連帶也影響汽車銷售，但可知未來的汽車產業將朝高度客製化與共享經濟的趨勢發展，逐步邁向科技智慧(自動駕駛)及互有經濟(共享汽車)的商業模式，其訴求創新科技/銷售整合/智慧服務的核心競爭力；亦此同時提出建言，業者未來不應侷限產品單次交易，藉此景氣低迷時多關注消費者需求，著手創造更多與消費者的接觸點，然而數位化科技也將成為未來解決方法之一，提供線上行銷平台或線上看車可從中透過數據分析了解並管理顧客，貼近消費者需求服務增加行銷通路，加速轉型增強汽車銷售力道。

5.2 建議

本研究在進行過程中，未臻完備尚受到諸多研究限制，且須改進之處，對後續研究者列舉建議如下所述：

- 一、本研究採用 2009 年至 2018 年 10 年間月資料共 120 筆，建議後續研究可增加樣本數，以提高務實及準確性。
- 二、僅探討經濟因素對國產汽車銷售量的影響，並未將進口車銷售量納入影響因素的考量，在於認為，界定不同消費族群，國產車的購買者和進口車的購買者重疊性比較低(保養維修存在差異性)，且進口車販售量近年漸趨穩定，數據值較為客觀，希望未來能將進口車併入研究中。
- 三、可持續增加本研究未納入的其他變數，例如 2016 年至 2020 年實施貨物稅減免政策，可進行更深入研究，增加研究的參考價值。
- 四、建議未來研究者可劃分銷售區域、亦可納入車種別或動力別(如汽油車、油電混合車、電動車)以利相關數據獨立分析。

6. 參考文獻

一、中文部分

1. 呂學慶(2002)，「台灣地區汽車市場銷售預測之探討」，國立中央大學管理學院高階主管企管碩士班碩士論文。
2. 吳佳龍(2012)，「影響台灣地區汽車銷售量因素之探討」，東吳大學管理碩士在職專班(研究所)碩士論文。
3. 洪煙平(2011)，「台灣汽車銷售量與經濟因素關聯之研究」，萬能科技大學經營管理研究所在職專班碩士論文。
4. 林啟正(2013)，「企業銷售預測對庫存管理政策影響之研究-以台灣汽車產業為例」，中原大學企業管理學院碩士論文。
5. 林全錦(2017)，「台灣國產車銷售量與總體經濟因素分析」，國立中央產業經濟研究所碩士在職專班論文。
6. 林登峯(2018)，「台灣環保綠能汽車消費者接受度之研究」，國立高雄大學高階經營管理碩士在職專班碩士論文。
7. 孫彥苓(2013)，「景氣預測指標對台灣汽車銷售之影響分析」，國立高雄應用科技大學國際企業系碩士在職專班。
8. 梁紅玉(2013)，「產能利用率與能源補貼政策」，國立中央大學管理學院高階主管企管碩士班碩士論文。
9. 楊奕農(2005)，時間序列分析—經濟與財務上之應用，臺北市：雙葉書廊。
10. 陳良忠(2007)，台灣汽車工業發展歷程之回顧&汽車電子市場發展趨勢與策略之探討
11. 潘春勇(2016)，「舊車換購新車補助政策之研究」，國立中正大學管理學院高階主管管理研究所碩士論文。
12. 曾連通(1987)，「我國汽車製造產業成功關鍵因素與競爭能力之研究」，國立中興大學企業管理研究所。
13. 蔡美金(2001)，「台灣汽車零組件業發展策略—國際技術引進與市場拓展」清華大學工業工程與工程管理研究所碩士論文。
14. 劉怡吟(2009)，汽油價格對台灣汽車市場需求的影響，國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。

二、外文部分

1. Abu-Eisheh, S. A. and F.L. Mannering, (2002) Forecasting automobile demand foreconomies in transition: a dynamic simultaneous-equation system approach. *Transportation Planning and Technology*, 25, 311-331.
2. Austin, David, and Terry Dinan. (2005). "Clearing the Air: The Costs and Consequences of Higher CAFE Standards and Increased Gasoline Taxes." *Journal of Environmental Economics and Management*, 50(3): 562-82.
3. Berry, Steven, James Levinsohn, and Ariel Pakes.(1995). "Automobile Prices in Market Equilibrium." *Econometrica*, 63(4): 841-90.
4. Chin, A. and P. Smith, (1997) Automobile Ownership and Government Policy: The Economics of Singapore's Vehicle Quota Scheme. *Transportation Research Part: A*, 31, 129-140.
5. Dargay, J. and D. Gately, (1999) Income's effect on car and vehicle ownership: worldwide: 1960-2015. *Transportation Research Part A*, 33, 101-138.

6. Dejong, D., Nanjervis, J., Savin, N., and Whiteman, C., (1992). Integration Versus Trend Stationarity in Macroeconomic Time Series, *Econometrica*, 60, 423-434.
7. Elliott, G., T. Rothenberg and J. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica* 64, 813-36.
8. Engle, R. and Granger, C. (1987). Co-integration and error correction representation, *Econometrics*, Vol.55, 251-267.
9. Johansen, S., and Juselius, K., (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, No.2, 169-210.
10. Linn, Joshua, and Thomas Klier. (2007). "Gasoline prices and the demand for new vehicles: evidence from monthly sales data." Unpublished.
11. Ng, S. and P. Perron (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica* 69, 1519-54.
12. Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economics Studies*, 57, 99-125.
13. Romilly, P., Song, H. and X. Liu, (1998) Modelling and forecasting car ownership in Britain. *Transport Economics and Policy*, 32, 2, 165-185.
14. Ralph, G. (1999) Urban mobility in the developing world, *Transportation Research Part A*. 33, 671-689.
15. West, Sarah E., and Robertson C. Williams III. (2005). "The Cost of Reducing Gasoline Consumption." *The American Economic Review*, 95(2) : 294-99.