

# 中華管理評論 國際學報

Web Journal of Chinese Management Review

---

2017 年 8 月 第二十卷二期 • Vol. 20, No. 2, August 2017

## 以動態模型預測美國學貸人數

張任坊 張博一 張紹勳

## 以動態模型預測美國學貸人數

張任坊 張博一 張紹勳

### 摘要

高等教育普及、貧富差距的擴大、失業率上升、與物價指數的提升，造成學生及其家庭為支應龐大的學費支出而形成就學貸款現象普遍化，人們應當重視。

研究中界定並認定就學貸款之經濟計量模型，並發現就學貸款之影響因素，以期使台灣政府能有效掌握就學貸款之長期趨勢。

時間序列樣本取自美國聯準會資料庫(FRED)網站，自1947年1月至2013年1月資料，並採用Stata軟體，OLS分析利用動態與靜態預測模型來認定預測模型。

結果發現，家庭收入基尼比、平均失業期、消費者物價指數、全美國總人口數、前期學生貸款等5項解釋變數，都可有效預測美國學生就業貸款(都是正向相關)。而且動態模型會比靜態模型來得優。

**關鍵詞：**就學貸款(*Student loans*)、基尼係數(*Gini coefficient*)、預測模型(*Prediction models*)

---

張博一 國立台北大學通訊工程學系

張任坊 國立海洋大學商船系

張紹勳 國立彰化師範大學工業教育與技術學系研究所

## 1. 緒論

本研究探討，在美國，學生辦理就學貸款的人數，是否會隨著家庭收入基尼比、平均失業期、消費者物價指數、全美國總人口數，等多項解釋變數進行連動變化，並藉以建立動態模型。

在台灣，高等教育的普及化，以及技職教育的逐年式微，造就二、三十年前在台灣常見的師徒制度逐漸消失，學生就讀技職學校之目的不再是為了求得一技之長，反逐漸轉向以追求高學歷為導向，過去學子半工半讀的盛況已不復見，學生們求學階段的學費與雜費開銷等，目前多以辦理就學貸款的方式舉債來進行支應。

紐約聯邦儲備銀行所公布的新聞資料指出，2013年第四季的美國家庭負債中，房屋貸款、學生就學貸款、汽車貸款三者分別為美國家庭負債總額中的排名前三名，其中，學生就學貸款總額僅次於房貸名列第二，由此排名可得知，就學貸款對家庭經濟產生的影響甚鉅。

此外，在國內，目前較少研究者使用時間序列資料進行經濟數據實證研究，多以比較研究或文獻分析方式進行，故本研究以時間序列進行就學貸款的實證研究，期望獲得更勝以往的結果。

鑒於美國對於統計數據的公開透明，無疑提供研究者進行學術研究之便，更可提供學者與民間單位監督政府施政。本研究之具體目的如下：

1. 界定並認定就學貸款之經濟計量模型，並發現就學貸款之影響因素。
2. 裨益國家能有效掌握就學貸款發展之長期趨勢，並提供給政府作為政策擬定之參考。

## 2. 文獻探討

### 2.1 就學貸款

影響就學貸款的因素：

施博惠(2003)認為，影響申辦就學貸款因素的重要性順序依次為：學校因素、家庭因素、個人因素、社會因素。申請者中辦理就學貸款的最主要原因為「學校學費昂貴」。楊振源(2008)指出，現行的就學貸款制度公平有餘，但效率不足。當前申貸人數與金額大幅成長，雖嘉惠眾多就讀私立大學的中低收入學生，但也加重政府的財政負擔，並造成逾放比率攀升的惡性循環。陳俊言(2007)表明，實行三十年的就學貸款制度確實幫助過百萬名學子解決在就學上的經濟問題，但卻也造成學子在畢業後的經濟負擔，並企圖透過利率的市場論述轉移學費爭議的焦點。蕭珮姍(2011)在高教普及和高學雜費趨勢下，就學貸款放寬限制立意良好，但高教與就業斷裂出現後，就學貸款轉銜機制市場化的矛盾便被突顯。上述幾篇研究中，分別指出了就學貸款雖然能解決學子在非義務教育階段求學時的經濟問題，但是加重了政府的財政負

擔以及學子在畢業後仍舊面臨還款的經濟壓力。

以下整理就學貸款與貧富差距、失業率、物價指數、人口數的關聯文獻：

### 一、就學貸款與貧富差距、失業率間的關係

彭瑋瑤(2012)指出近年來在全球化以及科技進步的因素下台灣的貧富差距逐年擴大，1998年家庭平均總所得差距為32.74倍，但是到了2010年卻已經擴張到將近75倍。解決或改善貧富差距擴大的問題，有許多政策可供選擇，大學多元入學方案便是主要的政策工具之一。鄢駿(2011)表明受到金融海嘯及經濟不景氣之影響，使得失業率攀升，且大專院校學費又頻頻調漲，已非一般家庭可以負擔，也使得就學貸款政策對經濟弱勢家庭更顯重要。據此，本研究推論：

H1：家庭收入基尼比(X1)會影響就學貸款總金額(Yt)。

H2：勞工平均失業期(X2)會影響就學貸款總金額(Yt)。

### 二、就學貸款與物價指數、人口數間的關係

詹雅燕(2013)表明了顯著水準0.05下，消費者物價指數、平均每人GDP、學雜費指數、就學貸款平均利率等四個解釋變數達顯著水準，為影響就學貸款族群申貸人數與金額的因素。陳蓮櫻(2005)影響台灣的大學學費制定因素中，經濟層面包括平均每人國民所得、平均每戶可支配所得、消費者物價指數...等。林玉舫(2008)的實證研究中指出，影響教育支出最主要的原因為家中就讀非義務教育的學生數、家長的教育態度以及家庭可支配所得的多寡。洪佩民(2004)在台灣，政府以調降就學貸款利率與放寬申請條件來減輕家長負擔，同時不論是政府、學校或民間團體都有許多的獎助學金方案來協助清寒子弟就學。儘管如此，仍舊有許多家庭感到學費壓力的沈重。當消費者物價指數提升，造成物價上漲，容易造成學費上漲；而申請就學貸款人數呈現遞增狀態，與國內人口數成長亦有關聯，據此，本研究推論：

H3：消費者物價指數(X3)會影響就學貸款總金額(Yt)。

H4：全美國總人口數(X4)會影響就學貸款總金額(Yt)。

表 1 文獻資料整理

作者 (時間)	主題	對象	方法與統計法	結果
施博惠 (2003)	臺北市高級中等學校申辦就學貸款學生辦理就學貸款之研究	北市公私立高中學貸學生	問卷調查	申辦就學貸款因素重要性依次為：學校、家庭、個人、社會。
洪佩民 (2004)	藏在富裕社會下的教育問題---從念不起大學的孩子談起		文獻分析	政府以調降就學貸款利率與放寬申請條件來減輕家長負擔，仍舊有許多家庭感到學費壓力的沈重。
陳蓮櫻 (2005)	台灣地區大學學費制定及相關因素之	文獻與統計資料	文獻分析、相關	家戶所得、消費者物價指數、失業率影響學費制定。

	研究		分析、描述統計	
陳俊言 (2007)	台灣高等教育及學費政策之研究：市場機制與公民權利	文獻與統計資料	文獻分析、權力分析	就學貸款制度的產生透露出經濟弱勢者對財產的關注。
楊振源 (2008)	我國大學的就學貸款制度之研究	台灣公立大學	比較研究、文獻分析	當前申貸人數與金額大幅成長，雖嘉惠眾多就讀私立大學的中低收入學生，但也加重政府的財政負擔，並造成逾放比率攀升的惡性循環。
蕭珮姍 (2011)	變動的軸線-教育到就業生命歷程與就學貸款政策	世代 --- 高等教育到就業生命歷程階段	生命歷程研究	高教普及和高學雜費趨勢下，就學貸款放寬限制立意良好，但高教與就業斷裂出現後，就學貸款轉銜機制市場化的矛盾便被突顯。
彭瑋瑤 (2012)	大學多元入學方案政策之評估	公私立大學大一學生	問卷調查、變量分析	貧富差距對就學貸款呈現正相關。

## 2.2 貧富差距指數：吉尼係數

吉尼係數(Gini Coefficient)，是一種衡量集中度的方法，通常用來專指「財富富所得分配的平均度」(張紹勳, 2015)。以圖 2-2-1 來說明，它的計算方式如下，先將資料分成兩列，縱軸是人口的累積百分比，橫軸是所得累積的百分比，資料分得愈細則吉尼係數愈精確。

例如：我們的兩列數字是人口每增加 1 個百分點，就累計一個所得值，於是就會有 100 組的數字，將這 100 組的數字畫在附圖中，就成為的羅倫茲曲線(Lorenz Curve)，而這條羅倫茲曲線將正方形圖的右下半部分隔成 B 與 C 兩個區域，將 B 的面積除以 B+C 區域(即正方形面積的一半)的面積，就是吉尼係數。依照公式來看，這個係數值必然介於 0 與 1 之間，愈接近零則集中度愈低(即愈平均)，愈接近 1 則集中度愈高(即愈不平均)。

當 B 區域愈小，即羅倫茲曲線愈接近圖中右上左下的那條對角線時，即表示所得分配愈平均，當兩線重疊時，表示所得分配完全平均，同樣比例的人口分得同樣比例的所得。而當這條線愈往右下方移動，B 區域面積愈大時，表示所得分配愈不平均，當 B 大到完全蓋掉 C 區域時，即所得極度不平均，表示極少數的人擁有全部的所得。

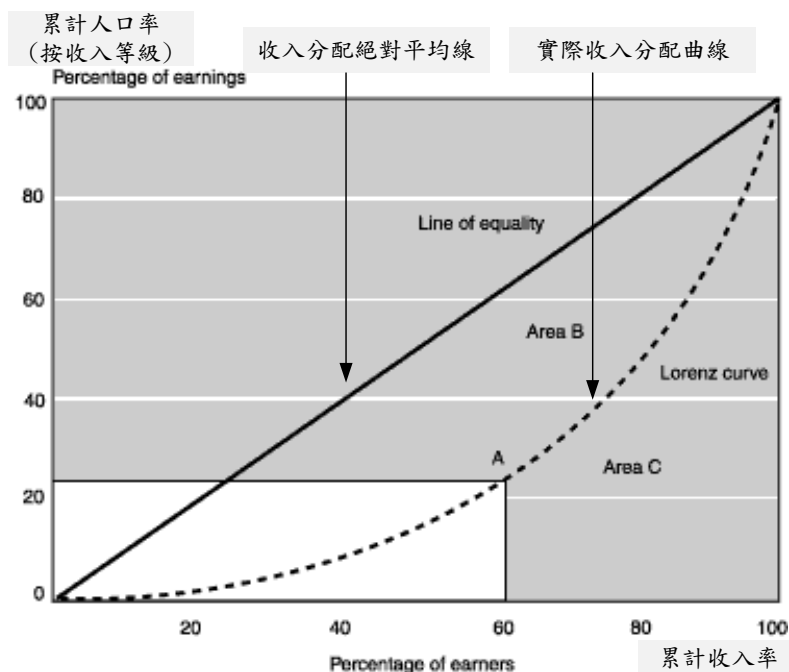


圖 1 吉尼係數圖

圖片來源：張紹勳(2015)廣義時間序列(台北，五南)

### 3. 研究方法

#### 3.1 資料取得

研究樣本使用美國聯邦理事會經濟數據即時資料庫 (Federal Reserve Economic Data, FRED) 的資料並下載取回，在本文內後續簡稱為 FRED，而在 FRED 上的資料，則是由數十個不同的組織所提供。

在 FRED 網頁上的搜尋欄位可以鍵入欲尋找的資料名稱、縮寫甚或代號，搜尋建議會提供多個名稱或者性質相似的資料，如：消費者物價指數 (Consumer Price Index, CPI) 在 FRED 中總共可以找到將近一萬四千多筆相關資料，並且可以根據熱門程度、更新頻率、資料提供單位…等條件篩選出欲使用的資料，單就消費者物價指數而言，其資料尚細分成：所有物品、食物與能源、食物與飲料…等不同的統計細項，並且提供了每項資料統計的數據定義與單位等詳細資訊。

不同的統計資料具有相異的開始與最後一筆日期，並且資料的統計週期亦有所差異，大部分以每月為更新週期，研究中經整理後使用的整體的樣本資料期間自 1993 年 10 月至 2014 年 8 月。

#### 3.2 資料整理

研究中，從 FRED 取得資料檔的檔案格式為 \*.XLS，由副檔名得以判斷資料必須使用 Microsoft Excel 進行開啟與資料的整理，在本文內後續簡稱為 Excel，研究中自行訂定資料整理的規則，若有空值 (null) 則使用前一筆的數值，而不使用平均值進行插補，此外各項資料間，開始記錄的起始時間並

不相同，故以記錄開始時間最早的學生貸款為基礎，將其他各組資料一併整理到同一個資料表內。

接著使用 Excel 內的 Visual Basic for Applications (VBA) 錄製巨集程式並撰寫修改其內容，以迴圈(do loop)方式進行資料整理，以節約人工整理資料的時間，並且有效避免資料錯誤發生。

透過 Excel VBA 運行迴圈並判斷資料是否合適，再依據上述的資料整理規則進行空值的填補，最後刪除未有記錄的範圍，取得自 1993 年 10 月至 2014 年 8 月間，有效資料共 251 組可供分析使用，整理後的資料內容如附錄六。

### 3.3 研究架構

根據文獻探討的文獻歸納，本研究提出研究架構，如圖 2 為靜態模型的架構圖及圖 3 為動態模型的架構圖，圖中分別列出變數名稱、代碼與變數間假設關係：

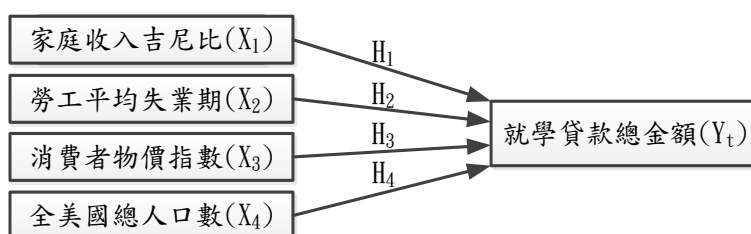


圖 2 靜態模型架構圖

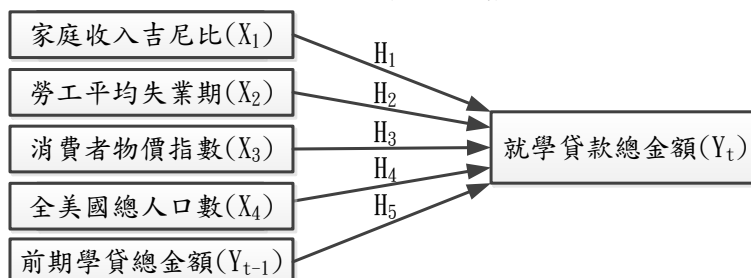


圖 3 動態模型架構圖

### 3.4 研究假設

由第二章的文獻探討與推論，貧富差距、失業率、消費者物價指數、人口等因素，都會對學生辦理就學貸款產生影響，本研究中，假設學生辦理就學貸款總金額( $Y_t$ )，會隨著家庭收入基尼比( $X_1$ )、勞工平均失業期( $X_2$ )、消費者物價指數( $X_3$ )、全美國總人口數( $X_4$ )、前期學貸總金額( $Y_{t-1}$ )等 5 項解釋變數進行各自的連動變化，其中，因考量到自變數與依變數可能受到跨期性與遞延效果的影響，故而對依變數( $Y_t$ )分別採用靜態與動態模型(dynamic models)，以前述自變數作為整體變數，以  $Y_t$  的前期  $Y_{t-1}$  作為延遲(lagged term)變數，進而探討對依變數的解釋量，依此區分為靜態模型與動態模型。

藉由上述文獻內容，可滿足本研究依變數與各自變數間的影響假設，茲條列如下：

H1：家庭收入基尼比( $X_1$ )對就學貸款總金額( $Y_t$ )的影響。

H2：勞工平均失業期( $X_2$ )對就學貸款總金額( $Y_t$ )的影響。

H3：消費者物價指數(X3)對就學貸款總金額(Yt)的影響。

H4：全美國總人口數(X4)對就學貸款總金額(Yt)的影響。

### 3.5 研究變數資料代碼

表 2 變數名稱與代碼

變數名稱	編號	資料庫代碼	縮寫	單位
家庭收入吉尼比	X <sub>1</sub>	GINIALLR	GINI	---
勞工平均失業期	X <sub>2</sub>	UEMPMEAN	UEMP	週
消費者物價指數	X <sub>3</sub>	CPIFABNS	CPI	---
全美國總人口數	X <sub>4</sub>	POP	POP	千人
就學貸款總金額	Y <sub>t</sub>	FGCCSAQ027S	LOAN	百萬美元

#### 一、家庭收入吉尼比(X<sub>1</sub>)

由資料的趨勢顯示，在統計資料的區間中，在 1970 年代左右貧富差距最小，而近四十年來的貧富差距逐漸攀升，其中又以 1990 年代初期斜率最大，意味著在 1990 年代初期，美國的貧富差距正在快速攀升，在 2010 年之前，有段時間貧富差距小幅降低，而後又繼續攀升，據推測，可能與次貸風暴及其後續效應有關，因此而在小段時間內縮小了貧富差距。家庭收入吉尼比並無單位，數值介於 0~1 之間。

#### 二、勞工平均失業期(X<sub>2</sub>)

由資料觀察，在 2005 年左右，勞工平均失業週數最高峰約在 20 週左右，但是從 2009 年到 2012 年間，勞工平均失業週數快速攀升，在 2011 年左右最高峰達到 40 週，推測可能與次貸風暴及全球性經濟不景氣有關，造成勞工平均失業期間在六年間快速攀升至兩倍左右。

#### 三、消費者物價指數(X<sub>3</sub>)

包含房屋支出、食品、交通等七大類商品的物價來決定各種支出的權數，以 1982 年到 1984 年區間定義為 100，由資料可以看出，自 1970 年代後期，物價指數相當穩定的持續攀升，在 2008 年左右小幅度的跳升，而後又趨於平緩並繼續持續攀升。

#### 四、全美國總人口數(X<sub>4</sub>)

總人口數的資料中，並無法顯示出家庭結構的組成，僅能觀察出全美國的總人口數是不斷穩定攀升的。

#### 五、就學貸款總金額(Y<sub>t</sub>)

學生貸款的資料為金額總計，在本研究中做為研究的依變數，就學貸款總金額的資料中，在 1993 年第三季之前，數據皆為 0，直到 1993 年第四季數據為 530 百萬美元，後續敘述中省略美元，換算後為 5.3 億，而後逐年穩定攀升，到 1996 年第一季，總金額已經超過百億，並且到 2009 年第一季之前，累積總金額達一千三百億，在該時間點之後，突然開始以每季百億美元的速度快速增長，就數據呈現推測，可能也與平均失業週數相同，受到次貸風暴



與全球經濟不景氣的影響。

下表整理使用變數之資料庫代碼與研究中的縮寫：

### 3.6 統計方法

#### 一、預測模型：

Frederick, Harris & Moyer(2002)認為以計量經濟模型進行預測有多項優點，例如，以量化數字來評估政策變化的影響性，較能防止不客觀行為。量化的預測不僅能預測經濟狀況變化的方向，還能測量變化的強度。藉由預測值和實際值的比較來修正模型、重新估計模型中的參數並發展出變數間的新關係，因此可適應性及使用彈性均較大。由量化的數字，才可以實際衡量供給與需求狀況，進而製造廠商的最大利益，或給予預測的數據以供決策者做有利的決策。

本研究目標為使用 Stata 軟體對五個變數，就學貸款總金額( $Y_t$ )、家庭收入基尼比( $X_1$ )、勞工平均失業期( $X_2$ )、消費者物價指數( $X_3$ )、全美國總人口數( $X_4$ )，分別建立靜態與動態模型以進行 OLS 分析，界定出靜態模型與動態模型如下：

#### (一)靜態模型

$$\text{就學貸款總金額}(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{家庭收入基尼比}(X_1) + \beta_2 \times \text{勞工平均失業期}(X_2) + \beta_3 \times \text{消費者物價指數}(X_3) + \beta_4 \times \text{全美國總人口數}(X_4)$$

#### (二)動態模型

$$\text{就學貸款總金額}(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{家庭收入基尼比}(X_1) + \beta_2 \times \text{勞工平均失業期}(X_2) + \beta_3 \times \text{消費者物價指數}(X_3) + \beta_4 \times \text{全美國總人口數}(X_4) + \beta_5 \times \text{前期學貸總金額}(Y_{t-1})$$

### 3.7 分析工具

Stata 軟體(www.stata.com)是由美國電腦資源中心(Computer Resource Center)研製，是一套完整整合式的統計分析軟體，提供研究人員所需的資料分析、資料管理與強大繪圖功能。

它同時具有數據管理軟體、統計分析軟體、繪圖軟體、矩陣計算軟體和程式語言的特點，功能強大卻又小巧玲瓏。

## 4.資料分析

### 4.1 資料特徵

表 3 變數資料型態與格式及描述

變數名稱	資料型態	數值格式	資料描述
LOAN	double	%8.0g	就學貸款總金額( $Y$ )
GINI	double	%8.0g	家庭收入基尼比( $X_1$ )
UEMP	double	%10.0g	勞工平均失業期( $X_2$ )

CPI	double	%10.0g	消費者物價指數( $X_3$ )
POP	double	%10.0g	全美國總人口數( $X_4$ )
N	251		

從 FRED 依據資料庫的代碼取回的資料，匯入 Stata 中進行診斷與分析，經整理後使用自 1993 年 10 月至 2014 年 8 月間的資料組，表內列出四個自變數( $X_1$ ~ $X_4$ )與依變數( $Y$ )的變數名稱、資料型態、數值格

#### 4.2 靜態模型

使用 Stata 中的 OLS 迴歸分析指令進行迴歸分析，經迴歸分析後， $F=421.13$ ， $p<0.05$ ，整體模型已達到顯著標準，對就學貸款總金額的預測，四個自變數都達到顯著水準：

表 5 靜態模型迴歸分析摘要

變數名稱	係數	標準差	t 值	P 值
貧富差距( $X_1$ )	9380020.00	1613368.00	5.81*	0.00
失業期間( $X_2$ )	8982.96	1289.64	6.97*	0.00
物價指數( $X_3$ )	10624.28	1586.036	6.70*	0.00
總人口數( $X_4$ )	-16.37	2.68	-6.11*	0.00
常數( $X_0$ )	-1342497.00	628386.10	-2.14*	0.03
觀測值 N	251			
適配度 $R^2$	87.26%			

註：1.  $F(4, 246) = 421.13$

2. \*  $P<0.05$

但是，OLS 分析容易產生偏誤，若資料間存在有異質性，則估計結果將造成無效率的情形，接下來繪製殘差與預測值散布圖：

由圖 4 的殘差與預測值分布中，顯示出殘差基準線 0，上下及左右分布都不均勻，違反了「左右均勻」原則，故必須懷疑「殘差呈異質性」，而後進行「殘差異質性」的檢定。

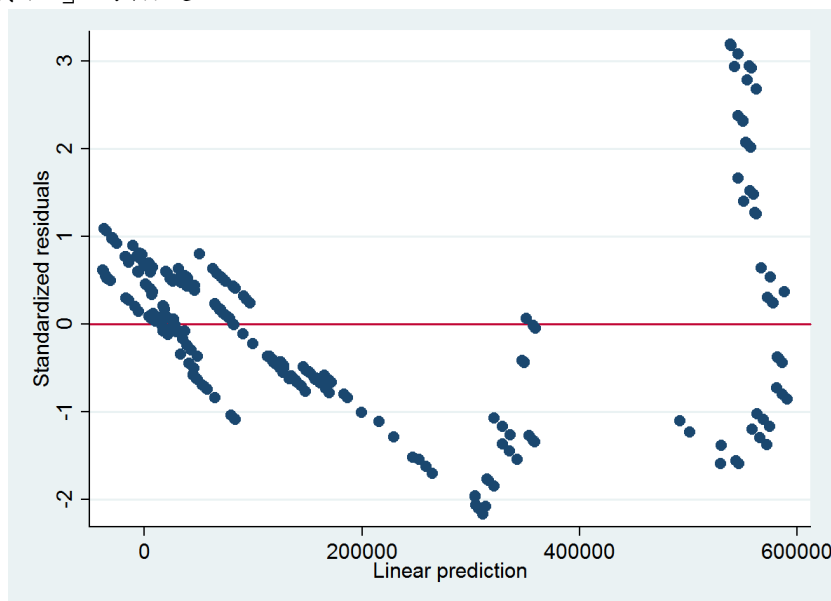


圖 4 靜態模型殘差散布圖

表 6 B-Pagan 異質性檢定

B-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of loan

chi2(1) = 137.97

Prob&gt; chi2 = 0.00

由表 6 的 Breusch-Pagan heteroskedasticity 異質性檢定結果， $\chi^2_{(1)}=137.97(p=0.00<0.05)$ ，拒絕「H0: Constant variance(變數同質性)」故可知，本靜態模型具有「誤差變異」異質性存在。

本研究中將 OLS 迴歸更新為 Robust 迴歸，以解決殘差異質性問題，整理如表 7，經 Robust 迴歸分析後， $F=248.08$ ， $p<0.05$ ，整體模型已達到顯著標準，對就學貸款總金額的預測，四個自變數都達到顯著水準，預測模型不變。

表 7 靜態模型強健(Robust)迴歸分析摘要

變數名稱	係數	標準差	t 值	P 值
貧富差距(X <sub>1</sub> )	9380020.00	1318231	7.12*	0.00
失業期間(X <sub>2</sub> )	8982.96	1643.79	5.46*	0.00
物價指數(X <sub>3</sub> )	10624.28	2197.02	4.84*	0.00
總人口數(X <sub>4</sub> )	-16.37	3.45	-4.75*	0.00
常數(X <sub>0</sub> )	-1342497.00	499643.80	-2.69*	0.01
觀測值 N	251			
適配度 R <sup>2</sup>	87.26%			

註：1.  $F(4, 246) = 248.08$ 2. \*  $P<0.05$ 

由上述分析中可得知，四項自變數對依變數皆有顯著的影響，其中 X<sub>1</sub>、X<sub>2</sub>、X<sub>3</sub> 皆為正向，而總人口數 X<sub>4</sub> 為負向的而貧富差距 X<sub>1</sub> 因為數值為 0~1 之間，故其係數絕對值較其他幾個自變數為大。

將就學貸款總金額的靜態預測模型整理如下：

$$\text{就學貸款總金額}(Y_t) = -1342497 + 9380020 \times \text{家庭收入吉尼比}(X_1) + 8982.96 \times \text{勞工平均失業期}(X_2) + 10624.28 \times \text{消費者物價指數}(X_3) - 16.37 \times \text{全美國總人口數}(X_4)$$

### 4.3 動態模型

表 8 動態模型迴歸分析摘要

變數名稱	係數	標準差	t 值	P 值
貧富差距(X <sub>1</sub> )	111860.40	192873.70	0.58*	0.56
失業期間(X <sub>2</sub> )	524.63	155.67	3.37*	0.00
物價指數(X <sub>3</sub> )	147.65	192.55	0.77*	0.44
總人口數(X <sub>4</sub> )	-0.20	0.33	-0.62*	0.54
前期學貸(Y <sub>t-1</sub> )	0.99	0.01	139.80*	0.00
常數(X <sub>0</sub> )	-24292.30	70555.75	-0.34*	0.73

觀測值 N	250
適配度 R <sup>2</sup>	99.84%

註：1.  $F(5, 244) = 31064.23$

2. \*  $P < 0.05$

將前一節模型中的依變數之前期，定義為新的自變數( $Y_{t-1}$ )，以建立動態模型，表 8 中顯示，分析後， $F=31064.23$ ， $p < 0.05$ ，新加入的前期自變數( $Y_{t-1}$ )的  $p=0.00 < 0.05$ ，對就學貸款總金額的預測，新的自變數已達到顯著水準，對就學貸款總金額的動態預測模型。

上述為使用最小平方法(OLS)所推估之迴歸係數，雖具有不偏(unbiased)特性，但共變異數將呈現偏誤而造成錯誤的統計推論，故先以 Breusch-Pagan-Godfrey 方法檢定之。

表 9 B-Pagen 殘差異質性檢定

Breusch-Pagan LM statistic: 161.4839
Chi-sq(1) P-value = 5.4e-37

經過 B-Pagen 檢定結果  $\chi^2_{(1)} = 161.48$ ， $p = 5.4e-37 < 0.05$ ，拒絕「null hypothesis of homoscedasticity(同質性之虛無假設)」，故表示殘差存在異質性。

在迴歸中，加入 Robust，將 OLS 迴歸改為 Robust 迴歸，經 Robust 迴歸分析後， $F=20505.13$ ，自變數( $Y_{t-1}$ )的  $p=0 < 0.05$ ，達到顯著標準，對就學貸款總金額的預測，改用 Robust 迴歸後，預測模型係數不變，整理於下列的表 4-3-4 中：

表 10 動態模型強健(Robust)迴歸分析摘要

變數名稱	係數	標準差	t 值	P 值
貧富差距(X1)	111860.40	215641.50	0.52*	0.60
失業期間(X2)	524.62	249.26	2.10*	0.04
物價指數(X3)	147.65	152.25	0.97*	0.33
總人口數(X4)	-0.2	0.30	-0.67*	0.50
前期學貸( $Y_{t-1}$ )	0.99	0.01	99.28*	0.00
常數(X0)	-24292.27	50366.78	-0.48*	0.63
觀測值 N	250			
適配度 R <sup>2</sup>	99.84%			

註：1.  $F(5, 244) = 20505.13$

2. \*  $P < 0.05$

由決定係數 R<sup>2</sup>(R-squared)的定義上來解釋，若是本研究中分析出的  $R^2 = 0$  則表示自變數與依變數間並無線性關係，而 R<sup>2</sup> 的數值大小呈現出的是依變數被自變數所解釋的比率，相較之下使用動態模型計算出的 R<sup>2</sup> 較使用靜態模型為高，兩者間可以比較出使用動態模型於本研究中所界定模型的解釋力較高。

而經由 Robust 迴歸後的模型，模型的係數不變，但是因為使用強健迴歸模型，殘差異質性的問題從而獲得解決。

由上列的分析中，X1、X3、X4 的 P 值顯示出此三項自變數對依變數 Y 並無顯著性影響，而失業期間 X2 與前期學貸  $Y_{t-1}$  則表示出顯著的影響存在。

表 11 靜態與動態模型比較

變數名稱	靜態 Robust		動態 Robust	
	t 值	P 值	t 值	P 值
貧富差距( $X_1$ )	7.12*	0.00	0.52*	0.60
失業期間( $X_2$ )	5.46*	0.00	2.10*	0.04
物價指數( $X_3$ )	4.84*	0.00	0.97*	0.33
總人口數( $X_4$ )	-4.75*	0.00	-0.67*	0.50
前期學貸( $Y_{t-1}$ )			99.28*	0.00
常數( $X_0$ )	-2.69*	0.01	-0.48*	0.63

將靜態與動態的 Robust 迴歸結果中的 t 值與 P 值整理一起進行比較，靜態模型中，自變數對依變數皆有顯著性影響，但是加入了依變數( $Y_t$ )的前一期( $Y_{t-1}$ )資料作為新的自變數後，除了失業期間( $X_2$ )與前期學貸( $Y_{t-1}$ )具有顯著性影響外，其餘的自變項則變成非顯著性影響，可將具有顯著性影響的變數單獨提出，重新再建立更精簡的動態模型。

表 12 精簡後的動態模型

變數名稱	係數	標準差	t 值	P 值
失業期間( $X_2$ )	604.28	232.52	2.60*	0.00
前期學貸( $Y_{t-1}$ )	0.99	0.01	115.47*	0.00
常數( $X_0$ )	-8427.90	3326.45	-2.53*	0.01
觀測值 N	250			
適配度 $R^2$	99.84%			

註：1.  $F(2, 247) = 38157.79$

2. \*  $P < 0.05$

最後將精簡後的動態模型整理如下：

$$\text{就學貸款總金額}(Y_t) = -8427.90 + 604.28 \times \text{勞工平均失業期}(X_2) + 0.99 \times \text{前期學貸總金額}(Y_{t-1})$$

## 5. 結論與建議

### 5.1 結論

由本研究的數據中顯示，一個國家的學生進行高等教育時的開銷，會選擇使用就學貸款的方式進行支應，與該國家內的國內貧富差距、勞工失業期間長短、消費者物價指數…等經濟情況相關。由研究中界定並認定就學貸款的經濟計量模型，主要受到國內貧富差距、勞工失業期間長短與消費者物價指數正面影響，而人口數則為負相關，若使用動態模型，則可在較少自變數的情況下，更為精簡經濟計量模型，並且動態模型的解釋力較靜態模型為高。

本研究中的就學貸款預測模型，得以掌握就學貸款發展之趨勢，可提供給政府作為政策擬定參考。

## 5.2 建議與後續研究

### 一、失業期間家庭實質所得，是就學貸款的近因

物價指數提升而勞工等受薪階層的實質薪資並未跟隨調漲，直接造就每戶家庭中的實質所得縮水，再加上失業期間的提升亦同時降低了家庭的實質所得，終將使得可以分配在教育上的開銷縮水，故而造成申辦就學貸款的需求提升。

欲降低就學貸款需求，必須從受薪階層的實質薪資提升與提供穩定的就業環境開始，加薪是最基本而迫切需要的。

### 二、政府應縮小貧富差距，並提高實質所得

政府有責任穩定物價、控制失業率、讓實質 GDP(國內生產毛額)穩定成長，如此將能有效抑制就學貸款的人數與總金額的提升。學生就學貸款的逐年提升，不只有造成學生家庭的經濟負擔，在學生畢業後投入職場前，就已經為學生造就不小的經濟壓力，若無良好的配套措施，勢必造就學生本人及家庭極大的經濟負擔，更甚者受限於經濟壓力而不婚不生，對於國家的未來的整體競爭力存在著潛在危機。

### 三、家庭收入與貧窮的問題，值得深究

家庭收入與貧窮(Household income and poverty)的統計數據，在 FRED 上除了有美國全國的數據，亦有各州間的統計數據，未來應可與就學貸款的數據一起進行更深入的研究。

歷史雖然是由勝利者所撰寫，但是網際網路資訊發達與國際間的互動，可以讓不同國家的人，對彼此的歷史得以相互比對真實性，經濟的統計數據亦是一種歷史的呈現，由美國的經濟數據為借鑑，可比對出台灣的狀態相去不遠，若有朝一日，台灣的相關單位秉棄其敝帚自珍的心態，讓數據透明化、公開化，接受全民監督，如此，本研究之目的亦已達到。

文末，對產、官、學、研之建議條列如下：

產：企業加薪，提升實質所得，抑制就學貸款提升。

官：編列預算補助非義務教育開銷，教育為百年大計，並應擬定政策提供勞工穩定的就業環境，降低勞工失業時間長度。

學：利用動態與靜態模型，以對經濟預測進行探索。

研：時間序列在教育方面，具有其潛在實用性。

## 參考文獻

- 林玉舫(2008)。家庭背景與教育支出：台灣的實證研究(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 096TKU05389008)
- 施博惠(2003)。臺北市高級中等學校申辦就學貸款學生辦理就學貸款之研究(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 091TIT00677005)
- 洪佩民(2004)。藏在富裕社會下的教育問題---從念不起大學的孩子談起(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 092NTU00383007)
- 張紹勳(2012)。計量經濟及高等研究法。台北市:五南。
- 張紹勳(2015)。廣義時間序列：Panel Data 分析。台北市:五南。
- 陳俊言(2007)。台灣高等教育及學費政策之研究：市場機制與公民權利(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 095NHU05054003)
- 陳蓮櫻(2005)。台灣地區大學學費制定及相關因素之研究(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 093NCNU0631001)
- 彭瑋瑤(2012)。大學多元入學方案政策之評估(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 100THU00055010)
- 楊振源(2008)。我國大學的就學貸款制度之研究(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 096NTNU5732013)
- 楊瑩(1983)。我國大學院校學雜費徵收標準及助學貸款等措施之研究：兼論我國大專院校學生家庭社經背景。國立編譯館館刊，12(1)，275-339。
- 詹雅燕(2013)。就學貸款與總體經濟因素之關聯性分析(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 101NPC05320018)
- 鄔駿(2011)。就學貸款違約風險因子之研究-應用羅吉斯迴歸模型(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 099KUAS8213042)
- 蕭珮嫻(2011)。變動的軸線-教育到就業生命歷程與就學貸款政策(碩士論文)。取自台灣博碩士論文系統。(系統編號 099CCU00206009)
- 美國聯邦準備理事會資料庫(2015)。FRED。檢索時間：2015年3月。網址：<http://research.stlouisfed.org/fred2/>
- Gini, C. (1921). Measurement of Inequality of Incomes. *The Economic Journal*, 31, 124-126.
- Harris, F.H.dB., J. R. McGuigan & R. C. Moyer (2002). *Managerial Economics: Application, Strategy, & Tactics*.