

國立政治大學國家發展研究所

碩士論文

指導教授：黃智聰博士

改革開放後天津城鎮金融發展與居民消費之關係



研究生：蔣馥冰

中華民國一〇一年六月

謝辭

自進入碩士班就讀以來，最擔心的便是論文寫作，那是研究所學習成效總整理。碩一時雖清楚我的研究興趣與方向，但苦於學不到一套完整的量化研究方法與步驟。直到修習黃智聰老師的應用計量分析後，對老師深入淺出又活潑的教學方式印象深刻，最期待的就是每週一可以來上老師的課。非常感謝黃智聰老師給予我們一套完整的計量研究訓練及論文指導也非常感謝口試委員童振源老師及李志強老師給予本論文中肯的建議。謝謝黃老師總是耐心解答我的問題，每當我在論文寫作過程中遇到迷失方向時，與老師討論後總能茅塞頓開，帶著笑容離開老師的研究室，重新將論文方向拉回正軌。也謝謝老師對我們的關心與教導，不僅是碩士論文，我更從老師身上學習許多做人做事的態度，每當粗心時能有老師的提點，使我更加嚴謹。

時光飛逝，還記得自己入學時的懵懂，與國發所同學的嘻笑聲還在耳邊迴盪，掐指一算竟也過了快兩年。這兩年，發生好多事，讓我成長許多，也讓我堅信正面思考的力量及將痛苦挫折當成人生中最美麗的祝福，它磨練我的心志使我更加堅強。謝謝吳德美所長、魏玫娟老師、學長姐、佩琦學姊與馬姊、好同學心怡、函潔、經濟所淑清，在我情緒低潮時給予的關懷與支持陪伴，伴我走過陰霾與論寫作中遇到的挫折。謝謝大學好友兼戰友明秀，從準備研究所到論文寫作的路途上一路相伴、打氣。謝謝財政所婷婷、庭偉、文彬及行管碩陳揚升同學，在論文寫作的過程中幫我解答遇到的問題與交流心得。謝謝國貿所張簡名真，跟妳聊天好愉快，總讓我放鬆好多。謝謝爸媽，有你們的栽培，我才能拿到這個學位。

從低潮到蛻變，從徬徨無助到充滿自信。謝謝一路走來幫助過我的每個人，因為你們的幫助使我在政大最後一學期能幸福滿滿，也使生活更添圓滿色彩。由衷的感謝與祝福你們能精彩快樂的過每一天!

改革開放後天津金融發展與居民消費之關係

中文摘要

2006 年，中國大陸國務院將天津定位為北方經濟中心，天津的金融發展加速，金融機構家數及存貸款餘額不斷增加。當金融市場完善，有助降低交易成本使資金的融通管道暢通，居民可透過金融市場融通資金來從事更多消費，因此本研究目的為探討金融發展是否也是影響居民消費及恩格爾係數的因素。

本研究以金融深化程度及銀行效率指標兩項金融發展指標，來衡量天津的金融發展程度。實證結果顯示，短期下實質人均儲蓄、都市化程度對居民消費有負向影響；物價指數、實質人均 GDP、實質人均可支配年收入與金融深化程度對居民消費有正向影響，銀行效率則對居民消費無影響；而長期下，實質人均儲蓄與都市化程度對消費有負向影響，物價指數、實質人均可支配年收入及銀行效率對消費有正向影響，金融深化程度及實質人均 GDP 則與居民消費無影響。

在恩格爾係數方面，短期下依賴比、實質人均可支配年收入對居民消費有負向影響；金融深化程度、都市化程度對居民消費有正向影響。長期下金融深化程度對恩格爾係數無影響，但銀行效率卻對恩格爾係數有正向影響。依賴比與實質人均可支配年收入呈負向關係，但金融發展程度與銀行效率對居民消費確實有促進作用。最後本研究建議天津政府除了積極促進消費的同時，也應致力於提高居民實質人均可支配年收入水準及提高銀行資金運用效率。

關鍵詞：天津、居民消費、恩格爾係數、金融發展指標、共整合 ARDL

The Relationship between Financial Development and Consumption in Tianjin after Economic Reform

ABSTRACT

In 2006, The State Council in China set Tianjin as the economic center in the northway of China., the financial development in Tianjin has speeded up. The numbers of the financial institutions and the balance of deposit and loan have risen up. When the financial market becomes mature that will reduce the transaction cost and consumers will have more financial accesses and opportunities to finance. Therefore, this paper is aimed to discuss whether the financial development is a factor that influence the consumption and Engel's coefficient or not.

This paper used two financial development indicators to measure the financial development in Tianjin- Financial irrelevant ratio (FIR) ,and bank efficiency. The empirical results shows that real personal savings, and urbanization have negative influence on consumption whereas the price index, real GDP per capita, real personal disposal income and financial irrelevant ratio have positive influence on consumption and banking efficiency has no influence on consumption in the short run. In the long run, however, real personal savings and urbanization have negative influence on consumption but price index, real personal disposal income and banking efficiency have the positive influence on consumption. But financial irrelevant ratio and real GDP per capita have no influence on consumption.

In the Engel's coefficient aspect, dependency ratio and real personal disposal income have negative influence. The Financial irrelevant ratio, urbanization and food price index have positive influence in the short run. In the long run, financial irrelevant ratio has no significant influence on Engel's coefficient but banking efficiency has positive influence on consumption. Dependency ratio and real personal disposal income have negative influence on consumption. Therefore, this paper finds out that the FIR and the bank efficiency have pushed up the consumption in the short run and long run respectively. This paper recommends that the Tianjin's government should not only to push up the consumption but also should be dedicated to raise up the personal disposal income and banking efficiency.

Keywords : Tianjin 、consumption 、Engel' s coefficient 、financial development indicator 、ARDL with cointegration

目次

第一章、緒論.....	8
第一節 研究背景與目的.....	8
第二節 研究架構與流程.....	12
第二章、文獻回顧.....	13
第一節、影響居民消費的相關文獻.....	14
第二節、恩格爾係數影響因素的相關文獻.....	22
第三節、本章小節.....	29
第三章、天津的居民消費恩格爾係數與金融發展的現況分析.....	30
第一節、改革開放後居民消費的變化.....	31
第二節、天津恩格爾係數的現況.....	35
第三節、天津金融發展現況.....	38
第四節、本章小節.....	46
第四章、研究設計.....	47
第一節、實證模型設定.....	47
第二節 實證變數假設.....	52
第三節 資料來源.....	55
第四節、本章小節.....	56
第五章 實證結果與模型檢定.....	58
第一節、實證結果分析.....	58
第二節、模型正確性相關檢定.....	68
第三節、本章小結.....	72
第六章、結論與政策意涵.....	74
第一節、結論.....	74
第二節、政策意涵.....	77
參考文獻.....	78

圖次

圖 1：研究架構流程圖.....	12
圖 2：金融發展對居民消費及消費支出類型的影響路徑圖.....	13
圖 3：天津市居民消費水平（1978-2010） 單位：人民幣/人.....	31
圖 4：天津居民城鎮平均消費傾向（1978-2010）.....	33
圖 5：1995 年（a）及 2010 年（b）城鎮居民消費結構.....	34
圖 6：城鎮居民的恩格爾係數（1978-2010）.....	37
圖 7：天津市金融業增加值（2003-2010）.....	39
圖 8：天津市金融相關比率（1978-2010）.....	45
圖 9：天津市銀行效率（1978-2010）.....	45



表次

表 1：2006 年及 2010 年天津與中國大陸中國 GRP 的相對關係.....	10
表 2：居民消費影響因素文獻參考彙整表.....	20
表 3：恩格爾係數影響因素文獻參考彙整表.....	27
表 4：恩格爾係數與生活水準.....	36
表 5：2009 年及 2010 年天津市銀行類金融機構數.....	41
表 6：2009 年及 2010 年天津市非銀行類金融機構數.....	41
表 7：金融發展指標的計算方式與意義.....	43
表 8：居民消費與恩格爾係數的實證變數定義及統計量.....	51
表 9：居民消費與金融發展短期關係實證結果.....	59
表 10：居民消費與金融發展長期關係實證結果.....	62
表 11：恩格爾係數與金融發展短期關係實證結果.....	64
表 12：恩格爾係數與金融發展長期關係實證結果.....	66
表 13：居民消費模型檢定結果.....	71
表 14：恩格爾係數模型檢定結果.....	71

第一章、緒論

第一節 研究背景與目的

一、研究背景

由於美國次貸危機引起全球經濟成長減緩，甚至導致部分國家經濟衰退，原有的經濟模式從出口導向轉向擴大內需。所以引導與促進居民擴大消費需求是經濟發展的首要目標。

居民消費與投資、政府消費並稱推動一地區國家經濟成長的主要動力，當經濟情勢較差時，政府大多以刺激消費為政策手段，以促進經濟復甦，因此消費在一區域的經濟發展中扮演重要角色。

自改革開放以來，隨著各地區經濟成長，居民所得也不斷增加。隨著所得水準的提升，居民消費的能力也跟著提升，其消費不再只局限於基本的生活消費支出，如食物類支出，而是將所得轉而運用於購買汽車、房屋等耐久財或是教育及休閒娛樂方面，居民消費的方式正在逐漸改變。

一般而言，一個地區或國家的所得提高，則認為該地區國家的生活品質應該有所提升。但若僅以人均所得的增加來判斷人民生活水平的高低似乎太過武斷。統計學家恩格爾發現，隨著總所得的增加，消費總支出也增加的同時，食物的支出占總支出的比例相對在下降；而娛樂教育等之支出占總支出的比重則逐漸上升，衣著類等地位財的比重則變化不大，這就是所謂的恩格爾法則。因此根據恩格爾法則，若食物的支出占總支出的比重在下降，代表隨著所得的增加使總支出增加的同時，人們將所得用在食物以外的其他類型消費越來越多，藉此評斷人民的生活水平是否提高。這個判斷準則稱為恩格爾係數，即食物支出占總支出的比例。若恩格爾係數下降，代表人民的生活水平上升，反之亦然。因此本研究希望以恩格爾係數作為評價天津居民生活水平的標準。

天津地處環渤海地區的經濟中心，2006年後被定位為北方經濟中心，

是繼上海浦東新區後第二個綜合配套改革試驗區。2006年6月中國大陸國務院發布「國務院推進天津濱海新區開發開放有關問題的意見」，天津地區的經濟開始有所成長。從深圳帶動珠三角發展，到以浦東地區的長三角經濟圈，中國經濟大幅成長與發展。從胡錦濤與溫家寶上任後，為均衡區域經濟發展，著手推動京津冀區域經濟圈（以河北、北京、天津為主）發展。目前珠三角、長三角的產值在全中國而言名列前茅，經濟發展達到飽和狀態，而京津冀經濟圈之整體發展現今仍較弱，但仍具發展潛力與地域優勢，且接近權力核心，因此「十一五規劃綱要」中，在強調區域平衡發展時，凸顯發展京津冀經濟圈重要性。

因此天津的起步雖較北京、上海晚，但仍擁有需多有利的發展條件。隨著濱海新區的發展，天津成為一個新的亮點，經濟發展與繁榮願景指日可待。天津市政府於2012年3月發布《濱海新區商務發展十二五規劃》未來幾年內將加快推動消費增長，預計發展大型購物中心、國際著名連鎖企業強化產業群聚效應，形成中國北方重要的商業聚集區；進一步增強新區商貿服務業對內外的輻射帶動能力。

目前臺商在中國大陸的珠三角、長三角之發展競爭激烈，且呈現「南高北低」不平衡狀態。由下表可見，天津的區域內生產總值占中國之比已從2006年的1.92%升至2.11%，區域內生產總值則成長了兩倍。在經貿利益驅使下，經濟發展方向已漸向京津冀轉移。天津身為其中的一員，其發展潛力自然不容小覷。

表 1：2006 年及 2010 年天津與中國大陸 GRP 的相對關係

地區 年份	區域內生產總值 (GRP)		佔全中國之比	
	2006	2010	2006	2010
北京	8117.78	14113.58	3.49	3.23
天津	4462.74	9224.46	1.92	2.11
上海	10572.24	17165.98	4.54	3.93
河北	11467.74	20394.26	4.93	4.67
江蘇	21742.05	41425.48	9.34	9.48
福建	7583.85	14737.12	3.26	3.37
廣東	26587.76	46013.06	11.42	10.53
中國大陸	232815.33	437041.99	100.00	100.00

資料來源：《中國統計年鑑》(2011)。

另外，一國或一地區的企業及民間因有完善且效率的金融市場，融資發展產業管道暢通或借貸資金進行消費，進一步帶動當地的經濟發展及經濟成長，因此金融發展與經濟成長是互為因果的。天津的金融業自 1949 年開始發展以來，至今已六十餘年。在十一五時期，天津濱海新區的開放，當地政府推動金融創新及金融改革。1978 年第十一屆三中全會的召開，改革開放確立，推動了天津金融的迅速成長，此時金融體系由單一化走向多元化，天津目前各類金融機構家數持續增加，金融商品豐富多樣，服務水平也跟著提升，金融基礎建設及金融市場發展日益完善。因此在此一背景下，研究金融發展與居民消費及互動關係便成為本研究欲探討的課題。

二、研究目的

居民消費是推動經濟成長的主要動力，而恩格爾係數是一項衡量人民生活水平的重要指標，在中國大陸統計上仍占有重要的地位，至今恩格爾係數仍被列於許多官方統計數據的參考資料中，恩格爾係數的升降仍可成為中國大陸大陸媒體討論的議題，其重要性可見一斑。而天津的金融發展自 2006 年起，中國大陸國務院將其定位為「北方經濟中心」，並積極開發濱海新區以發展及帶動環渤海經濟區的經濟發展，而天津地處環渤海中心，

位置相當重要且極具發展潛力。因此在這樣經濟快速成長的背景下，勢必需要一個健全的金融體系作為融通資金的管道，因此當經濟成長，金融發展蓬勃下，所得的提升與融資管道暢通也會帶動居民消費的成長。而居民消費的成長中食物消費佔總消費的比例稱為恩格爾係數，所得增加而帶動的消費增加中，食物以外的消費如耐用品、文化娛樂等消費會增加，人們會因所得提升而想要享受更好的財貨與勞務，因此食物佔總支出的比例會下降。

因此本研究主要的目的為經由各類文獻的探討，歸納出影響天津居民及恩爾係數的影響因素，另外以金融指標衡量金融發展，並檢視天津的金融發展是否是影響該地區的居民消費，進而影響天津地區的恩格爾係數？以天津而言，其金融發展愈蓬勃，其恩格爾係數的變化是上升或下降？金融發展是否是影響居民消費與恩格爾係數的因素之一？且欲探討隨著時間的過去，金融發展程度越高，居民消費上升，恩格爾係數下降，生活水平確實有所提升。

此外，居民消費是影響一地區經濟發展的重要變數，與政府消費、投資形成推動經濟發展的三駕馬車。近年來中國大陸極力推動內需市場，利用刺激區域內居民消費來推動經濟發展，使研究居民消費成為重要課題，居民消費的研究不僅可反映一地區人民的生活情況及生活水平，也可藉此探討經濟發展的動向，以作為經濟政策制定的參考。

第二節 研究架構與流程

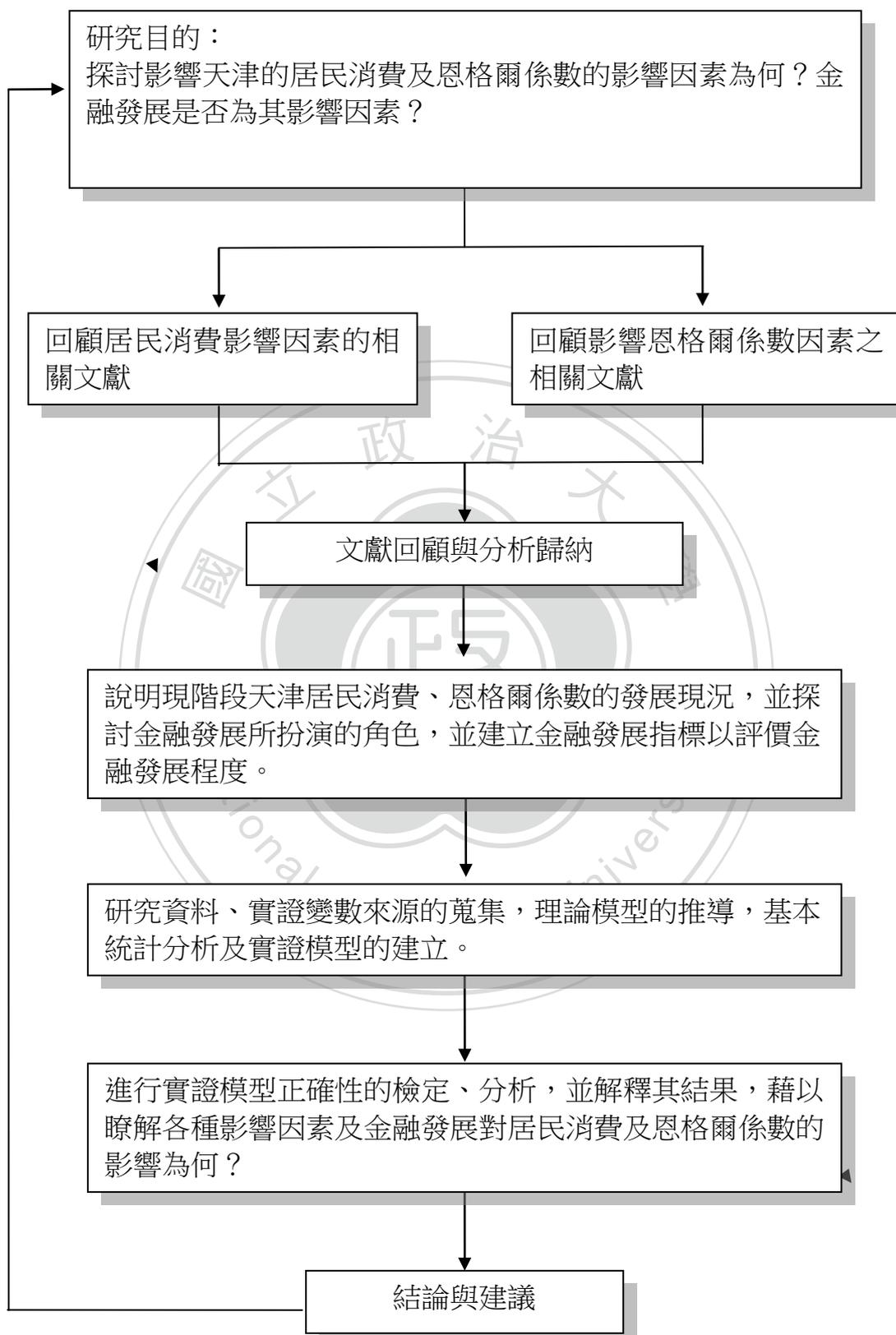


圖 1：研究架構流程圖

第二章、文獻回顧

根據金融仲介理論金融體系具有之功能，可降低經濟活動產生的訊息與交易成本，有助於資金流通，與活絡金融市場。金融體系的形成與交易活動皆存在著交易成本。當交易成本過高，金融體系將處於自給自足且無誘因演進；然而當交易成本降低，將促使金融結構的演變，進而有助提升金融發展。

Diamond and Dybvig (1983) 和 King and Levine (1993) 指出健全的金融中介可減少交易成本及訊息不對稱 (asymmetric information) 的問題，並可降低流動性風險，有利資源配置，以透過資產組合分散風險，加速資本累積金而促進經濟成長。Pagano (1993) 及 Levine (1997) 則歸納金融仲介功能的存在除了可，降低流動性風險、因資訊透明而達到規模經濟，可提高資源配置效率；也經由借貸契約的設計，可降低監督成本 (monitoring cost)、有效吸收儲蓄，有利資本累積及技術創新。更提及因金融仲介可降低交易成本，加速專業化的腳步。¹

基於以上觀點，本研究希望了解，若金融發展水準提升，將使資金借貸成本下降，使消費者容易融通更多資金從事更多消費。再者，居民消費增加的部分中，是增加了食物類支出，或是增加非食物類支出，進而影響食物支出占總支出比例（即恩格爾係數），或耐久財消費。金融發展影響居民消費及恩格爾係數的路徑如下圖所示：

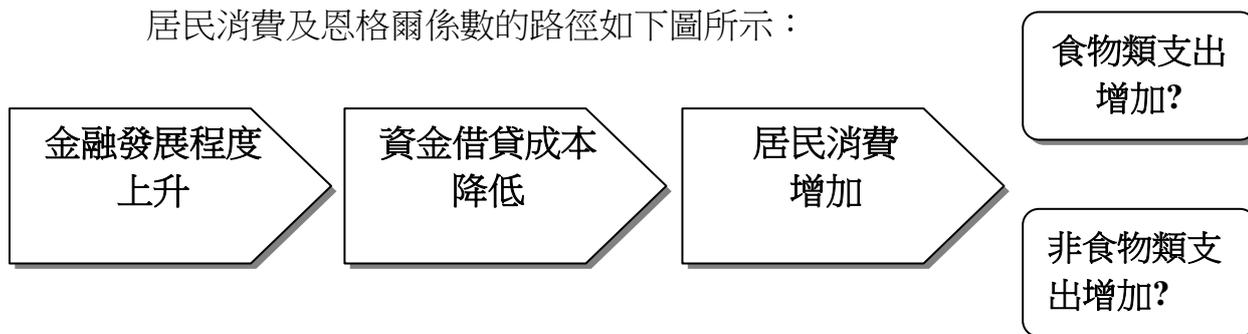


圖 2：金融發展對居民消費及消費支出類型的影響路徑圖

1. 詳見李建強，2006，〈金融發展、經濟成長與通貨門檻效果〉。《中央研究院經濟研究所》36(2)：77-113

第一節、影響居民消費的相關文獻

自 1978 年改革開放以來，隨著經濟長，居民所得增加便可從事更多的消費，中國大陸各地區的經濟持續成長，收入不斷上升，消費也不斷增加。依消費理論，影響消費的因素有收入、國內生產總值（Gross domestic product, GDP）、物價水準、儲蓄、利率、消費者個人偏好及社會風氣等因素，而實證上有許多文獻根據消費理論探討居民消費影響因素。

無論是理論或是實證分析上，收入是一個最直觀也是最重要的決定因素。當收入增加，人們才會願意從事更多的消費。Cai、Chen and Zhou(2010)以 1992 年至 2003 年為研究期間，發現收入不均是影響中國消費不均的重要因素，所得與居民消費間有很直接且重大的關係。

程松柏(2011)以 1978 年到 2008 年的時間序列數據資料，用時間序列的經濟計量模型分析，將居民消費水平當作被解釋變數，²國民生產總值、城鎮居民人均可支配收入、農村居民人均純收入當作解釋變數，以探討改革開放後，影響居民消費水平的影響因素及影響程度為何。該研究認為國民生產總值（GDP）、城鎮居民人均可支配收入及農村居民人均純收入對居民消費有顯著性的影響。當上述三種收入增加 1%時，居民消費將增加 0.9%，表示居民消費對收入存在極高的敏感度，且經過共整合檢定後，收入與居民消費具有長期的均衡關係。而在王瑜(2010)在對江蘇省於 1980 到 2009 年的城鎮居民消費影響因素的研究中，以城鎮家庭平均每人全年消費性支出當作被解釋變數，將城鎮居民家庭人均可配收入、居民消費價格指數（以前一年為 100 計算）、年平均利率水準及人均財政支出考慮進計量模型中，實證結果顯示居民消費價格指數及平均利率水準並無影響，故將平均利率水準剔除，而將城鎮居民人均可支配收入經由物價調整後成為實際可支配收入，與居民消費支出呈現同方向變動。而人均財政支出也

²居民消費水平是指一國在一定期間內，人們在消費過程中對物質文化生活需求的滿足程度。(程松柏，2011)

與居民消費支出呈現同方向變動，表示政府財政支出的增加將造成社會福利支出增加，如此政府用於社會福利的支出增加將使社會福利體系更加完善，如此便會提高居民收入的預期使其降低預防性儲蓄，轉而增加消費需求。

此外崔燦燦（2011）分析 1996 年至 2007 年，北京市城鎮居民人均消費，將影響因素歸納為人均可支配收入、前一期的人均居民消費及該地區的國民生產總值（GDP），實證結果發現人均可支配收入是影響居民消費的決定因素，其次是該地區當期的國名生產總值。

另外，也有學者使用跨期的觀點，將收入分為前期收入及當期收入，以檢視前一期收入的增減是否對當期的居民消費造成影響。這樣的跨期觀點在余倩、劉莉亞（2008）對廣東省 1978 年至 2007 年的研究中，使用多元線性迴歸分析，除了考量當期收入外，還考慮到前期收入。在跨期消費下，認為前期收入及前期消費對當期消費也是有所影響，因當期收入用於當期消費，造成當期收入可用於下期消費的部分減少，因此認為前期收入與本期消費存在負向影響。

而國內生產總值（GDP）最常被認為可以衡量一國經濟發展狀況的最佳指標，其可反映一國的經濟表現，是國力與財富的象徵。GDP 高的國家，其經濟發展較蓬勃，經濟實力較雄厚，人民有較多的所得可以從事較多的消費。崔燦燦（2011）研究 1996 年至 2007 年影響北京市城鎮居民消費的影響因素中就指出，該地區的區域內生產總值對居民消費有影響。程松柏（2010）則使用了中國大陸 1978 年至 2009 年共 31 年的年資料，發現國內生產總值對居民消費有顯著影響。但敖琪（2010）在 1987 年至 2005 年以遼寧省為研究對象時，卻是以該區域內生產毛額除以其物價水準即所稱之實質生產總值，再放入迴歸模型。估計結果就是實質生產總值是影響居民消費最重要的因素。類似的研究如 Anghelache（2011），其建立一個迴歸模型研究羅馬尼亞 1990 年至 2009 年間，國內生產總值與最終消費的關

係。研究結果發現兩者高度相關，且國民生產總值對最終消費有重大影響。

另外，也有學者使用人均生產總值的概念，而王玉玥（2011）在使用了該地區人均生產總值後，³又進一步細分，分為第一產業人均生產總值、第二產業人均生產總值及第三產業人均生產總值，並考量其他因素以檢視影響居民消費的因素為何。在其研究中，只有地區人均生產總值有顯著影響，將其按產業類型區分的人均生產總值則無顯著影響。而本研究認為應選定一特定年份為基期，計算實質人均國民生產總值的方式較為恰當。

在居民消費物價水準方面，居民消費價格指數是反映居民購買生活上所需的財貨與服務的價格變動相對數，是反映一地區居民在生活消費上的購買力。郝卉（2010）、王玉玥（2011）及黃燕、李友誼、梁彩欣（2011）分析居民消費價格指數對居民消費的影響，在個別檢定中，卻發現居民消費價格指數對居民消費無顯著影響。其中，郝卉（2010）及王玉玥（2011）將該變數剔除，但王瑜（2010）則是認為物價水準對居民消費支出影響重大，因此保留該變量並將人均可支配收入以居民消費價格指數平減。另外黃燕、李友誼、梁彩欣（2011）則在複迴歸的總檢定中發現，居民消費價格指數對居民消費有影響，因此居民消費價格指數可能存在異質變異（Heteroskedasticity）及多重共線性（Multicollinearity）問題，將待進一步檢定。

此外，都市就業機會較多，農村人口會為尋求更多工作機會提高所得與生活品質，會向移往都市。因此一地區或國家的都市人口與總人口之比

² 王玉玥（2011）將影響因素分為三大類：收入差距、消費環境及消費心理。其中收入差距包含地區人均生產總值、第一產業人均總值、第二產業人均總值、第三產業人均總值、在崗職工人均工資、國有單位在崗職工工資、城鎮集體經濟單位在崗職工工資及其他經濟單位在崗職工工資；消費環境指標包含固定資產投資施工項目個數、每年新增固定資產、城市居民儲蓄借貸收入、居民消費價格總指數、人均財政收入及非農業人口佔總人口的比例；消費心理包括城鄉居民儲蓄存款餘額及存入銀行或儲金會款。

及為衡量都市化程度所用的指標。中華民國行政院主計處依據 1970 年代聯合國研究發現，都市人口比率與平均每人國民生產毛額（GNP）密切相關，相關係數達 0.81 之高度正相關。⁴因此若越多人口往都市移動，則都市化程度越高，及都市人口增加，都市內居民消費增加，因此都市化程度也是影響因素。

本研究主要想探討的因素為金融發展。金融發展與一國家或地區的經濟發展息息相關，實證上有許多研究金融發展與經濟成長的互動關係。一國或一地區的經濟發展蓬勃，將帶動當地產業發展，企業及民間因有完善且效率的金融市場，融資管道暢通，易於融通資金來進行投資，發展產業；對居民而言，借貸資金管道順暢，則可透過金融機構融資進行更多消費，投資與消費的增加，都將近一步帶動當地的經濟發展及經濟成長。因此，魯青林、馮麗（2010）研究 1989 年至 2009 年的農村數據資料，除了將農村居民消費將金融發展賦予幾項指標考慮進迴歸模型中並進行共整合檢定，發現農村金融發展規模對農村居民消費成長率有正向影響；而農村的金融效率卻是對居民消費的增加率存在負向影響。金融效率為存款與貸款數之比值，若金融效率指標上升表示金融效率提高，但卻造成居民消費成長率下降，這代表若是農村的存款上升，居民將收入多數存入金融機構而減少消費，將造成居民消費的減少。但在共整合檢定中卻發現這兩項農村金融指標與農村居民消費增加率的相互影響性薄弱，主要是因農村金融發展不足而導致。

同樣研究金融發展是否影響居民消費的毛中根、洪濤（2010），運用 1997 年至 2007 年的追蹤資料（Panel data）探討中國大陸各省份的金融發展與居民消費的關係。其在迴歸模型中使用的金融發展指標是全部金融機構的貸款與當地總人口數的比值作為指標。選用該指標是因目前中國大陸

⁴行政院主計處第 3 局第 2 科（2006）都市化程度

的金融體系仍以銀行為主體，所以中國大陸的金融發展中銀行的資金運用方式是貸款，而 1997 後銀行開始提供消費信貸，因此該研究以人均貸款作為指標來詮釋整個金融體系的消費信貸狀況。研究發現中國大陸只有 5 個省份其金融發展對居民消費的影響不顯著，⁵其餘各省市皆是有影響，只是影響程度上的差異，因此金融發展對居民消費有一定的正向影響。

這兩種實證結果也呼應了城市的金融發展優於農村的金融發展的觀點，有關中國大陸城鎮或中國大陸各省分對金融發展及居民消費或經濟成長的研究中可發現，金融發展在農村的影響力較薄弱，在城鎮的影響較為顯著。但對於金融指標的選用與定義分別依不同學者對於指標的選用及定義不一致，且受限於研究者資料的取得不易，容易得到不同的結論，但似乎可再更嚴謹及有系統，才可增加研究間的可比性與可信度。這也是本研究在數據資料可取得的前提下，希望提供較具完整意義的金融發展指標，進一步改進及擴充前人研究之處。

有相當多文獻在研究影響居民消費的各種影響因素，諸如收入、國內生產總值及物價水準，這是綜合眾多文獻中所發現的最多影響因素。僅有少部分文獻將金融發展列入影響居民消費的因素中探討，大部分都是研究經濟成長與金融發展的關係，金融發展是經濟成長的原因之一，而經濟成長的提升確實可提升居民收入，進而提高消費。但本研究更想直接探討金融發展對天津地區的居民消費有何影響，是否因金融發展，造成居民融資管道順暢，借貸方便因此從事較多消費是本研究的重點。本研究將金融發展賦予指標，來衡量金融發展對居民消費是否有影響，影響程度是大或小，以檢視天津逐漸蓬勃的金融發展下，是否也對居民消費有推進作用。

一般而言多數學者多採用時間數列分析，使用迴歸模型探討影響居民消費的因素為何，影響程度及重要性是多少。但在時間序列資料做迴歸分

⁵ 金融發展係數（L=貸款總額/總人口）未通過顯著性檢定的 5 個省分有：廣東、海南、河南、西藏及新疆。

析之前，有部分學者未將資料做平穩性檢驗，即單根檢定 (Unit Root Test)，若數據資料是有單根存在，在代表該序列資料是一個非穩定序列

(Unstationary)。若沒有確定資料是平穩序列 (Stationary)，則迴歸結果將產生偏誤，即發生假性迴歸現象 (Spurious Regression)，而如此的迴歸結果將不具備任何經濟上的意義。另外，1978 年至 2010 年，共 33 筆年資料，在迴歸分析上樣本數不夠大，可能在迴歸估計上會產生偏誤，無法真實反映實際情況。因此本研究將對數據資料做更嚴謹的檢定與資料蒐集，並選用適當的計量模型，以避免發生因樣本數太小使結果產生偏誤及假性迴歸的問題產生，以使實證結果更具參考價值及經濟意涵。



表 2：居民消費影響因素文獻參考彙整表

作者	研究時間與地點	影響因素	主要發現
Cai, Chen and Zhou (2010)	中國城鎮 1992-2003	所得、居民消費	與消費呈同方向變動
Brown and Karl (2006)	英國 1991-2003	對金融情勢的預期	對金融的預期對消費有正向影響
Rae (1998)	東亞地區	都市化	都市化程度對食物消費正向影響
余倩、劉莉亞 (2008)	廣東省 1978-2007	本期收入、前期收入	本期收入及前期收入分別對本期消費有正向影響及負向影響。
程松柏 (2010)	中國大陸 1978-2008	人均國內生產總值、城鎮居民人均可支配收入、農村居民人均純收入	人均國內生產總值、城鎮居民人均可支配收入及農村居民人均純收入皆對居民消費水平有正向影響
郝卉 (2010)	中國大陸 1978-1999	國內生產總值、城鎮農村居民可支配收入、人口自然增長率及居民消費價格指數	國內生產總值、城鎮農村居民可支配收入對居民消費有正向影響，人口自然增長率是負向影響，而居民消費價格指數則無顯著影響。
王瑜 (2010)	江蘇省城鎮 1980-2009	實際人均可支配收入、人均財政支出	實際人均可支配收入與人均財政支出呈同方向變動
魯青林、馮麗 (2010)	甘肅省農村 1989-2008	農村居民消費增長率、農村居民人均增長率、農村金融規模、農金融效率	農村居民消費增長率、農村居民人均GDP增長率與消費有一定影響，農村金融規模和農村金融效率有正的影響力但薄弱。
毛中根、洪濤 (2010)	中國大陸 1997-2007	金融發展、居民收入	兩者皆對居民消費有正向影響。

續表 2：居民消費影響因素相關文獻

作者	研究時間與地點	影響因素	主要發現
劉萍、胡碧 (2010)	陝西省農村 1980- 2008	農村人均居民純收入、農村人均消費支出、農村居民農業貸款和農業 GDP	農村金融發展並沒有對農村居民的消費水準起推動作用農村居民人均收入對農村居民消費具正向促進的作用。
Anghelache (2011)	羅馬尼亞 1990-2009	國民生產總值	與消費呈同方向變動
崔燦燦 (2011)	北京 1996-2007	城鎮居民人均可支配收入、當期 GDP	與消費呈同方向變動

註：本表按文章年代先後排列。



第二節、恩格爾係數影響因素的相關文獻

恩格爾係數已成為衡量生活水平及研究消費結構的一項重要指標，影響恩格爾係數的因素眾多，不同學者，使用不同研究方法及觀點，可以得到不同的影響因素。有鑑於此，從一般認知中的物價水準，收入水準甚至到自然環境、氣候等，皆是影響消費支出的原因，進而改變恩格爾係數的升降。因此若將所有因素都列入考慮，不但增加模型的複雜度，研究結果也未必能反映實際情況，因此本研究參考過去的研究文獻，歸納出較為關鍵的影響因素。

恩格爾法則指出隨著家庭收入的增加，食物類的消費支出占總消費支出的比重會下降，而此一比例則稱為恩格爾係數。

$$\text{恩格爾係數} = \frac{\text{食物總支出}}{\text{總支出}} \times 100\% \quad (1)$$

1978 年以來，中國城鎮居民的收入穩定成長，但恩格爾係數卻出現波動。部分學者注意到這樣的趨勢，他們觀察這一段期間中國大陸城鎮的居民消費，及恩格爾係數出現波動的原因，歸納影響恩格爾係數變化的因素為討論重點，藉以分析這段期間恩格爾係數的升降原因。

梁亞民、金學香（1995）研究中國大陸城鎮居民消費的研究中，認為恩格爾係數作為研究中國大陸居民消費結構的指標及肯定其適用性。由觀察 1957 年、1964 年、1978 年及 1983 年到 1990 年恩格爾係數的變化，指出恩格爾法則所提及的趨勢，長期下是存在的，但中國大陸由於歷經改革開放，故不同時期的時空環境背景及不同的經濟體制下，分析城鎮居民消費的恩格爾係數仍應考慮市場供應狀況、收入變化狀況、價格因素、食品支出的特定意涵與實際消費支出間的差異影響及消費支出貨幣化程度等影響因素。僅以敘述性的方式，結合改革開放前後及 90 年代後的時空環境及經濟制度的轉變下，分析恩格爾係數的升降變化。分析改革開放前後到 90 年代後，考量上述五種影響恩格爾係數的因素的變化，解釋恩格爾

係數在不同時期下，上述五種因素如何影響恩格爾係數，而造成上升或下降的原因。

丁華（1994）觀察 1981 年至 1993 年國城鎮居民的人均年收入、人均消費支出和人均食品支出，並計算出恩格爾係數，並以 1980 年為基期，經由實際的數理分析將影響恩格爾係數的因素分解為食品需求收入彈性、平均消費傾向及食品相對於其他消費品的相對價格。食品是必需品，因此食品的收入需求彈性小於一，若另外兩因素不變，則恩格爾係數下降，符合恩格爾法則。而消費者平均儲蓄傾向上升，平均消費傾向在下降。

梁亞民、金學香（1995）與丁華（1994）皆使用到 1981 年至 1990 年的數據資料，皆關注於為何 80 年代恩格爾係數較有波動，90 年代後則逐漸平穩下降。但因分析的方法不同，前者是以時空環境背景的變遷作為途徑，後者則是以建立一套數理分析方法作為分析途徑，因而得出不同的恩格爾係數影響因素。

然而楊全照（1998）在探討恩格爾係數的分析與應用中指出，在以恩格爾係數測度居民生活水準時，影響恩格爾係數變化的因素有物價指數、消費結構、及政策性因素。其中物價指數的影響力較為強大。

在消費結構中，特別是食品消費結構的變動是恩格爾係數時升時降的重要因素，又可以不同時期或不同消費對象為分析消費結構變動的因素。他認為不同時期的消費結構下，在人們還沒有達到溫飽的情況下，收入的增加只會造成食物的消費支出增加，因此恩格爾係數會上升。而在不同消費對象方面，假設在相同人口和收入條件下，農村的消費者對於食物的需求來自於自給自足，因此農村的恩格爾係數因會比城鎮來的低。鄧翔、張思元（2008）也認為農村在一些商品在農村裡大多是自給自足，而在城鎮則是向外購買，因此農村對食物的消費支出較城鎮為低，造成恩格爾係數偏低，無法反映農村居民實際的生活水平。他們將這種現象稱為消費品的商品化程度。農村因自然經濟及小農經濟的影響，食品多半採自給自足而

非向外購買，因此農村的商品化程度不高，但近年來農村居民的食物消費越來越多採向外購買的方式，因此食物的消費支出種逐漸提高，恩格爾係數上升。由此可見商品化程度與恩格爾係數呈正相關。

此外，價格水準是影響恩格爾係數的一個重要因素。梁亞民、金學香（1995）觀察 1957 年到 1990 年恩格爾係數的變化，在價格因素的影響方面指出，恩格爾法則是假設物價不變，但計算恩格爾係數時，居民實際的消費支出是以當期價格計算出來的價值來表示，因此已將不同時期的價格變動考慮進去。在 1978 年以前，因計畫經濟體制實行價格僵固，且消費按計劃供給，所以物價對居民消費無顯著影響。1978 年後，國家進行價格體系調整，開放商品價格使價格水準普遍提高，使食品支出比重提高，影響恩格爾係數的上升。鄧翔與張思源（2008）認為在收入不變、對食品消費數量不變下，食品的價格上升，恩格爾係數上升，所以食品價格和恩格爾係數呈現正相關。

而楊全照（1998）、羅國柱（2006）皆在其探討恩格爾係數的影響因素研究中指出物價指數與恩格爾係數的正向影響關係，特別是當食品類的價格指數上漲幅度大於居民收入增加幅度時，恩格爾係數更是明顯上升。羅國柱認為在食物類價格指數與消費價格指數不一致時，會影響恩格爾係數。楊全照（1998）指出唯有將物價漲幅控制在一定幅度內的增長，且各類消費品平穩消費的情況下，恩格爾係數才能穩定甚至下降。

由上述文獻可知，食品價格也是影響恩格爾係數的因素之一。食品消費價格指數是指食物的價格。當食物的價格越高，消費者花費在食物上的支出就約高。在蔡孟達（2009）的研究中指出，⁶若假設一地區的食品消費價格指數上升，但該地區食物的消費總量不變，則食品價格上升，食物支出增加，總支出不變之下，恩格爾係數上升。

⁶蔡孟達，2009，〈中國大陸恩格爾係數的變動因素分析〉 台北：國立政治大學東亞研究所碩士論文

都市就業機會較多，農村人口會為尋求更多工作機會提高所得與生活品質，會向移往都市。中華民國行政院主計處依據 1970 年代聯合國研究發現，都市人口比率與平均每人國民生產毛額（GNP）密切相關，相關係數達 0.81 之高度正相關。⁷因此若越多人口往都市移動，則都市化程度越高，都市內耐久財消費增加，食物消費相對下降，造成恩格爾係數下降。

另外，若一地區依賴勞動人口撫養的人越多，也會造成恩格爾係數的上升。而依賴人口與勞動人口之比稱為依賴比又稱總撫養比或總負擔係數。按中國統計年鑑的定義，依賴比是指人口總體中非勞動年齡人口數與勞動年齡人口數之比，通常用百分比表示。⁸說明每 100 名勞動年齡人口大致要負擔多少名非勞動年齡人口。用於從人口角度反映人口與經濟發展的基本關係。

在蔡孟達（2009）的研究假設中指出，⁹依地區依賴人口越多，將造酬勞動人口的負擔。這些依賴人口因無收入，由勞動人口撫養，因此依賴人口的食物支出就由勞動人口負擔。因此若當依賴人口越多，勞動人口就需支出更多在食物上的支出，而造成恩格爾係數上升。

最後一個影響因素，也是本研究欲探討的核心，即是金融發展是否為影響恩格爾係數升降的因素。在毛中根及洪濤（2010）金融發展與居民消費的研究中，以 1997 年至 2007 年的追蹤資料進行實證分析，實證研究結果所定義出的金融發展係數及大於零，只是各地區存在差異而已，因此認為金融發展對居民消費有正向的影響。但本研究目的為探討金融發展是否

⁷行政院主計處第 3 局第 2 科（2006）都市化程度

⁸根據中國統計年鑑，依賴比的計算公式為 $GDR = \frac{P_{0-14} + P_{65+}}{P_{15-64}} \times 100\%$ ，其中：GDR 為總撫養比；P0~14 為 0~14 歲少年兒童人口數；P65+ 為 65 歲及 65 歲以上的老年人口數；P15~64 為 15~64 歲勞動年齡人口數

為恩格爾係數的影響因素之一。然而經由過去的文獻回顧發現，在影響恩格爾係數的諸多因素中，並無文獻提及金融發展與恩格爾係數的相關性，只有提及當金融發展越蓬勃，對該地區或國家的經濟增長有正向影響，並可高居民收入水準，進而提高居民消費。消費提升下，食物的消費是否也有影響，進而對恩格爾係數的影響並無太多著墨，故本研究希望透過對金融發展進行定義並指標化，將金融發展列入實證研究模型的變數以探討金融發展是否為影響恩格爾係數的因素之一。

因此綜合以上文獻的回顧，我們可以歸納出影響恩格爾係數的因素有實質人均可支配年收入、物價水準、食品價格消費指數、都市化程度及依賴比。本研究欲探討金融發展是否也是影響恩格爾的因素，因此將其列入模型中考慮。



表 3：恩格爾係數影響因素文獻參考彙整表

作者	研究時間與地點	影響因素	主要發現
丁華 (1994)	中國大陸城鎮 1981-1993	食品收入需求彈性、平均消費傾向、食品相對於其他消費品的相對價格	認為平均消費傾向與恩格爾係數存在負向影響，而食品收入需求彈性與食品相對於其他消費品的相對價格呈現正向關係。
梁亞民、金學香 (1995)	中國大陸城鎮 1957-1990	市場商品供應狀況、收入、價格、食物支出的意義、消費支出貨幣化程度	主要探討以上若干變數在 1978 年前後對恩格爾係數的影響程度變化。在計畫經濟體制下常造成恩格爾係數的低估，直到 1978 年改革開放後，恩格爾係數才符合恩格爾定律的基本要求。
楊全照 (1998)	中國大陸城鎮	物價指數、消費結構、政策性因素	物價指數與恩格爾係數成同向變動。不同時期的消費結構變化若是基本生存需求未滿足，即使收入提高，恩格爾係數會上升。不同消費對象結構則指出農村自給自足程度較城鎮高，則恩格爾係數較低。若政府政策使居民收入用於儲蓄的比重增加，恩格爾係數上升。若政府實施政策性補貼，消費支出不是全由居民收入支付，會造成恩格爾係數上升。

續表 3：恩格爾係數影響因素文獻參考彙整表

作者	研究時間與地點	影響因素	主要發現
羅國柱 (2006)	中國大陸城鎮 1996-2003	可支配收入、食物類價格指數、教育醫療保健費用、價格指數	食物價格下降，教育醫療保健費用上漲，及收入水平提高使恩格爾係數下降。
鄧翔、張思元 (2007)	中國大陸城鎮 2005	物價水準、耐用品消費與住房需求、消費品商品化程度	物價水準與恩格爾係數呈正向變動。耐用品與住房需求方面，在累積資金期間的恩格爾係數較高，購買期間的恩格爾係數偏低。農村受小農經濟的自給自足模式影響，食品支出低，恩格爾係數偏低

註：本表按文章年代先後排列

第三節、本章小節

本研究主要目的為探討影響天津居民消費及恩格爾係數的因素，並建立理論基礎及檢視金融發展是否為影響因素之一。本章回顧既有文獻，將本章分為兩部分。必一部份為有關影響居民消費因素的文獻，第二部分為影響恩格爾係數因素的文獻，第三節為本章小節。

在本章第一部分居民消費影響因素的文獻中，Cai and Chen、Zhou (2010)、程松柏(2010)、郝卉(2010)、王瑜(2010)、敖琪(2011)、黃燕、李友誼、梁採欣(2011)、Anghelache, Constantin (2011)、劉萍、胡碧(2009)認為居民所得收入、生產總值與居民消費價格指數與居民消費存在正向影響，而毛中根、洪濤(2010)與魯青林、馮麗(2010)分析金融發展與居民消費的關係，發現金融發展對居民消費皆存在正向關係。Brow and Karl (1990)、Rae (1998)則分別認為人民對金融情勢的預期與都市化對居民消費有正的影響。

第二節中關於影響恩格爾係數因素的文獻中，鄧翔、張思元(2007)、丁華(1994)、梁亞民、金學香(1995)、楊全照(1998)、羅國柱(2006)大多認為食品消費價格指數及收入是主要影響恩格爾係數的因素。在蔡孟達(2009)的研究中指出依賴比對恩格爾係數也存在正向影響。

綜上所述，本研究歸納影響居民消費的因素有實質人均可支配年收入、居民消費價格指數、實質人均GDP、都市化程度及實質人均儲蓄。而影響恩格爾係數的因素有食品消費價格指數、依賴比、都市化程度及都市化程度。另外再在居民消費及恩格爾係數的模型中，分別加入兩項金融發展指標，金融相關比率及銀行效率探討影響因素。

第三章、天津的居民消費恩格爾係數與金融發展的現況分析

自改革開放以來，隨著各地區經濟成長，居民所得也不斷增加。隨著所得水準的提升，居民消費的能力也跟著提升，其消費不再只局限於基本的生活消費支出，如食物類支出，而是將所得轉而運用於購買汽車、房屋等耐久財或是教育及休閒娛樂方面，居民消費的方式正在逐漸改變。根據國家統計局天津調查總隊對天津市居民進行抽樣調查的結果指出¹⁰，2011年前三季，天津城市居民在休閒娛樂的消費快速成長如：旅遊。隨著居民購車意願提高及寬頻及手機上網的普及，使其交通及通信的消費支出也呈現快速成長。另外隨著生活水準上升，醫療保健意識抬頭進而帶動天津居民醫療保健支出的增加。在資訊快速傳遞的時代時尚潮流不斷更替，使得居民對衣著等個性化需求不斷上升進而帶動衣著類的消費支出增加，且更著重個性化消費。最後因價格水準上漲使得居民的食品價格也同時上漲，食品支出因而增加。

若與農村相比，2010年，天津農村居民人均純收入達到11801元，當年人均生活消費支出只有5606元，收入消費比率僅為47.5%。而城市居民人均可支配收入早在2003年就已突破萬元水準，為10313元，與2009年農村居民人均純收入水準相近。然而，2003年城市居民人均消費支出就已經達到7868元，相當於2009年農村居民人均消費水準的1.6倍；收入消費比率為76.3%。消費水準和收入消費比率均明顯高於同年的農村居民整體水準。這說明在收入水準基本相當的條件下，農村居民的消費欲望和消費欲望的實現能力均明顯較城市居民弱。由此可見，收入高低不是決定消費水準的唯一因素，消費環境對消費的影響也非常重要。

¹⁰今年前三季度天津居民消費性支出呈現七大特點，新華網，2011年10月25日
http://big5.xinhuanet.com/gate/big5/www.tj.xinhuanet.com/2011-10/25/content_23972589.htm

第一節、改革開放後居民消費的變化

一、1978 年至 2010 年居民消費水平的變化

按天津市統計局的定義，居民消費水平是以貨幣計量表現的居民生活富足程度的一項重要指標，可反映居民物質文化需求已達到的水準及滿足程度，同時也是居民消費行為最終結果的量化表現。

1978 年至 2010 年，城鎮居民人均可支配收入由 388.32 元成長至 24292.6 元，¹¹成長了 61.56 倍。天津市全體居民消費水平已由 372 元增加到 17784 元，成長了 46.81 倍。其中城鎮居民消費水平已由 533 元增加到 20466 元，成長了 37.4 倍；農村居民消費水平已由 178 元增加到 7814 元，成長了 42.9 倍。可見隨著居民實質人均可支配年收入水準的提高，居民消費的水準也成同趨勢上升。如圖 3 所示：

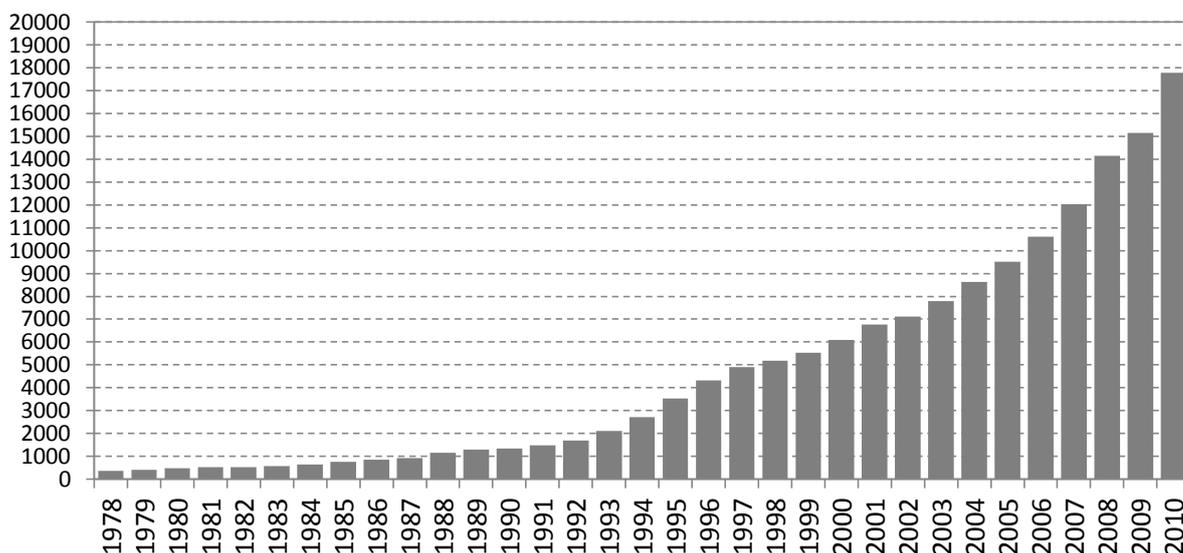


圖3：天津市居民消費水平(1978-2010) 單位：元人民幣/人

資料來源：《天津統計年鑑》(2011)。

¹¹ 根據天津統計年鑑的定義，城市居民家庭可支配收入指調查戶可用於最終消費支出和其他非義務性支出以及儲蓄的總和，即居民家庭可以用來自由支配的收入。它是家庭總收入扣除交納的個人所得稅、個人交納的社會保障費以及調查戶的記帳補貼後的收入。公式：可支配收入=家庭總收入-交納個人所得稅-個人交納的社會保障支出-記帳補貼

二、平均消費傾向的變化

平均消費傾向 (marginal propensity to consume, APC) 的定義為消費支出佔收入的比例, 用以表示每單位收入中有多少部分用於消費支出。因此當可支配所得增加, APC 應下降。因此居民越富有(可支配所得越高), APC 越大。

本研究根據《天津統計年鑑 2011》及《新中國大陸五十五年統計資料彙編》彙整出城鎮居民的人均可支配收入、人均消費支出及農村居民的人均純收入、人均消費支出來分別計算城鎮及農村居民的平均消費傾向。¹²本研究將兩者的平均消費傾向計算結果以下圖所示。由圖中可見, 自 1978 年至 2010 年以來, 城鎮居民平均消費傾向整體而言是呈現下降的趨勢, 且 1989 年前城鎮居民的平均消費傾向的波動程度較 1989 年後大。

原因在於 1978 年至 1989 年, 是處改革開放初期, 物價水準波動存在通貨膨脹, 因此城鎮居民的平均消費傾向時而上升時而下降, 約在 0.69 到 0.9 之間波動。直到約 1989 年開始, 因對逐漸外開放及經濟發展程度提高, 使城鎮居民收入大幅增加, 消費的比重就相對下降, 因此平均消費傾向逐漸下降。城鎮居民平均消費傾向較穩定的原因在於城市的地理環境及氣候及居民收入、醫療與教育資源條件均較佳且穩定, 因此城鎮居民平均消費傾向較穩定。

¹² 根據天津統計年鑑, 城市及農村居民家庭消費性支出指調查戶用於本家庭日常生活的全部支出, 包括食品、衣著、居住、家庭設備用品及服務、醫療保健、交通和通信、娛樂教育文化服務、其他商品和服務八大類等。包括用於贈送的商品或服務。

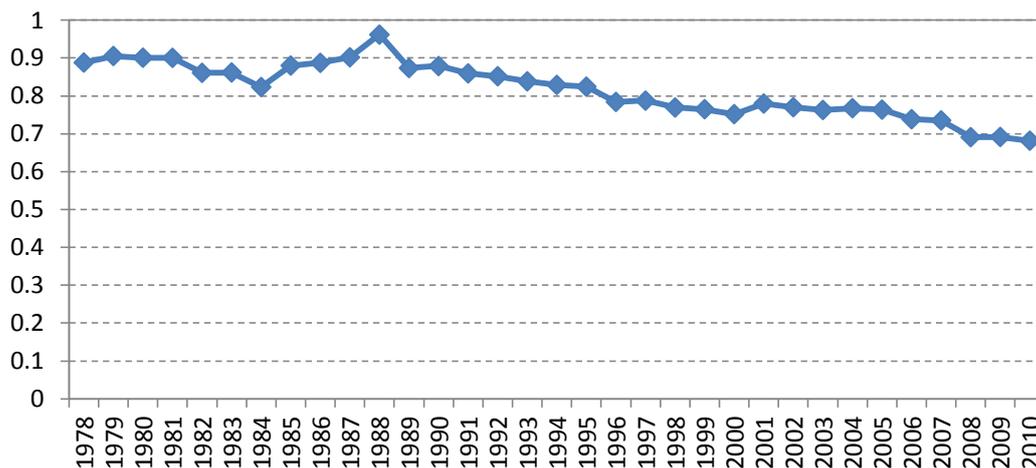


圖4：城鎮居民平均消費傾向(1978-2010)

資料來源：《天津統計年鑑》(2010)、《新中國五十五年統計資料彙編 1949-2004》。

三、居民消費結構的變化

居民消費結構的部分，圖 5 為天津城鎮 1995 年及 2010 年天津城鎮的居民消費結構。兩相比較可看出居民消費結構從 1995 到 2010 年的變化，整體而言城鎮居民消費結構有很大的變化。隨著實質人均可支配年收入的提高，居民將所得運用在食物以外的支出增加，因此食物消費的比例從 52% 大幅下降至 39%，醫療保健由 2% 增至 8%，顯示城鎮居民較重視醫療保健。且隨著科技及技術的進步，城鎮居民的交通及通訊支出也由 6% 增加至 15%。居住的支出也因居民所得增加，為提升生活品質而增加。文教娛樂部分增加了 3%，顯示 1995 年至 2010 年，天津的城鎮居民較過去更為重視提升生活水準、教育程度及休閒娛樂。

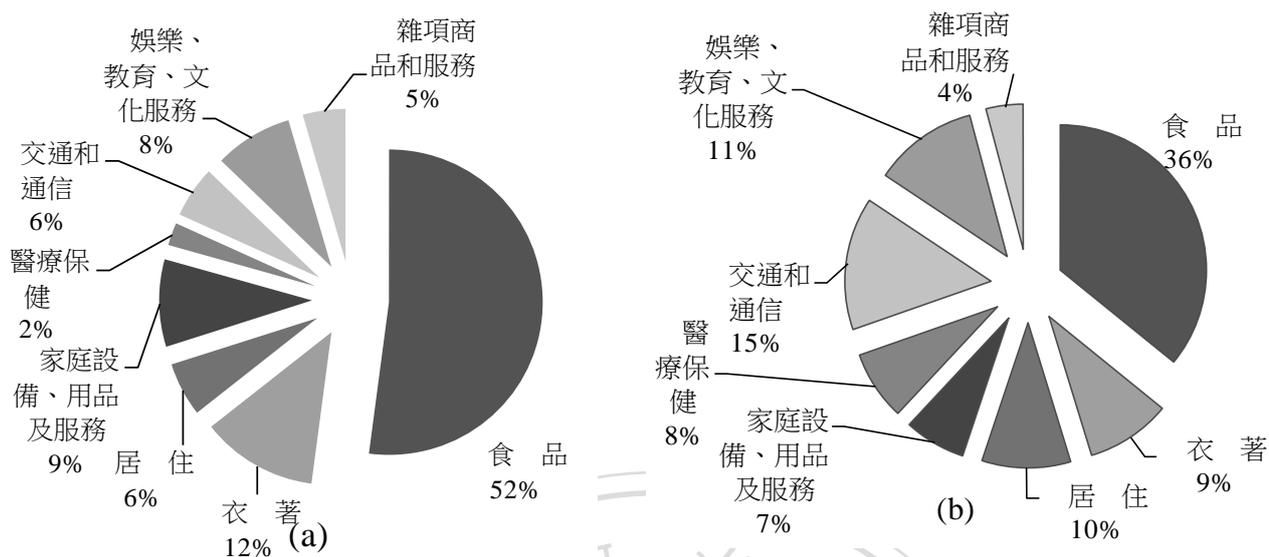


圖 5：1995 年 (a) 及 2010 年 (b) 城鎮居民消費結構

資料來源：《天津統計年鑑》(2002)、《天津統計年鑑》(2011)。



第二節、天津恩格爾係數的現況

衡量消費結構是否合理及居民生活水準是否提升可以恩格爾係數作為一項衡量指標。恩格爾係數的定義是食物支出占總消費支出的比例。民以食為天，食物是滿足一切生活所需的根本，食物需求滿足後才會轉向其他方面的消費，食物以外的消費需求才會增加。因此恩格爾係數可以用來衡量一地區居民的生活水準。若隨著經濟發展程度提高，居民收入的增加，恩格爾係數應下降，表示在總消費中，食物的消費支出相對於其他消費下降，居民將收入用在食物以外的消費上升，如衣著、文教、娛樂、住房等，收入的增加使居民可將之用於更多其他方面的消費，代表居民生活水平的提升。因此恩格爾係數是反映生活水準貧富及衡量居民消費結構的重要指標。

根據聯合國糧農組織（Food and Agriculture Organization of the United Nations，UNFAO）的標準，¹³以居民消費支出中食物的消費支出占總消費支出的比例所算出的恩格爾係數作為生活水準的測量標準。恩格爾係數在30%以下為最富裕的生活水準，即食物消費占總消費的比重很低，主要是在精神文化層次的消費居多；30%到40%之間為富裕，人民將所得花在其他類型的消費上；40%到50%之間為小康，代表食物的消費較其他消費為次要；50%到60%之間為溫飽，食物消費在總消費支出中佔比很大；60%以上，代表食物的消費占了總消費中的絕大部分而其他的消費支出比重非常低，很少在文教娛樂等層面的消費支出，故為絕對貧困，整理如表4。

¹³ 聯合國糧農組織 <http://www.fao.org>

表 4：恩格爾係數與生活水準

恩格爾係數 (%)	生活水準
30 以下	最富裕
30-40	富裕
40-50	小康
50-60	溫飽
60 以上	絕對貧困

資料來源：聯合國糧農組織 <http://www.fao.org>。

因此依以上聯合國制定的國際標準，由圖 6 中可觀察到，1978 年至 2010 年的 33 年中，城鎮居民的恩格爾係數從 1979 年至 1996 年皆在 50% 到 60% 之間上下波動，代表此期間城鎮居民的生活水平僅止於溫飽階段。直到 1997 年恩格爾係數降到 50% 以下，來到 46.7% 的水準，並在之後的年份持續下降。1997 年至 2000 年，城鎮的恩格爾係數維持在 40.1% 到 46.7% 之間，顯示這段期間城鎮居民生活水平由溫飽轉向小康階段。在 2001 年城鎮居民的恩格爾係數更進一步下降至 37%，直至 2010 年皆保持在 35% 上下波動，可見 2001 年到 2010 年城鎮居民的生活水平由小康轉為富裕階段。城鎮居民的生活水平自改革開放以來共歷經溫飽、小康及富裕，可見生活水平不斷上升。

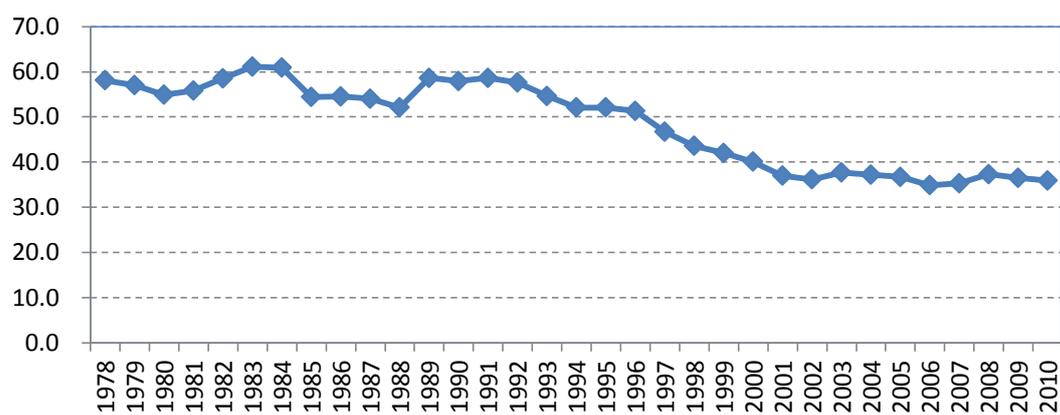


圖6：城鎮居民的恩格爾係數(1978-2010)

資料來源：《新中國五十五年統計資料彙編 1949-2004》、天津統計年鑑（2005-2011）



第三節、天津金融發展現況

一、背景

1949年中國大陸人民銀行天津分行成立，為整頓當時混亂的金融市場與貨幣，除發行統一貨幣外，也透過不斷整併當時的各類金融機構，將權力集中於中國大陸人民銀行天津分行以穩定當時的金融體系，這時期的天津是單一的金融組織體系。

1978年改革開放，隨著市場由計畫經濟走向市場經濟體制，經濟開放程度提高，勢必帶動金融業的發展。金融業從過去單一封閉的組織結構逐漸轉向多元化的發展。1978年後，天津的金融業以商業銀行、政策性銀行、區域性銀行、外資銀行等銀行業金融機構為主體，其次是證券、期貨、保險、信托、金融租賃、財務公司、產業基金、資產管理公司等非銀行金融機構。

自2005年10月，第十六屆五中全會作出〈加快天津濱海新區開發開放〉的決策。2006年5月26日，中國大陸國務院《關於推進天津濱海新區開發開放有關問題的意見》，以天津濱海新區為中國綜合配套改革試驗區。也指出〈鼓勵天津濱海新區進行金融改革和創新，在金融企業、金融業務、金融市場和金融開放等方面的重大改革，安排在天津濱海新區先行先試〉。將天津定位為北方的經濟中心，合理化金融結構、完善金融體系及加強金融基礎建設為目標。之後天津市政府也透過各種政策的推出，如《天津市促進企業總部和金融業發展優惠政策》、《關於優化商務環境促進投資融資的意見》、《關於推進天津濱海新區保險改革試驗區發展的意見》等促進金融業發展的各項優惠政策，促進天津金融業發展。

2006年至今，天津的金融業的改革創新已超過五年，以現今的情況來看天津的金融業以形成一個基本的發展水準及具備競爭力的多元金融體系。2009年起，引進了韓國企業銀行、韓國外換銀行、日本愛和誼財產保

險公司中國大陸法人總部，推動新加坡大華銀行、韓國友利銀行、德意志銀行等近百家中國國內與國外金融機構在天津設立分支機構，渤海銀行、天津銀行、渤海財產保險公司等天津地方法人機構實現增資擴股和設立異地分支機構，新設近 60 家分行及分公司。

除了金融機構的設立外，發展新的金融商品及業務也是促進金融發展的途徑。目前天津也致力於發展私募股權投資基金、融資租賃、國際保理、外幣兌換、貨幣經紀、信用評級、科技金融、農業金融、消費金融、航運金融和汽車金融等現代金融服務。

近年來，天津相繼建立創新型交易市場，截至目前共有天津鐵合金交易所、貴金屬交易所、渤海商品交易所、股權交易所、濱海國際股權交易所、金融資產交易所和排放權交易所等交易平台。透過這樣的交易平台可以有效匯集資金，使金融市場活絡。

因此透過增加各類金融商品的開發與創新及交易平台的建立，使天津的金融市場資金更為活絡，市場更具效率、資訊更為透明，加速天津的金融市場快速發展。

二、金融業增加值

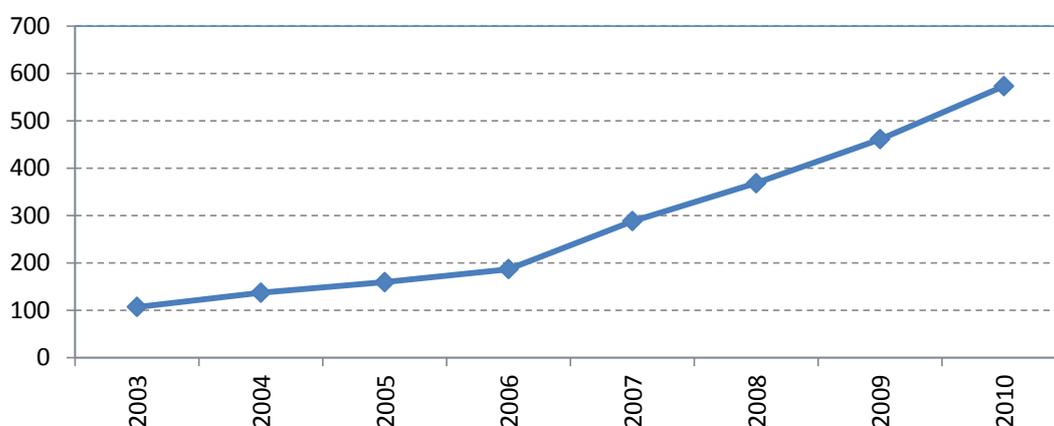


圖7：天津市金融業增加值(1978-2010) 單位：億元

資料來源：中國統計年鑑數據庫-數據挖掘分析 <http://58.42.247.239/csydkns/Dig/Dig.aspx>。

根據中國人民銀行天津分行的定義，金融業增加值是金融業從事金融仲服務及相關金融附屬活動而新創造的價值，是一定期限內金融業生產經營活動最終成果的反映。由上圖可見，天津金融業增加值自 2006 年濱海新區開發後，逐年快速的上升。

三、天津各類金融機構家數變化

在改革開放後，銀行由單一封閉的體系轉向多元化發展，其業務種類不斷增加，從單純的存放款業務擴大到科技金融、農業金融、消費金融等形式。1978 年後，隨著開放程度提高，天津的金融體系也更加完善，組織更健全更多元化。由表 5 及表 6 中可見，天津的金融體系以商業銀行、政策性銀行¹⁴、區域性銀行、外資銀行等銀行業金融機構為主體；證券、期貨、保險、信托、金融租賃、財務公司、產業基金、資產管理公司等非銀行金融機構。全天津市各類金融機構數由 1949 年底的 19 家，增加到 2010 年底的 3343 家，其中銀行類機構 2247 家，非銀行類機構 1096 家。但從表 5 及表 6 中，可以清楚發現，自 2009 年至 2010 年，天津的銀行及非銀行金融機構家數皆有所增加，但目前天津的金融體系仍以銀行為主，其他非銀行類的金融機構家數相對較少。全部金融機構中，銀行類金融機構家數的增加較為顯著，非銀行類金融機構家數只是小幅增加，可見天津的金融體系仍存在結構上的不均衡。

¹⁴政策性銀行主要指由政府創立或擔保、以貫徹國家產業政策和區域發展政策為目的、具有特殊的融資原則、不以盈利為目標的金融機構。在中國，政策性銀行的金融業務受中國人民銀行的指導和監督。

表 5：2009 年及 2010 年天津市銀行類金融機構數（單位：家）

	2009 年	2010 年
中央銀行	2	2
政策性銀行	10	12
商業銀行	2106	2211
其中：國有獨資商業銀行	1175	1177
股份制商業銀行	139	204
天津市商業銀行	183	189
其他城商行天津分行	29	49
中德住房儲蓄銀行 ¹⁵	1	3
農村合作金融機構	579	589
外資銀行	22	22
銀行類金融機構總數	2128	2247

資料來源：《天津統計年鑑》（2011）。

表 6：2009 年及 2010 年天津市非銀行類金融機構數（單位：家）

	2009 年	2010 年
保險公司	520	531
信托投資公司	2	2
證券經營公司	87	98
財務公司	4	4
金融租賃公司	2	3
典當公司	58	58
產業基金公司	2	2
郵政儲蓄銀行	381	394
金融資產管理公司	4	4
非銀行類金融機構總數	1060	1096

資料來源：《天津統計年鑑》（2011）。

四、金融發展指標

（一）、金融相關比率（FIR）

¹⁵ 當購屋者與該銀行簽訂住房儲蓄合約，便可得到不受市場利率波動的低利率貸款。銀行以配貸方式及集體儲蓄的方式使購屋者可更快購得自己的房子。

最早將金融發展予以量化成指標的是Goldsmith (1969) 在其著作《金融結構與金融發展》中提出的金融相關比率 (Financial Interrelations ratio, FIR), 該比率用來衡量某一特定時點下, 一國或一地區金融工具市場總值F與實物形式的國民財富的市場總值W之比, 即 $FIR = F/W$ 。但因計算繁雜, 因此FIR可以一定期間內的金融活動總量 (以金融資產總額表示), 與一定期間內的經濟活動總量GDP之比來替代, 因此表示成 $FIR = \text{金融資產總額} / GDP$ 。該指標用於衡量金融結構及金融相關比率。而McKinnon (1973) 提出以M2與GDP的指標來衡量金融深化程度,¹⁶實質上與FIR相同, 這項指標也可同樣用來衡量金融結構及金融相關比率。即每一單位的國民所得可以創造多少儲蓄儲存在金融機構中。這兩項指標數值越大, 表示金融發展越發達, 金融相關比率越高。

由於考量中國大陸缺乏M2及各種金融資產的統計數據, 且以天津的金融結構而言, 銀行佔了金融體系中大部分的比重, 銀行主要的資金來源及運用以存款和貸款為主, 存款和貸款的餘額可以反映一地區的金融活動及金融機構的可支配資金, 是資本形成的主要來源。另外, 貸款的餘額也可看出金融機構運用資金, 作為金融中介的衡量。在中國大陸許多學者大多採用金融機構全部存貸款餘額來代替金融資產總額 (張湧泉、畢燕君、郝文澤, 2010),¹⁷因此在本研究中, FIR與M2/GDP兩項指標的定義並無差異。

(二)、銀行效率 (BK)

存款與貨幣的創造過程為民間機構將資金存入金融機構 (即存款資增加), 金融機構通常為支應顧客的提領而提存一定成數的準備金, 其餘則貸放出去或從事投資。在金融機構透過放款及投資的過程所創造的存款, 稱為引申存款 (Derivative deposits)。這種存款使金融機構的資產與負債作

¹⁶ M2=流動中的現鈔 (M0) +企業活期存款+定期存款+儲蓄存款+其他存款

¹⁷ 天津市區域金融發展與經濟增長實證研究 天津師範大學學報 2010年第6期

等額增加，只要金融機構再度從事放款，這些放款經民間機構運用生利（如投資後產生更多收益）後再存回金融機構，以上過程周而復始的循環便可為整個金融體系創造更多貨幣，因此若金融機構從事以上貨幣創造過程越快速，資金將更活絡，表示金融機構運用資金效率高。

因此另一項金融發展指標為銀行信貸總額與GDP之比。居民或企業將多餘的資金從事投資外，也會將它存入金融機構，因此銀行主要資金供應來自民間存款，再藉由將這些存款貸放及投資，以利資金市場活絡及貨幣創造，因此金融機構扮演的就是存款者與貸款者之間的仲介橋梁。因此銀行信貸總額與GDP的比值可以用來衡量一單位GDP可以創造出多少單位的貸款讓銀行貸放出去，即是銀行從事貸款的效率，藉此指標衡量銀行使用資金的效率，也是銀行發展常用的指標。¹⁸本研究使用的兩項金融發展指標如表 7 所示：

表 7：金融發展指標的計算方式與意義

金融發展指標	符號	計算方式	意義
金融相關比率 Goldsmith (1969) McKinnon (1973)	FIR	(存款+貸款)/GDP	1.每一單位的國民所得可以創造多少金融資產存在金融機構中。指標數值越大，表示金融發展越發達，金融相關比率越高。
銀行效率指標 Levine (1998)	BK	銀行信貸總額/GDP	每一單位的國民所得可以創造出多少貸款

資料來源：

1. Levine, Ross and Sara Zervos, 1998, "Stock Markets Banks, and Economic Growth." *The American Economic Review* 88(3): 537-558.
2. 陳宗勝、周松 (2006), 〈天津市金融發展與經濟增長關係的實證分析 1978-2004〉。《天津師範大學學報(社會科學版)》(天津), 5 : 7-11

¹⁸詳見 Levine, Ross and Sara Zervos, 1998, "Stock Markets, Banks, and Economic Growth." *The American Economic Review* 88(3): 537-558.

五、天津的金融發展指標現況

在金融相關比率，天津的金融機構存貸款都呈現一個上升趨勢。至 2010 年，天津金融機構存款餘額由 1978 年底的 33.24 億元，增加到 2010 年底的 15912.21 億元；貸款餘額由 80.14 億元增加到 12864.75 億元。¹⁹

從金融相關比率看來，天津的金融發展程度不斷提高，金融深化程度也逐漸加深。從 2003 年開始金融相關比率開始穩定成長，因為此時期中國大陸正值金融改革時期，政府致力於金融創新與市場的改革，中國大陸的金融資產總值逐年提高，金融相關比率不斷上升，天津自然也不例外。

主要的原因為 1991 年，中國大陸股票市場開始交易，使各項金融指標上升，分別在 1997 年東亞金融風暴及 2000 年網路泡沫化時有所下降。2001 年中國大陸加入世界貿易組織(WTO)，加快金融市場的開放與改革，但 2008 年金融海嘯之故，是金融發展指標又在度下降到 2009 年的谷底，至 2010 年全球景氣才又復甦，金融發展指標才又回升。由圖 8 可見天津市的金融相關比率指標自 1978 年來逐漸提高，表示天津的金融深化程度及銀行的效率逐年在提升。而由圖 9 中可見天津市的銀行效率指標自 1978 年來逐漸提高，與金融相關比率相同升降原因，表示銀行效率逐年在提升。

¹⁹ 數據出自《天津統計年鑑》(2011)

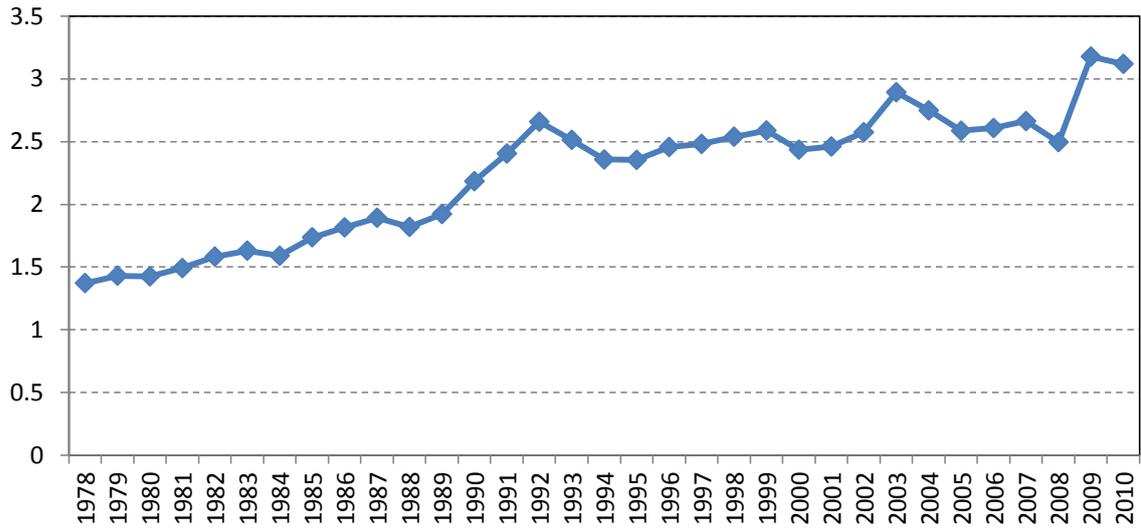


圖8：天津市金融相關比率(1978-2010)

資料來源：《天津五十年 1949-1999》、《天津統計年鑑》(2011)。

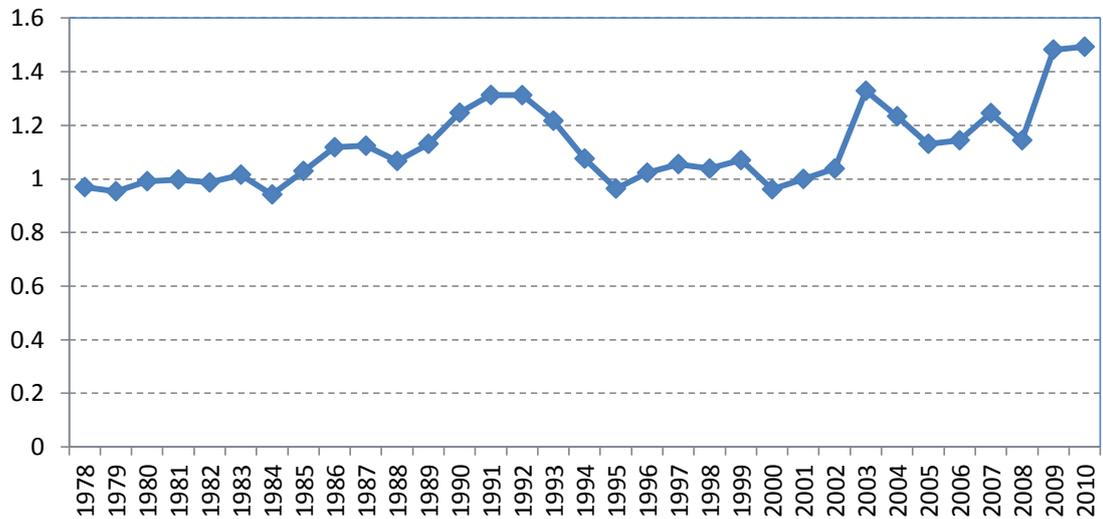


圖9：天津市銀行效率指標(1978-2010)

資料來源：《天津五十年 1949-1999》、《天津統計年鑑》(2011)。

第四節、本章小節

本章首先檢視介紹改革開放後，居民消費的變化。分別從居民消費水平、平均消費傾向及天津市的居民消費水平，並可看出期上升趨勢。接著介紹城鎮及農村居民 1995 年及 2010 年的消費結構比較。如此可看出城鎮及農村居民的消費原本以食物占最大比例，但隨著經濟成長、所得增加後，所得增加的部分便逐漸增加居住、家庭設備用品等方面的消費。

透過這樣的消費結構比較，也可看出 1995 年到 2010 年間，居民生活水準逐漸提高。接著介紹城鎮居民 1995 年及 2010 年的消費結構比較。如此可看出城鎮居民的消費原本以食物占最大比例，但隨著經濟成長、所得增加後，所得增加的部分便逐漸增加居住、家庭設備用品等方面的消費。透過這樣的消費結構比較，也可看出 1995 年到 2010 年間，居民生活水準逐漸提高。

在金融發展方面，本章首先簡介天津的金融業發展歷程，再比較 2009 年及 2010 年天津市金融家數的變化，與金融業增加值的改變。接著再借少本研究所運用的金融發展指標與趨勢，分別為金融相關比率（FIR）及銀行效率指標（BK），由以上幾個面向來一窺天津金融業的現況。

第四章、研究設計

從之前回顧的文獻中，可以發現影響居民消費及恩格爾係數的因素非常多，若全部放入迴歸式中，則會造成模型產生共線性等複雜問題，造成估計結果產生偏誤。天津的經濟及金融發展從 2006 年至今，呈現大幅成長，加強居民消費以促進經濟成長已是天津市政府重視的課題。實證上研究金融發展對居民消費及恩格爾係數的研究並不多，因此本研究將建立一實證模型，並說明各變數的假設及數據資料來源。

第一節、實證模型設定

本研究的目的為探討金融發展與居民消費間和恩格爾係數的關係，檢視金融發展是否是居民消費及恩格爾係數的影響因素之一。運用天津的統計資料，並透過文獻檢閱找出影響居民消費及恩格爾係數的因素，將若干可能影響居民消費及恩格爾係數的因素納入模型中，並檢視金融發展是否也是影響因素。

在實證模型的設定部分，本研究採用 Pesaran and Shin(1998)及 Pesaran et al.(2001)所提出的共整合 ARDL 模型 (autoregressive distributed lag with cointegration) 作為實證研究的模型。該模型的優點在於因考慮到 AR 項、解釋變數與被檢視變數落後期數的關係，可消除模型中自我相關問題，而且因考慮到落後期數增加的關係而使資料筆數變多。另外，共整合模型的優點在於不需考慮各項變數資料是否為定態 (stationary)，意即無需進行單根檢定 (unit root test)。共整合模型的另一個優點為不須判斷各項變數是否在同一個整合階次下 (Granger Engel, 1987)；因此在討論不同變數的長期關係上，比其他的模型更方便許多，更能適用於小樣本的估計。

實證上，許多研究以向量自我迴歸 (vector autoregressive model, VAR) 探討影響因素，而為了討論長期均衡關係，許多學者又會納入共整合項 ECM 進行估計，即是誤差修正模型 (VECM)。但要使用誤差修正模型樣本數虛夠大，但本研究期間為 1978 年至 2010 年，只有 33 筆年資料，樣

本數不夠多，因此若使用誤差修正模型，即可能發生自由度不足問題，因此共整合 ARDL 模型在樣本數一樣的情況下，也比 VAR 模型更能容納更多的變數，而不會發生所謂自由度不足的問題。

共整合 ARDL 模型目前廣泛地被運用在股票市場、匯率波動、國防支出、就業市場、通貨膨脹等財務與總體經濟相關的研究領域，例如：Hirnisca，Habibullah，Muzafar，Baharom（2009）、Liow，Kim（2010）等皆使用此模型，其基本估計式如下：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{k_2} \theta_j \Delta X_{t-j} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

上列估計式（1）中， ΔY_t 為依變數， ΔY_{t-i} 為其本身的落後項， ΔX_t 為其他解釋變數，估計式中的 Y_{t-1} 與 X_{t-1} 合稱為 ECM 項，代表長期穩定的關係，及資料由短期向長期的調整方向。而最適落後期數 k_1 、 k_2 的選擇，可藉由 AIC (Akaike Information Criterion) 或 SBC (Schwarz Bayesian criterion) 來決定。首先，必須檢驗各個變數之間是否存在長期共整合關係，透過聯合檢定確認 Y_{t-1} 與 X_{t-1} 的估計係數 δ_1 、 δ_2 是否為零。其虛無假設與對立假設如下所示：

$$\begin{cases} H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0 \\ H_1: \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0 \end{cases}$$

虛無假設為沒有長期穩定關係，如果判定值顯示其拒絕虛無假設，表示變數間確實存在共整合關係，則可進入到下一步。屆時，必須將變數取一階差分，並加上代表長期穩定關係的誤差修正項來進行估計。

一、影響天津居民消費的因素

在回顧相關的文獻中可以發現影響天津居民消費的因素有實質人均可支配年收入 (RINC)、居民消費價格指數 (CPI)、實質人均 GDP (RGDP)、都市化程度 (URB) 及人均實質儲蓄 (RSA)。所以本研究將上述 6 個影響居民消費的主要因素納為實證模型的假設變數，另外再加入一個金融發展指標 (FIN) 進行估計。上述 (2) 基本估計式可進一步表示為第 (3) 式：

$$\begin{aligned}
 \Delta LRCON_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k1} \beta_i \Delta LRCON_{t-i} + \sum_{i=0}^{k2} \theta_i \Delta LRINC_{t-i} + \sum_{i=0}^{k3} \varphi_i \Delta LCPI_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{k4} \tau_i \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k5} \gamma_i \Delta LCITY_{t-i} + \sum_{i=0}^{k6} \lambda_i \Delta LRSA_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{k7} \omega_i \Delta LFIN_{t-i} + \delta ECM_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{3}$$

其中, α_0 為常數項, 而 $\Delta LRCON$ 、 $\Delta LRINC$ 、 $\Delta LCPI$ 、 $\Delta LRGDP$ 、 $\Delta LURB$ 、 $\Delta LRSA$ 、 $\Delta LFIN$ 則分別代表取自然對數 \log , 再進行差分後的實質人均可支配年收入 (RINC)、居民消費價格指數 (CPI)、實質人均 GDP (RGDP)、都市化程度 (URB)、人均實質儲蓄 (RSA) 及金融發展指標 (FIN)。t 表示期數, ECM 為共整合項, ε_t 為誤差項。在金融發展指標 (FIN) 的部分, 分別以 $\Delta LFIR$ 及 ΔLBK 替換, 分別估計金融相關比率及銀行效率的影響。

二、影響天津恩格爾係數的因素

根據以往回顧的文獻, 影響天津恩格爾係數的因素有食品消費價格指數 (FPI)、實質人均可支配年收入 (RINC)、都市化程度 (URB)、依賴比 (DRA), 所以本研究將上述 5 個影響居民消費的主要因素納為實證模型的假設變數, 另外再加入一個估計式加入一個金融發展指標 (FIN) 進行估計。上述 (2) 基本估計式可進一步表示為第 (4) 式:

$$\begin{aligned}
 \Delta LENG_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k1} \beta_i \Delta LENG_{t-i} + \sum_{i=0}^{k2} \theta_i \Delta LRINC_{t-i} + \sum_{i=0}^{k3} \varphi_i \Delta LFPI_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{k4} \tau_i \Delta LCITY_{t-i} + \sum_{i=0}^{k5} \gamma_i \Delta LDRA_{t-i} + \sum_{i=0}^{k6} \lambda_i \Delta LFIN_{t-i} \\
 & + \delta ECM_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{4}$$

其中， α_0 為常數項，而 ΔLENG 、 ΔLRINC 、 ΔLFPI 、 ΔLURB 、 ΔLDRA 、 ΔLFIN 則分別代表取自然對數 \log ，再進行差分後的恩格爾係數（ENG）、實質人均可支配年收入（RINC）、食品消費價格指數（FPI）、都市化程度（URB）、依賴比（DRA）及金融發展指標（FIN）。 t 表示期數， ECM 為共整合項， ε_t 為誤差項。在金融發展指標（FIN）的部分，可分別以 ΔLFIR 及 ΔLBK 替換，分別估計金融相關比率及銀行效率的影響。本研究的實證變數統計量如下表所示：



表 8：居民消費與恩格爾係數的實證變數定義及統計量

變數	變數說明	平均數	標準差
RCON	實質人均年消費（元：人民幣）	1197.609	756.342
RINC	實質人均可支配年收入 （元：人民幣）	1551.669	1124.675
CPI	物價指數（前一年為 100）	105.094	6.726
RGDP	實質人均 GDP（元：人民幣）	3949.449	3475.522
URB	都市人口/總人口（%）	56.184	6.973
FIR	金融相關比率=存貸款總額 / GDP	2.243	1.047
BK	銀行效率= 私部門貸款 / GDP	1.1166	0.026
RSAV	實質人均儲蓄（元：人民幣）	11499.997	15244.731
ENG	食物支出/總支出（%）	48.522	9.398
FPI	食品消費價格指數(1978年為 100)	388.255	230.930
DRA	（15 歲以下及 65 歲以上人口） / 15 歲到 65 歲人口（%）	44.491	17.619
觀察值	自 1978 年至 2010 年		33

資料來源：《天津統計年鑑》（2011）、《新中國六十年統計資料彙編 1949-2008》、
《天津五十年 1949-1998》。

第二節 實證變數假設

實質人均可支配年收入是影響消費及恩格爾係數的至關重要因素。收入的增加，在消費品皆為正常財的前提下，根據經濟學的需求理論及消費理論，收入水準提高，人們購買力增加，造成消費其他財貨的需求提高，因此消費增加。從程松柏（2010）、王瑜（2010）、郝卉（2010）皆以人均可支配收入作變數，而人均可支配收入是扣除稅額等支出後，消費者實際可運用的收入，較收入更能反映實際情況。而本研究更進一步認為為消除物價上漲的因素使研究結果更能反映實際情況，故以實質人均可支配收入作為變數。本研究假設實質人均可支配年收入對居民消費有正向影響，對恩格爾係數存在負向影響。另外，根據恩格爾法則的論述，隨著所得的增加，食物支出占總支出的比例會下降，而其他支出占總支出的比例會上升，即恩格爾係數會下降。這也是恩格爾係數常用來作為衡量一區域居民生活水準的指標。

另外，物價指數為衡量物價水準的指標。羅國柱（2006）指出，若物價指數上升，代表總體商品的價格上升，會造成居民消費支出金額上升，因此本研究假設居民消費物價指數對消費有正向影響。同理，食品消費價格指數也是食品的價格，在蔡孟達（2009）的研究中指出，若一區域中的食品消費總數量不變，則食品消費價格指數上升，造成食物支出總金額增加，造成格爾係數上升，反之則下降。因此本研究假設食品消費價格指數對恩格爾係數有正向影響。

都市化程度為一區域中都市人口占總人口之比。因都市就業機會多，人口為提高生活水準及收入，會往都市移動，根據1970年代聯合國的研究發現，都市人口比率與每人平均國民生產毛額呈現高度正相關，因此一地區都市化程度越高，該地區的經濟發展也越高。隨著經濟發展程度提高，居民會將提高的所得用於耐久財的消費，如購車、購屋等支出，因此居民

的消費性支出則會相對下降，食物支出也會相對下降。因此本研究不同於 Rae (2008) 的研究中認為都市化程度對食物的消費有正向影響。故本研究假設都市化程度對居民消費及恩格爾係數皆有負向影響。

本研究假設儲蓄對消費有負向影響。在所得不變的前提下，若儲蓄增加，可支配所得減少，消費支出也會減少。在經濟學中跨期消費理論的觀點下，儲蓄對本期的消費有負向影響，因本期的儲蓄增加造成消費的減少。但因此造成下期有更多的可支配所得增加而使下期的消費增加，故本期儲蓄對下期的消費有正向影響。

實質人均GDP是衡量經濟發展的重要指標。一地區的實質人均GDP上升代表該地區經濟發展程度提高，而居民會將所得增加，因此居民消費性支出會上升。故本研究假設實質人均GDP對居民消費有正向影響。

依賴比是指十四歲以上六十四歲以下的勞動人口與六十五歲以上的非勞動人口之比。在蔡孟達 (2009) 的研究假設中指出，²⁰一地區依賴人口越多，將造成勞動人口的負擔。這些依賴人口因無收入，由勞動人口撫養，因此依賴人口的食物支出就由勞動人口負擔。因此若當依賴人口越多，勞動人口就需支出更多在食物上的支出，而造成恩格爾係數上升。因此本研究假設依賴比對恩格爾係數存在正向影響。

在金融發展指標方面，本研究使用金融相關比率 (FIR) 及銀行效率 (BK) 作為指標。金融相關比率為衡量整體金融體系的發展程度。由於天津目前的金融體系仍以銀行為主，因此以銀行信貸總額與 GDP 之比來衡量銀行機構資金運用的效率。金融體系的發展越好，金融機構的效率越高，交易成本的下降可使資金融通管道越暢通且有效率，因此居民借貸資金容易，可從事更多消費。故本研究假設金融發展對居民消費有正向影響。而

²⁰ 蔡孟達，2009，〈中國大陸恩格爾係數的變動因素分析〉。台北：國立政治大學東亞研究所碩士論文。

金融發展越蓬勃，經濟發展水準佳，則居民所得增加，食物以外的消費相對增加，因此恩格爾係數會下降，表示居民生活水平提高，故本研究認為金融發展對恩格爾係數有負向影響。



第三節 資料來源

本文主要的研究目的在於研究影響天津居民消費及恩格爾係數的影響因素。隨著天津的金融發展日趨蓬勃，將金融發展程度予以指標量化，同時將其考慮進模型中以觀察金融發展是否也是影響天津地區居民消費及恩格爾係數的影響因素。

本研究將焦點置於 1978 年改革開放後至 2010 年，共 33 年的年資料。探討在這段期間內，天津隨著計劃經濟走向市場經濟，多項管制逐步放寬，市場開放程度提高，經濟成長加快、居民可支配收入與消費水準上升。同時濱海新區在 2006 年作為中國大陸國務院發展天津經濟的試點經濟區域，天津的經濟及金融發展加快，這樣一個大幅成長的經濟環境下，對居民消費及恩格爾係數有何影響。

本研究主要數據資料來源取自 1983 年至 2010 年天津市統計局編制的《天津統計年鑑》中的資料。另外，天津統計年鑑自 2000 年以後編排較有系統，對各項數據的分類條目與定義較完整，較符合本研究需求。在 1978 年至 1990 年這段時期的統計資料較為雜亂，編排也與目前的統計年鑑不同，因此本研究也以《天津五十年 1949-1999》、《新中國五十五年統計資料彙編 1949-2004》及《新中國六十年統計資料彙編 1949-2008》以及中國大陸統計年鑑數據庫，數據挖掘分析網站為輔助，²¹因此大部分 1978 年至 2000 年的數據資料都出自這兩本統計年鑑及該網站。

在居民消費物價指數方面，本研究以 1978 年為基期，並將人均可支配收入、人均 GDP、人均儲蓄平減至 1978 年。而食品消費價格指數也是以 1978 年為基期。如此的作法是能夠消除物價變動的因素，以看出實質的影響程度。其他變數如兩項金融發展指標，金融相關比率及銀行效率，及依賴比、都市化程度則是以天津統計年鑑中的數字計算後的結果。

²¹ 中國統計年鑑資料庫 <http://218.247.138.151/csydkns/Dig/Dig.aspx>

第四節、本章小節

本研究主要目的為探討影響天津地區居民消費及恩格爾係數的因素為何，且金融發展是否也是影響因素之一。經過文獻回顧歸納出影響居民消費的因素有實質人均可支配年收入(RINC)、居民消費價格指數(CPI)、實質人均GDP(RGDP)、都市化程度(URB)及實質人均儲蓄(RSAV)；恩格爾係數的影響因素為食品消費價格指數(FPI)、實質人均可支配年收入(RINC)、都市化程度(URB)、依賴比(DRA)。另外分別在模型中加入金融相關比率(FIR)及銀行效率(BK)做為衡量金融發展的指標。本研究的資料期間為1978年至2010年共有33筆年資料，研究對象為天津城鎮，²²以此建立實證模型。第一節中建立實證分析模型；第二節為建立實證變數之假設；第三節則為本研究之資料來源。

一、實證模型檢定

本研究以時間序列的年資料進行估計，由於目前中國大陸的統計數據系統尚不完備，仍有許多資料缺乏，因此在樣本數有限的情況下，為使短期估計結果更為精確，在實證模型的設定部分，本研究採用Pesaran and Shin (1998) 及 Pesaran et al. (2001) 所提出的共整合ARDL模型

(autoregressive distributed lag with cointegration) 作為實證研究的模型。其優點在於不區確保資料均為定態，且不須在同一整合階次下就可進行估計。在長期均衡關係的估計上也能比誤差修正模型容納更多變數。

實證模型以實質人均年消費支出為依變數，實質人均年收入(RINC)、居民消費價格指數(CPI)、實質人均GDP(RGDP)、都市化程度(URB)及實質人均儲蓄(RSAV)；恩格爾係數的部分，以恩格爾係數為依變數，以食品消費價格指數(FPI)、實質人均可支配年收入(RINC)、都市化程度(URB)、依賴比(DRA)為自變數。另外分別在模型中加入金融相關

²² 因農村資料缺乏，且天津城鎮的統計資料最為完整，故本研究實證模型部份以天津城鎮為分析對象。

比率（FIR）及銀行效率（BK）做為衡量金融發展的指標。

二、實證變數假設

收入是影響居民消費多寡的關鍵因素，因此收入對居民消費有正向影響，對恩格爾係數有負向影響；居民消費價格指數越高，居民消費支出金額則越高，因此對居民消費有正向影響。實質人均 GDP 是反映一地區經濟發展的重要指標，經濟發展越高，居民消費越多，因此對消費有正向影響。都市化程度越高，人們購買耐久財的需求越多，消費性支出及食物支出則越低，故都市化程度對居民消費與恩格爾係數有負向影響。人均儲蓄越多則消費支出就會降低，故對居民消費有負向影響。食品消費價格指數越高，食物支出金額越多，則對恩格爾係數有正向影響。依賴比越高，勞動人口食物支出的負擔越高，則對恩格爾係數有正向影響。金融發展程度越佳，交易成本降低使借貸管道便利，居民可透過借貸資金從事更多消費，則食物支出相對減少，其他消費支出相對增加，故金融發展對居民消費存在正向影響，與恩格爾係數有負向影響。

三、資料來源

本研究涵蓋年份自 1978 年到 2010 年共 33 年的資料。主要數據來源為 1983 年至 2011 年《天津統計年鑑》中的資料。另外，天津統計年鑑自 2000 年以後編排較有系統，在 1978 年至 1990 年的統計資料較為雜亂，編排也與目前的統計年鑑不同，因此本研究也以《天津五十年 1949-1999》、《新中國五十五年統計資料彙編 1949-2004》及《新中國六十年統計資料彙編 1949-2008》以及中國大陸統計年鑑數據庫網站 為輔助，因此大部分 1978 年至 2000 年的數據資料都出自這三本統計年鑑及該網站。

第五章 實證結果與模型檢定

第一節、實證結果分析

一、居民消費與金融發展實證結果

(一)、居民消費與金融發展短期關係實證結果

居民消費模型中，模型一及模型二分別以 AIC 及 SBC 極小值選取各變數的最適落後期數，各變數的短期關係實證結果如表 9 所示。

模型一中，當該均衡體系遇到外在變數衝擊時，需要 6.15 個月才能再度回到原均衡；模型二中則需要 8.92 個月。

實質人均儲蓄 (RSAV) 對當期、落後一期及落後二期的實質人均年消費支出 (RCON) 皆有影響，當期的儲蓄增加，則當期的消費減少，故儲蓄對消費有負向影響。但當期儲蓄的增加，使下一期有更多的資金進行消費，故下一期的消費增加，下期儲蓄對消費有正向影響。但下期消費增加的結果使落後二期可儲蓄的資金減少，因此落後二期的人均儲蓄對消費有負向影響。這樣正負交替的影響也符合了經濟學上跨期消費理論的觀點，且可知實質人均儲蓄也是影響消費的重要因素。

在金融發展水平 (FIR) 方面，當期的金融發展程度越高，可能造成交易成本降低使資金借貸容易，進而使人們借款進行消費。因此金融發展對消費有正向影響。而金融發展與消費在落後二期後的也是有正向影響。這與毛中根、洪濤 (2010) 與魯青林、馮麗 (2010) 的研究發現一致。毛中根和洪濤指出，中國大陸只有 5 個省份其金融發展對居民消費的影響不顯著，²³其餘各省市皆是有影響，只是影響程度上的差異；而魯青林、馮麗則認為金融發展對居民消費有正向影響但較薄弱。綜合以上學者及本研究的結果，認為金融發展對居民消費有一定的正向影響。

²³ 金融發展係數 ($L=$ 貸款總額/總人口) 未通過顯著性檢定的 5 個省分有：廣東、海南、河南、西藏及新疆。

表 9: 居民消費與金融發展短期關係實證結果

依變數RCON					
Model 1: FIN=FIR			Model 2: FIN=BK		
變數	係數	標準差	變數	係數	標準差
C	-1.145	1.609	C	-0.271	1.355
ECM(-1)	-1.195	0.272 ***	ECM(-1)	-1.346	0.280 ***
YEAR	0.001	0.001	YEAR	0.0001	0.001 **
△LRCON(-1)	0.207	0.178	△LRCON(-1)	0.251	0.165
△LRSV(0)	-0.279	0.068 ***	△LRSV(0)	-0.252	0.061 ***
△LRSV(-1)	0.377	0.077 ***	△LRSV(-1)	0.343	0.065 ***
△LRSV(-2)	-0.183	0.047 ***	△LRSV(-2)	-1.145	0.039 ***
△LFIR(0)	0.157	0.080 *	△LBK(0)	0.132	0.046
△LFIR(-1)	-0.016	0.074	△LBK(-1)	-0.022	0.041
△LFIR(-2)	0.236	0.090 **	△LBK(-2)	0.116	0.046 **
△LRINC(0)	0.671	0.130 ***	△LRINC(0)	0.692	0.124 ***
△LRINC(-1)	-0.540	0.267 *	△LRINC(-1)	-0.561	0.249 **
△LRGDP(0)	-0.231	0.117 *	△LRGDP(0)	-0.182	0.097 *
△LRGP(-1)	0.070	0.117	△LRGP(-1)	0.101	0.097
△LRGDP(-2)	0.295	0.120 **	△LRGDP(-2)	0.243	0.106 **
△LURB(0)	-0.188	0.067 **	△LURB(0)	-0.213	0.058 ***
△LCPI(0)	-0.016	0.131	△LCPI(0)	0.006	0.105
△LCPI(-1)	0.328	0.127 **	△LCPI(-1)	0.342	0.118
觀察值個數	30		觀察值個數	30	
R ²	0.953		R ²	0.963	
Adj. R ²	0.887		Adj. R ²	0.909	
SBC	-4.144		SBC	-4.363	
F-statistic	14.417		F-statistic	18.118	
Log likelihood	92.777		Log likelihood	96.060	

註: 1. SBC 為 Schwarz Bayesian Criterion。

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

在銀行效率 (BK) 方面, 觀察表 9 可知, 當期的銀行效率與落後一期的銀行效率對居民消費有無顯著影響, 但落後二期的銀行效率卻對居民消費有正向影響, 表示銀行對消費者放款的效率有時間上的落後。

會有這樣時間上的落後的原因為金融機構在存款者與借款者間扮演仲介的角色, 從存款者提供資金給借款者上存在時間的落差, 因資金借貸可能仍須經過審核或民間需提供一定的擔保品, 借款者與金融機構往來需

一段時間，因此銀行效率對居民消費造成的影響才可能在當期及落後一期時無影響，而此效果遞延至落後第二期時才發生。

金融機構運用資金的效率高，資金容易從存款者到借款者手中，因此消費者向金融機構借貸容易，可以從事更多消費性支出，故銀行效率越高，居民消費越多，銀行效率對居民消費有正向影響。

實質人均年收入方面（RINC），當期收入的增加，會造成當期消費的增加，兩者有正向影響。而下期收入卻對下期消費有負向影響，與余倩、劉莉亞（2008）的觀點一致。若本期有過度消費現象，則當期消費增加，下期收入中將有部分要支付本期消費增加的部分，因此下期收入與當期消費呈反向變動關係。在模型二中，因考慮銀行效率，上述跨期效果更明顯，因此落後二期的收入仍對居民消費有負向影響。

在實質人均 GDP 可用來衡量一地區或國家的經濟發展程度。本研究兩個模型的實證結果中，當期人均 GDP 與消費存在負向影響，表示經濟發展程度越高，人們所得的增加轉而用於耐久財的消費，因此兩者呈反向變動，但在落後一期後經濟發展對居民消費則無顯著影響。

都市化程度表示一國或地區內，都市人口占總人口的比例。都市就業機會較多，經濟發展程度高，所得也比農村高。依據 1970 年代聯合國研究發現，都市人口比率與平均每人國民生產毛額（GNP）密切相關，相關係數達 0.81 之高度正相關。²⁴在模型一及模型二中，都市化程度對居民消費有負向影響，表示一地區都市化程度越高，居民將所得運用在耐久財的購買上，而消費性支出相對較低。

物價上漲率（CPI）方面，消費支出與當期的物價上漲率無關，但在模型一中，落後一期的物價上漲率對居民消費有正向影響，表示物價上漲的效果遞延到下一期，即在模型一中物價水準越高，居民消費性支出金額越多。但模型二中，短期內物價上漲率則與居民消費無關。

²⁴ <http://www.stat.gov.tw/public/Data/662017264471.pdf> 行政院主計處第 3 局第 2 科 2006.6.20

(二)、居民消費與金融發展長期關係實證結果

在共整合 ARDL 模型中，要以 F 統計檢定量來判別實質人均儲蓄 (RSAV)、金融深化程度 (FIR)、銀行效率 (BK)、實質人均可支配年收入 (RINC)、實質人均 GDP (RGDP)、都市化程度 (URB) 及物價上漲率 (CPI) 等變數間有無存在長期穩定關係。若沒有通過 F 值的聯合檢定，則表實質人均儲蓄 (RSAV)、金融深化程度 (FIR)、銀行效率 (BK)、實質人均可支配年收入 (RINC)、實質人均 GDP (RGDP)、都市化程度 (URB) 及物價上漲率 (CPI) 間不存在一長期穩定趨勢。在 5% 的顯著水準下，兩模型的 F 檢定統計量分別等於 16.228 ($p < 0.01$) 及 16.229 ($p < 0.01$)。因此拒絕變數間不存在長期穩定關係的虛無假設，即本研究各變數間存在長期穩定關係。長期的實證結果如下表所示。

從表 10 中可見，在模型一中，實質人均儲蓄 (RSAV) 的估計係數為 -0.053，影響為負；但在模型二的估計係數為 -0.037，影響也為負。顯示長期下，模型一及模型二中，實質人均年消費性支出 (RCON) 與實質人均儲蓄 (RSAV) 成反方向變動，即儲蓄的越多，消費得越少。

在實質人均可支配年收入 (RINC) 方面，模型一中，其估計係數為 0.115；模型二中，估計係數為 1.122，顯示長期下，實質人均可支配年收入對實質人均年消費性支出影響為正。表示可支配收入越高，可從事的消費活動越多。這符合經濟理論上所得增加，消費需求越旺盛。

金融發展 (FIN) 方面，在長期下，模型一中，金融深化程度 (FIR) 對居民消費無影響；但模型二中，銀行效率 (BK) 對居民消費有正向影響，表示天津銀行效率越高，借貸越容易，可促進更多消費。

表 10: 居民消費與金融發展長期關係實證結果

變數	Model 1: FIN=FIR		Model 2: FIN=BK		
	係數	標準差	係數	標準差	
C	-1.360	0.582	-1.126	0.534	
L(RSAV)	-0.053	0.030	* -0.037	0.021	*
L(FIR)	0.115	0.105	-	-	
L(BK)	-	-	0.120	0.059	*
L(RINC)	0.115	0.147	*** 1.122	0.137	***
L(RGDP)	-0.089	0.077	-0.117	0.075	
L(URB)	-0.127	0.073	** -0.150	0.067	**
L(CPI)	0.281	0.105	** 0.255	0.101	**
Observations	33		33		
R ²	0.998		0.998		
Adj. R ²	0.998		0.998		
F-statistic	2253.719		2495.229		
Log likelihood	72.754		74.430		

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

都市化程度(URB)是一國或一地區都市人口占該地區總人口的比例，該比例越高，表示該地區都市人口越多，都市化程度越高。在表 10 中，兩模型的都市化程度對實質人均年消費性支出影響為負。表示天津的都市化程度越高，實質人均年消費性支出下降，都市居民將所得運用在耐久財的消費上，而非運用在一般的消費性支出上。如：購車、買房等。

在物價上漲率(CPI)方面，模型一中物價上漲率對實質人均年消費性支出有正向影響，表示物價水準越高，居民消費性支出的總金額便越高，符合本研究的預期方向。而在模型二，物價上漲率則無顯著影響。

進一步探討居民消費的影響因素，可以從表中看出，無論在模型一或模型二中，影響居民消費最劇烈的因素為實質人均可支配年收入(RINC)，其次為物價上漲率(CPI)，接著才是實質人均儲蓄(RSAV)與實質人均GDP(RGDP)。可見收入是最主要的影響因素，且影響為負。這與 Cai, Chen, and Zhou (2010)、程松柏(2010)以及郝卉(2010)等人的研究結果一致。其次，在模型一中，影響較為劇烈的因素皆為有正向影響的物價上漲率

(CPI)，與王瑜（2010）相同的研究，所以保留該變量並將人均可支配收入以居民消費價格指數平減。而黃燕、李友誼、梁彩欣（2011）則另外在複迴歸的總檢定中發現居民消費價格指數對居民消費有影響，因此結果與本研究假設相同。

二、恩格爾係數與金融發展實證結果

（一）、恩格爾係數與金融發展短期關係實證結果

本研究模型一及模型二中，分別以最小 AIC 值及 SBC 值來選定各變數的最佳落後期數。下表為各變數對天津地區實質人均年消費性支出的短期關係估計結果。

在模型一中，依賴比（DRA）、金融相關比率（FIR）、食品消費價格指數（FPI）、實質人均可支配年收入（RINC）及都市化程度（URB）短期內對恩格爾係數有影響。且當該均衡體系愈到外在變數衝擊時，需要 19.32 個月才能再度回到原均衡。在模型二中，依賴比（DRA）、食品消費價格指數（FPI）及收入（RINC）短期內對恩格爾係數有影響。且當該均衡體系遇到外在變數衝擊時，需要 20.07 個月才能再度回到原均衡。

模型一與模型二中，依賴比（DRA）在當期、落後一期及落後二期的情況下，對恩格爾係數皆有負向影響，在蔡孟達（2009）的研究中假設中曾指出，依賴比越高，勞動人口就須負擔更多食物支出，恩格爾係數便會上升。但本研究可看出不論在當期、落後一期及落後二期皆對恩格爾係數造成負向影響，與蔡孟達的觀點不同。可能的原因為天津勞動人口所需負擔的食物支出較少，或是天津地區社會福利制度佳，使非勞動人口可以獲得食物的等補貼。如天津城鎮目前提供老人助餐服務，至 2011 年，天津市已建成各類老年人助餐服務中心 186 家。預計在十二五期間結束時，能對城鎮達到 75% 的覆蓋率，農村達到 50% 的覆蓋率。²⁵

²⁵ 〈今年天津中心城區老年人助餐服務社區覆蓋率達 75%〉，天津日報，2012 年 5 月 15 日
http://www.tianjinwe.com/tianjin/tjwy/201205/t20120515_5705609.html

表 11:恩格爾係數與金融發展短期關係實證結果

依變數ENG					
Model 1: FIN=FIR			Model 2: FIN=BK		
變數	係數	標準差	變數	係數	標準差
C	-10.160	3.166	C	-3.350	2.083
ECM(-1)	-0.621	0.181 ***	ECM(-1)	-0.598	0.170 ***
YEAR	0.005	0.002 ***	YEAR	0.002	0.001
△LENG(-1)	0.115	0.171	△LENG(-1)	0.187	0.147
△LDRA(0)	-0.209	0.054 ***	△LDRA(0)	-0.184	0.050 ***
△LDRA(-1)	-0.143	0.056 **	△LDRA(-1)	-0.097	0.051 **
△LDRA(-2)	-0.279	0.083 ***	△LDRA(-2)	-0.165	0.066 **
△LFIR(0)	0.491	0.157 ***	△LBK(0)	0.271	0.096
△LFPI(0)	0.235	0.138	△LFPI(0)	0.077	0.123
△LFPI(-1)	0.611	0.135 ***	△LFPI(-1)	0.559	0.136 ***
△LRINC(0)	-0.668	0.211 ***	△LRINC(0)	-0.386	0.179 **
△LURB(0)	-0.212	0.139	△LURB(0)	-0.137	0.124
△LURB(-1)	0.079	0.082	△LURB(-1)	-	-
△LURB(-2)	1.073	0.450 **	△LURB(-2)	-	-
Observations		30	Observations		30
R ²		0.734	R ²		0.706
Adj. R ²		0.517	Adj. R ²		0.527
SBC		-3.037	SBC		-3.166
F-statistic		3.388	F-statistic		3.932
Log likelihood		69.362	Log likelihood		67.892

註: 1. SBC 為 Schwarz Bayesian Criterion。

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

而金融深化程度 (FIR) 對恩格爾係數的影響在當期而言是正向的影響, 且其估計係數為 0.491, 有一定的影響程度。因此金融發展越蓬勃, 資金借貸越便利, 人民可能從事的消費活動因此增加, 造成食物及其他消費性支出都有所增加, 可能在當期造成食物類的支出上升, 造成恩格爾係數上升。而在模型二中, 銀行的效率 (BK) 對恩格爾係數的影響並不顯著。

在食品消費價格指數 (FPI) 方面, 短期而言, 在模型一及模型二中皆在落後一期的居民消費價格指數對恩格爾係數有正向的影響, 其估計係數分別為 0.611 及 0.559。食品消費價格指數即為食物的價格, 與羅國柱 (2006) 及蔡孟達 (2009) 的觀點一樣, 食物價格越高, 花費在食物的支出金額則

越高，因此造成恩格爾係數上升。而這樣的食物價格上升帶動的恩格爾係數上升的正向關係，在落後一期時的影響較明顯。

根據過去文獻指出，收入是影響恩格爾係數的決定因素。在模型一及模型二中，當期而言實質人均可支配年收入與恩格爾係數存在負向影響，且十分顯著。即收入越高，恩格爾係數越低。因為收入增加可從事的消費活動變多，總消費支出增加，則食物所占的比例就會下降，符合恩格爾法則的論述。

而都市化程度在模型一中，落後二期對恩格爾係數是正向影響，表示因都市經濟發展與就業機會多，人口由農村隨著時間逐漸移往都市，造成城市內食物的支出逐漸上升，因此恩格爾係數上升。這與 Rae (2008) 的觀點相同，認為都市化程度對食物的消費有正向影響，因此都市化程度提高，恩格爾係數會上升。

(二)、恩格爾係數與金融發展長期關係實證結果

在模型一中，恩格爾係數 (ENG) 與依賴比 (DRA)、金融深化程度 (FIR)、食品消費價格指數 (FPI) 及人均實質可支配年收入 (RINC)、都市化程度 (URB) 的長期關係而言，其 F 統計量值等於 55.164 ($p < 0.01$)；模型二中則是依賴比 (DRA)、銀行效率 (BK)、食品消費價格指數 (FPI) 及人均實質收入 (RINC)、都市化程度 (URB) 的長期關係而言，其 F 統計量值等於 55.187 ($p < 0.01$)。在 5% 的顯著水準下，拒絕變數間沒有長期穩定關係的虛無假設，故以上各變數間存在長期穩定關係。本研究將長期關係的實證結果整理如下表。

表 12：恩格爾係數與金融發展長期關係實證結果

變數	Model 1: FIN=FIR			Model 2: FIN=BK		
	係數	標準差		係數	標準差	
C	6.299	0.613	***	6.758	0.591	
L(DRA)	-0.188	0.060	***	-0.190	0.050	***
L(FIR)	0.090	0.151		-	-	-
L(BK)	-	-	-	0.247	0.103	**
L(FPI)	0.073	0.069		0.120	0.041	***
L(RINC)	-0.453	0.051	***	-0.488	0.046	***
L(URB)	0.247	0.116	**	0.143	0.113	
Observations		33			33	
Adj. R ²		0.923			0.935	
F-statistic		77.450			93.644	
Log likelihood		51.40324			54.349	

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

在模型一中，從表 12 中可以得知，長期而言，依賴比（DRA）、實質人均可支配年收入（RINC）對天津的恩格爾係數有負向影響；而都市化程度（URB）則是有正向影響。在模型二中，長期下依賴比（DRA）及實質人均可支配年收入（RINC）對恩格爾係數有負向影響；銀行效率（BK）、食品消費價格指數（FPI）對恩格爾係數有正向影響。

在模型一中，依賴比（DRA）的估計係數為-0.188；在模型二中，依賴比的估計係數為-0.190，和恩格爾係數存在負向影響，這與蔡孟達（2009）的研究一致。²⁶研究中指出一地區依賴人口越多，由於其沒有收入，食物支出便由勞動人口負擔，因此若該地區依賴比越高，勞動人口就須負擔更多食物支出，恩格爾係數便會上升。

在模型一中，實質人均可支配年收入（RINC）的估計係數為-0.453；模型二的實質人均可支配年收入估計係數為-0.488，與居民實質人均年消費支出存在負向影響，表示隨著收入的增加，人民可從事其他的消費活動

²⁶蔡孟達，2009，〈中國大陸恩格爾係數的變動因素分析〉 台北：國立政治大學東亞研究所碩士論文

變多，因此食物占總支出的比例會下降，符合恩格爾法則的敘述。也呼應了蔡孟達（2009）、梁亞民、金學香（1995）、羅國柱（2006）的研究。且觀察其估計系數也可比較出實質人均可支配年收入的影響程度最為顯著，表示收入的增減，是影響恩格爾係數至關重要的因素。

都市化程度（**URB**）是一地區都市人口占總人口的比例，也是影響天津地區恩格爾係數的重要因素。在模型一中，其估計系數為 0.247。恩格爾係數與都市化程度存在正向關係。這是由於當一地區經濟發展程度越高，就業機會及生活水準均較高，長期而言，勞動力會從農村移往都市，造成該地區都市人口占總人口的比例會上升，而人口逐漸往都市移動，造成都市的食物消費增加，因此恩格爾係數增加。但在模型二中卻是對恩格爾係數無影響。

模型二中，銀行效率（**BK**）方面則對恩格爾係數有正向影響，表示因銀行效率提升，金融發展程度提高，交易成本下降，借貸資金管道更暢通的情況下，居民消費總支出增加，同時食物類的支出也會增加。而食品消費價格指數（**FPI**）長期也是影響恩格爾係數的重要因素，食物的金額上升會造成居民食物支出金額上升，對恩格爾係數有正向影響。

第二節、模型正確性相關檢定

為使研究結果更加嚴謹，本研究將進行模型正確性檢定。以下透過序列自我相關 (Serial autocorrelation, SC)、異質變異 (Heteroskedasticity, HE)、常態分配 (Normality, NO) 及模型配置錯誤檢定 (Misspecification, MS)，驗證模型正確性，增加研究可靠性。

一、定義

(一)、自我相關檢定

若忽略實證變數間產生自我相關的問題時，可能導致估計不準確且影響檢定的正確性，使研究結果的可信度下降。本研究使用 LM 檢定是否發生自我相關。

(二)、異質變異檢定

時間序列的資料越精細，則越會出現異質變異情況，造成迴歸模型殘差的變異數不齊一，違反古典迴歸假設，使估計結果不具有有效性。本研究以 ARCH-LM 檢定模型中殘差項是否存在異質變異。

(三)、常態分配檢定

利用 Jarque-Bera 檢定統計量以檢定本研究之實證模型的殘差是否為常態分配。Jarque-Bera 檢定統計量如的 (5) 式所示：

$$JB = \frac{T}{6} \left[S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \quad (5)$$

S 表示偏態係數 (Skewness)，K 是峰態係數 (Kurtosis)，虛無假設為模型符合常態分配。

(四)、模型設定錯誤檢定

若實證模型為備模型假設、函數型是選擇錯誤或遺漏重要變數或放入無關的變數，將會造成模型設定錯誤。本研究以 RESET 檢定 (Regression specification error test)，檢定本研究之實證模型有無設定錯誤。

二、居民消費模型檢定結果

本研究的居民消費的自我相關檢定、異質變異檢定、常態分配檢定及模型設定錯誤檢定分述如下，檢定結果如表 13 所示。

(一)、自我相關檢定

在 5% 的顯著水準下，居民消費模型一的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.530 及 0.586；居民消費模型二的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.892 及 0.146。因此在 5% 的顯著水準下兩者皆不拒絕序列不存在自我相關的虛無假設，故居民消費模型一及模型二皆不存在自我相關。

(二)、異質變異檢定

居民消費模型一的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.815 及 0.283；居民消費模型二的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.581 及 0.296。故居民消費模型一及模型二皆無異質變異。

(三)、常態分配檢定

檢定結果居民消費模型一的 JB 值為 0.206， p 值為 0.902；居民消費模型二的 JB 值為 0.411， p 值為 0.814。故居民消費模型一及模型二皆符合常態分配。

(四)、模型設定錯誤檢定

在 5% 的顯著水準下，居民消費模型一的 p 值為 0.746；居民消費模型二的 p 值為 0.654。故居民消費模型一及模型二皆無設定錯誤。

三、恩格爾係數模型檢定結果

本研究的恩格爾係數的自我相關檢定、異質變異檢定、常態分配檢定及模型設定錯誤檢定分述如下，檢定結果如表 14 所示。

(一)、自我相關檢定

恩格爾係數模型一的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.309

及 0.210，故在 5% 的顯著水準下不拒絕模型存在自我相關的虛無假設；而模型二的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.352 及 0.391。因此在 5% 的顯著水準下，皆不拒絕序列不存在自我相關的虛無假設，故恩格爾係數的兩模型沒有自我相關。

(二)、異質變異檢定

恩格爾係數模型一的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.183 及 0.271。恩格爾係數模型二的 p 值在落後一期及落後二期的 p 值分別為 0.536 及 0.506。因此皆不拒絕序列不存在異質變異的虛無假設，故恩格爾係數兩模型不存在異質變異。

(三)、常態分配檢定

恩格爾係數模型一的 JB 值為 1.861， p 值為 0.394；恩格爾係數模型二的 JB 值為 1.156， p 值為 0.561。因此恩格爾係數的兩個實證模型皆符合常態分配。

(四)、模型設定錯誤檢定

恩格爾係數模型一的 p 值為 0.495；恩格爾係數模型二的 p 值為 0.967 故不拒絕模型設定無誤之虛無假設。故恩格爾係數的兩個實證模型皆無設定錯誤。

表 13：居民消費模型檢定結果

檢定名稱	虛無假設	MODEL 1 統計量	MODEL 1 P 值	MODEL 2 統計量	MODEL2 P 值	結果
自我相關 (SC)	不存在	$\chi^2 (q=1) =$ 0.395	0.530	$\chi^2 (q=1) =$ 0.012	0.892	不拒絕 H0
	自我相關	$\chi^2 (q=2) =$ 1.068	0.586	$\chi^2 (q=2) =$ 3.851	0.146	
異質變異 (HE)	不存在	$\chi^2 (q=1) =$ 0.050	0.815	$\chi^2 (q=1) =$ 0.305	0.581	不拒絕 H0
	異質變異	$\chi^2 (q=2) =$ 2.526	0.283	$\chi^2 (q=2) =$ 2.432	0.296	
常態分配 (NO)	符合 常態分配	JB=0.206	0.902	JB=0.411	0.814	不拒絕 H0
模型錯誤 (MS)	模型設定 無誤	F 統計量 =0.110	0.746	F 統計量 =0.212	0.654	不拒絕 H0

註:本研究自我相關檢定使用 LM 檢定,異質變異檢定使用 ARCH-LM 檢定,常態分配檢定以 Jarque-Bera 值作為判斷標準,模型正確性檢定則以 RESET 檢定。

表 14：恩格爾係數模型檢定結果

檢定名稱	虛無假設	MODEL 1 統計量	MODEL1 P 值	MODEL 2 統計量	MODEL2 P 值	結果
自我相關 (SC)	不存在	$\chi^2 (q=1) =$ 2.572	0.309	$\chi^2 (q=1) =$ 0.867	0.352	不拒絕 H0
	自我相關	$\chi^2 (q=2) =$ 9.187	0.210	$\chi^2 (q=2) =$ 1.879	0.391	
異質變異 (HE)	不存在	$\chi^2 (q=1) =$ 1.769	0.183	$\chi^2 (q=1) =$ 0.383	0.536	不拒絕 H0
	異質變異	$\chi^2 (q=2) =$ 2.613	0.271	$\chi^2 (q=2) =$ 1.363	0.506	
常態分配 (NO)	符合 常態分配	JB=1.860	0.395	JB=1.156	0.561	不拒絕 H0
模型錯誤 (MS)	模型設定 無誤	F 統計量 =0.490	0.495	F 統計量 =0.002	0.967	不拒絕 H0

註:本研究自我相關檢定使用 LM 檢定,異質變異檢定使用 ARCH-LM 檢定,常態分配檢定以 Jarque-Bera 值作為判斷標準,模型正確性檢定則以 RESET 檢定。

第三節、本章小結

本研究的研究目的為探討影響天津居民消費與恩格爾係數的影響因素，並納入金融相關比率與銀行效率兩個金融發展指標以檢視金融發展是否為居民消費及恩格爾係數的影響因素。本章第一節為長短期下的實證結果分析；而為使模型實證結果更加嚴謹，第二節則對模型進行自我相關、異質變異、常態性及模型正確度檢定，以確保模型的可靠性。

一、實證結果分析

本研究以考慮金融相關比率（FIR）為模型一，考慮銀行效率（BK）為模型二，分別對居民消費及恩格爾係數進行估計。實證結果顯示，在居民消費方面，短期下儲蓄、都市化程度對居民消費存在負向影響，實質人均 GDP、實質人均可支配年收入與物價指數及兩項金融發展指標與居民消費存在正向影響。長期下儲蓄與都市化程度呈現負向影響，實質人均可支配年收入則與居民消費存在正向影響。金融發展深化程度對居民消費有正向影響，但銀行效率則在落後二期時才對居民消費有正向影響。長期下收入、物價水準及銀行效率對居民消費有正的影響，儲蓄及都市化程度對消費是負的影響。

恩格爾係數方面，短期及長期下依賴比與恩格爾係數存在負向影響，顯示天津市的社會福利與補貼制度完善，勞動人口對食物支出的負擔較低的緣故。而實質人均可支配年收入也是對恩格爾係數有負向影響，表示居民收入增加，使人們將所得用於其他財貨的消費，而使食物支出相對下降。金融發展指標方面，金融深化程度對恩格爾係數有正向影響，銀行效率指標對恩格爾係數無影響。表示當資金融通便利及金融發展水準高，居民可消費較高品質及單價的食物，使食物支出金額增加而造成恩格爾係數上升。食品消費價格指數短期下與恩格爾係數存在正向影響，即支出食物金額越高，恩格爾係數越高，但長期下無關。都市化程度對恩格爾係數有正的影

響，長短期結果顯示，人口移向都市，使都市內食物消費增加，使恩格爾係數上升。

二、實證模型正確性檢定

本研究以 LM 檢定確認本研究模型變數間是否有自我相關現象；再以 ARCH-LM 檢定檢視模型的殘差是否存在異質變異；而使用 Jarque-Bera 檢定統計量來判斷本研究模型的殘差是否符合常態分配；最後以 RESET 檢定確認本研究模型是否設定錯誤。經過以上四個檢定，本研究模型並不存在自我相關及異質變異現象，而言就模型的殘差也符合常態分配。最後，本研究模型接通過 RESET 檢定，因此本研究模型設定無誤。



第六章、結論與政策意涵

第一節、結論

2006年5月，中國大陸國務院發佈《國務院推進天津濱海新區開發開放有關問題的意見》，同意濱海新區為中國綜合配套改革試驗區，天津因此被中國大陸國務院定位為北方經濟中心。天津的雖起步較北京、上海晚，但仍擁有需多有利的發展條件。隨著濱海新區的發展，天津成為一個新的亮點，經濟發展與繁榮願景指日可待。天津市政府於2012年3月發布《濱海新區商務發展十二五規劃》未來幾年內將加快推動消費增長，預計在未來幾年內，濱海新區將發展大型購物中心，引進國際著名商業連鎖企業及世界級商貿集團，培育具有競爭實力的大型商業流通企業；提升商業的集聚能力，增強對外地消費者的吸引力，形成中國北方重要的商業聚集區；進一步增強新區商貿服務業對區域內外的輻射帶動能力。天津官方預估到2015年，全區社會消費品零售額超過1200億元，年均增長18%以上，零售額將是十一五末期的兩倍多。

因此在這樣的總體經濟環境下，天津的經濟將大幅成長，帶動產業、消費、金融等發展。而金融發展與經濟成長兩者關聯性常是被眾多研究討論的議題，本研究的主要目的則是希望探討金融發展是否會對居民消費有所影響，進而因居民消費的擴張，促進經濟成長且對恩格爾係數是否也有影響。

本研究以天津1978年至2010年的居民消費及恩格爾係數年資料加入若干金融發展指標，配合其他總體經濟變數，經由ARDL (Autoregression Distribution Lag) 共整合模型進行估計，以便瞭解在長期及短期下影響居民消費及恩格爾係數的因素，並檢視金融發展是否也會對居民消費及恩格爾係數產生影響。實證結果顯示，在長期下，金融深化程度(FIR)對居民消費並無影響。但短期實證結果顯示，隨著經濟的發展、居民消費的擴

大，金融深化程度對居民消費在短期內確實有促進作用。

儲蓄在短期內與居民消費當期存在負向影響，落後一期時則存在正向影響，到落後第二期時轉為負向影響。表示當期儲蓄增加，則當期消費減少，但至下一期因前期儲蓄增加，至本期可擴張消費。因此下期儲蓄對居民消費有正向影響。如此正負交替的影響關係，符合跨期消費理論的論述。長期下，儲蓄與居民消費存在負向影響。

而實質人均 GDP 代表一地區經濟發展程度，而都市化程度則為一地區都市人口占總人口的比率，這兩項指標皆可衡量區域經濟發展。實證結果發現短期下經濟發展程度越佳居民消費越高，經濟發展對居民消費有正向影響。但都市化程度越高，則居民的消費多轉向耐久財的消費，而消費性支出相對減少。因此都市化程度短期內對居民消費有負向影響。而長期下實質人均 GDP 對居民消費無顯著影響，但都市化程度與居民消費仍存在負向影響。

居民消費價格指數，即物價上漲率，短期下在當期時對居民消費有推升作用，因物價的上漲使居民消費支出金額增加，長期而言對居民消費有正的影響。

而銀行效率在落後第二期時與長期內皆對居民消費有正向影響，表示天津金融機構資金運用效率越高，借貸越容易，可促進更多消費。

影響居民消費最重要的因素為實質人均可支配年收入。在短期及長期實證結果中，實質人均可支配年收入都與居民消費存在正向影響，表示當居民實質人均可支配年收入增加，購買力增強，便有更多所得從事更多方面的消費。因此收入是影響居民消費至關重要的因素。

在恩格爾係數的影響因素估計方面，短期及長期下，依賴比皆是影響恩格爾係數的因素，且依賴比與對格爾係數有負向影響，即依賴比上升，恩格爾係數下降，根據天津地區的報導指出社會福利制度較完善，使非勞動人口可獲得較多補貼，而使勞動人口不須負擔那麼多食物支出。

食品消費價格指數是食物的價格，短期內該指數越高，食物支出的金額就越高，因此食品消費價格指數對恩格爾係數存在正向影響。但長期下食品的價格對恩格爾係數無影響。而收入的提高，可使消費者增加消費，食物支出占總支出的比例便相對下降，符合恩格爾法則的論述。因此實質人均可支配年收入在長期及短期下皆對恩格爾係數有負向影響。

在金融相關比率及銀行效率方面，長期下金融深化程度對食物支出無影響，故對恩格爾係數無影響；而銀行效率對恩格爾係數有正向影響。但在短期下，金融生化程度對恩格爾係數存在正向影響，銀行效率則與恩格爾係數無影響。表示金融發展程度越佳，居民融通資金越方便，可以購買較高單價貨品質的食物，因此恩格爾係數上升。而都市化程度對恩格爾係數短期內無影響，長期內是正向影響。表示人口移向都市使都市內食物消費增加，長期下會使都市內恩格爾係數上升。

根據本研究結果發現，金融發展確實對居民消費有促進作用。本研究分別分析影響居民消費及恩格爾係數因素的長期及短期影響。研究發現短期內金融發展確實對居民消費正向影響。特別是銀行運用資金的效率，即銀行效率的高低長期下更是影響居民的消費借貸因素。但提高居民收入才是促進消費的首要目標。隨著濱海新區開放至今，天津的經濟發展與越來越上軌道，政府也不斷引進許多促進居民消費的措施以帶動天津的經濟成長。

第二節、政策意涵

在進行實證模型分析後，本研究從中發現人均可支配收入及銀行效率對居民消費有影響，因此歸納出幾項政策意涵，作為政策制定參考。

一、增加居民可支配收入是首要目標

政府在促進消費的同時，更應從以提高居民收入水準為考量，當民眾收入提高，自然會增加消費，達到經濟發展目標。隨著天津 2006 年被中國大陸國務院定位為北方經濟中心，以濱海新區作為經濟發展的試點區域，天津每年的國民生產總額便不斷提升，2006 年到 2010 年，其區域內生產總值就從 1.92% 成長至 2.11%，且天津地處環渤海中心，仍有地域優勢及發展潛力，因此仍獲中央政府青睞，而發展經濟特區。在這樣的經濟成長環境下，居民收入是必有所提升，但政府因注意伴隨經濟成長而來的所得分配不均現象，使富者越富貧者越貧。政府除了提升整體居民收入以使購買力提升，進而使居民從事更多消費外，也應對中低收入實施補貼等措施，均衡所得分配。

二、提供暢通的融通資金管道，可促進居民消費。

本研究也認為，天津市政府應加強天津市境內的金融創新與增加融資管道，使資金融通更為便利、借貸成本降低。因此，將進一步帶動居民消費進而刺激經濟成長。在資金融通便利，交易成本低的情況下，存款轉換為放款的速度快速，有利貨幣創造效果及資金流動性。因此若天津政府想要擴大居民消費、促進經濟發展，也可從促進金融發展，特別是銀行效率方面著手，建議可逐步放寬貸款額度及償還期限等限制。但因中國金融體系融資便利性相對較低，因此不致於造成如 2005 年至 2006 年台灣的銀行因太過浮濫放寬信用額度及消費，造成銀行逾放比及呆帳過高及消費者無法還款的雙卡風暴現象。

參考文獻

專書

人民銀行天津分行課題組，2011，《2010年天津市金融穩定報告》。天津：
中國人民銀行天津分行。

中國國家統計局，1996-2011，《中國統計年鑑》，北京：中國統計出版社。

中國國家統計局，2004，《新中國五十五年統計資料彙編 1949-2004》。
北京：中國統計出版社。

中國國家統計局，2008，《新中國六十年統計資料彙編 1949-2008》北京：
中國統計出版社。

天津市統計局，1999，《天津五十年 1949-1999》天津：中國統計出版社。

天津市統計局、國家統計局天津調查總隊，1983-2011，《天津統計年鑒》
北京：中國統計出版社。

李榮謙，2004，《貨幣銀行學》。台北：智勝出版社。

陳彥志，2010，《我被中國大陸金融業嚇到了》。台北：早安財經文化。

黃台心，2005，《計量經濟學》。台北：雙葉書廊。

楊奕農，2005，《時間序列分析經濟與財務上之應用》。台北：雙葉書廊。

謝京叡，2005，《個體經濟學》。台北：偉碩文化事業。

謝京叡，2005，《總體經濟學》。台北：偉碩文化事業。

專書論文

蔡孟達，2009，《中國大陸恩格爾係數的變動因素分析》。台北：國立
政治大學東亞研究所 碩士論文

蔡依蓉，2003，《金融發展對經濟成長的影響—以流動性功能來分析》。
高雄：國立中山大學經濟學研究所 碩士論文

期刊論文

- 人民銀行天津分行課題組，2008，〈天津市金融業增加值及其相關指標的實證分析——兼論金融業增加值提高的思考〉。《華北金融》（天津） 5：17-19。
- 毛中根、洪濤，2010，〈金融發展與居民消費:基於 1997-2007 年中國省際面板數據的實證分析〉。《消費經濟》（長沙） 5：36-40。
- 王玉玥，2011，〈影響城鄉居民消費差異的主要因素——基於成都市的實證分析〉。《商業文化（下半月）》（北京） 9：120-121。
- 王瑜，2011，〈江蘇省城鎮居民生活消費支出影響因素的實證研究〉。《經營管理者》（南京） 7：62-63。
- 民進天津市委會，2011，〈關於促進我市金融發展的幾點建議〉。《天津政協》（天津） 1：55。
- 余倩、劉莉亞，2010，〈廣東省居民消費影響因素的實證研究〉。《商場現代化》（北京） 28：82。
- 吳超，2010，〈關於十二五”時期天津金融業發展幾點思考〉。《天津經濟》（成都） 10：17-20。
- 吳禮紅，2011，〈安徽省城鄉居民消費影響因素的比較分析〉。《黑龍江對外經貿》（合肥） 6：64-65。
- 胡建光，2011，〈我國居民消費金融發展的影響因素分析:1990—2009 年〉。《甘肅金融》（蘭州） 1：58-61。
- 孫德軒，2007，〈金融體系發展水準相關指標的國際比較〉。《中國管理信息化》（北京） 4：65-66。
- 郝卉，2011，〈居民消費水平影響因素的計量分析〉。《才智》（長春） 8：16-18。
- 崔燦燦，2011，〈對北京市城鎮居民人均消費影響因素的計量分析〉。《商業文化（下半月）》（北京） 4：101-102。

- 張湧泉、畢燕君、郝文澤，2010，〈天津市區域金融發展與經濟增長實證研究〉。《天津師範大學學報》（成都） 6：75-80。
- 張瀟、周振娥，2010，〈河北省農村居民消費需求的影響因素分析〉。《教育教學論壇》（河北） 9：125-127。
- 敖琪，2010，〈居民消費水平影響因素分析——以遼寧省為例〉。《中國集體經濟》（北京） 36：22-24。
- 梁亞民、金學香，1995，〈對影響恩格爾系數變化因素的分析〉。《蘭州商學院學報》（蘭州） 2：92-94。
- 陳宗勝、周松，2006，〈天津市金融發展與經濟增長關係的實證分析 1978-2004〉。《天津師範大學學報（社會科學版）》（天津） 5：7-11。
- 程松柏，2010，〈我國居民消費水平影響因素的計量分析與政策建議〉。《商業時代》（安徽） 35：20-21。
- 黃春淼、熊春波，2008，〈恩格爾系數在我國實際應用中的局限性及修正分析〉。《網絡財富》（北京） 9：97-98。
- 黃燕、李友誼、梁彩欣，2011，〈城鎮居民人均消費支出的影響因素研究——以廣東省為例〉。《南方職業教育學刊》 5：24-27。
- 楊全照，1998，〈恩格爾系數的分析及應用〉。《中南民族學院學報（自然科學版）》（武漢） 17：1-3
- 劉萍、胡碧，2010，〈陝西農村居民消費與金融發展實證研究〉。《經營管理者》（成都） 17：70。
- 劉澍，2009，〈金融發展指標體系構成及其在金融發展理論實證分析中的應用〉。《黑龍江金融》（哈爾濱） 7：17-18。
- 劉瑩、陳坤權，2011，〈中國城鎮居民消費影響因素的計量分析中國城鎮居民消費影響因素的計量分析〉。《中國市場》（北京） 23：136-137。
- 歐陽，2010，〈天津濱海新區金融改革凸顯聚集效應〉。《中國金融家》（北京） 10：111-113。

潘永明、趙云，2009，〈天津市金融生態環境現狀分析及優化研究〉。《華東理工大學學報（社會科學版）》（上海） 2：51-56。

鄧翔、張思元，2008，〈中國居民生活水平的估計與調整〉。《雲南財經大學學報》（昆明） 5：16-23。

魯青林、馮麗，2011，〈甘肅省農村居民消費影響因素的實證分析〉。《甘肅金融》（甘肅） 1：62-64。

繆海，2011，〈影響我國農村居民消費需求的因素及對策分析〉。《商業經濟》（哈爾濱） 11：26-28。

羅國柱，2006，〈影響我國格爾係數的因素分析〉。《雲南財經大學學報》（武漢） 4：117-120。

顧振華、翁志勇，2011，〈金融指標體系模型的構建——兼及上海國際金融中心發展路徑的分析〉。《中國管理信息化》 4：65-66。

英文部分：

Ang, James B., 2011, "Finance and Consumption Volatility: Evidence from India." *Journal of International Money and Finance* 30(6): 947-64.

Anghelache, Constantin, 2011, "Analysis of the Correlation between GDP and the Final Consumption." *Theoretical and Applied Economics* 18(9): 129-138.

Brown, Sarah and Karl Taylor, 2006, "Financial Expectations, Consumption and Saving: A Microeconomic Analysis." *Fiscal Studies* 27(3): 313-38.

Cai, Hongbin, Yuyu Chen, and Li-An Zhou, 2010, "Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992-2003." *Economic Development and Cultural Change* 58(3): 385-413.

Chambers, Robert G. and Rulon D. Pope, 1992, "Engle's Law and Linear-in-Moments Aggregation." *American Journal of Agricultural*

- Economics* 74(3): 682-688.
- Cole, Rebel. A., Fariborz Moshirian, and Qiongbing Wu, 2008, "Bank Stock Returns and Economic Growth." *Journal of Banking and Finance* 32(6): 995-1007.
- Crossley, Thomas F., 2009, "Measuring Consumption and Saving: Introduction." *Fiscal Studies* 30(3): 303-07.
- Deidda, Luca Gabriele., 1999, "Interaction Between Economic and Financial Development." *Journal of Monetary Economics* 53: 233-248.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig, 1983, "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity." *Journal of Political Economy* 91(3): 401-419.
- Gibson, John, 2002, "Why Does the Engel Method Work? Food Demand, Economies of Size and Household Survey Methods." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64(4): 341-359.
- Houthakker, Hendrik. S., 1957, "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Century of Engel's Law." *Econometrica* 25(4): 532-551.
- King, R.G. and R. Levine, 1993, "Finance and Growth: Schumpeter might be right." *Quarterly Journal of Economics* 108(3): 717-37.
- Levine, Ross and Sara Zervos, 1998, "Stock Markets, Banks, and Economic Growth." *The American Economic Review* 88(3) : 537-558
- Lopez, Claude and Javier Reyes, 2009, "Stationary Properties of the Real Interest Rate and the Per-capita Consumption Growth Rate: Empirical Evidence for Theoretical Arguments." *Applied Economics* 41(13): 1643-1651.

Miao, Jianjun, 2004, "A Note on Consumption and Savings under Knightian Uncertainty." *Annals of Economics and Finance* 5(2): 299-311.

Philip, Arestis and Panicos O. Demetriades, 1997, "Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence." *Journal of Economics* 107(442): 783-799.

Thorsten, Beck and Ross Levine, 2004, "Stock Market, Bank and Growth: Panel Evidence." *Journal of Banking and Finance* 28(3): 423-442.

Zimmerman, Carle, 1932, "Ernst Engel's Law of Expenditures for Food." *The Quarterly Journal of Economics* 47(1): 78-101.

網站資料：

天津市統計局網站，<http://www.stats-sh.gov.cn/2005shtj/index.asp/>。

中國大陸人民銀行網站，<http://www.pbc.gov.cn/>。

中國大陸人民銀行天津分行網站，<http://tianjin.pbc.gov.cn/>

中華人民共和國國家統計局網站，<http://www.stats.gov.cn/>。

〈今年天津中心城區老年人助餐服務社區覆蓋率達 75%〉，天津日報，2012 年 5 月 15 日。

http://www.tianjinwe.com/tianjin/tjwy/201205/t20120515_5705609.html

〈天津金融發展六十年綜述〉，新華網天津頻道，2009 年

<http://big5.xinhuanet.com/gate/big5/www.tj.xinhuanet.com/ztbd/jinrong60>

〈天津金融業發展生機勃勃〉，中國經濟時報，2011 年 8 月 12 日

<http://finance.jrj.com.cn/2011/08/12023010716317.shtml>

〈天津金融改革創新亮點頻現 有力促進金融業發展〉，北方網，2010 年 5 月 7 日

<http://news.enorth.com.cn/system/2010/05/07/004665173.shtml>

〈今年前三季度天津居民消費性支出呈現七大特點〉，新華網天津頻道，

2011 年 10 月 25 日

http://big5.xinhuanet.com/gate/big5/www.tj.xinhuanet.com/2011-10/25/content_23972589.htm

〈中國統計年鑑數據庫-數據挖掘分析〉，CNKI 中國知網

<http://58.42.247.239/csydkns/Dig/Dig.aspx>

