

東海大學國際經營與貿易學系  
碩士論文

台灣歐肯法則再驗證:混頻迴歸模型

Reexamining Okun's Law in Taiwan: MIDAS Regression Model

指導教授：林灼榮 博士

研究生：吳季諱 撰

中 華 民 國 一 〇 八 年 六 月

# 東海大學國際經營與貿易學系碩士班

吳季諄 君所撰碩士論文：

台灣歐肯法則再驗證：混頻迴歸模型

業經本委員會審議通過

碩士論文口試委員會委員

孔祥珠 (孔祥珠)

江怡蓀 (江怡蓀)

高惠娟 (高惠娟)

指導教授

林灼榮 (林灼榮)

系主任

Don Gotcher (Don Gotcher)

中華民國 1 0 8 年 0 6 月 0 6 日

## 謝誌

在升大四那年，決定要以五年一貫的方式就讀研究所，代表著需要比其他同學修習更多的課程，才能同時完成碩一的學業進度，論文壓力，再加上大學好友紛紛離校至業界實習，剩下自己的心情更是五味雜成；所幸，很快地就認識新的研究所同學，大家一起努力，隨後也順利地與指導教授討論並訂下論文題目，提早朝目標邁進，才不至於手忙腳亂。

還記得在通過口試後，心中的大石頭瞬間縮小許多，取而代之的是滿滿的感激與感動，希望藉由謝誌來表達這份心情，感謝在研究所期間，不吝惜給予我鼓勵及教誨的所有師長、口委及同學。

首先，要感謝的是我的指導教授林灼榮老師，這兩年來不間斷的鞭策，使我奮發向上，縱使老師有八位研究生要指導，也沒有忽略任何一位學生，時常抽空與我討論進度，假日也不例外；不管是在學校或家中，只要一有新的想法，皆會透過電話與訊息立即討論，建議我應如何修改研究方向、模型架構等等；通話最後，老師的勉勵、常說的「加加油」，總是帶給我很大的鼓勵。

另外，還要感謝東海大學高惠娟教授、逢甲大學孔祥球教授及江怡蓓教授，三位口試委員撥冗審閱論文，不吝惜提供建議與指教，指點迷津，讓我發現研究的疏漏及盲點，進而更正修改，使論文更加嚴謹。

最後，我要感謝我的研究所同學們，不管是課業上或是撰寫論文，總是在我遇到瓶頸時拉我一把，時時互相督促、打氣，不分假日一起在研究室討論，有時一待就是半夜，甚至通宵，雖然過程漫長，但是彼此有著一樣的目標；一定要一起畢業，讓我不敢懈怠。研究所的求學過程，沒有想像中輕鬆容易，但很幸運有大家的鼓勵與支持，終於在今天，完成了這項目標。

## 摘要

本文採用 1998 年第一季至 2018 年第四季之樣本期間，重新檢視歐肯法則 (Okun's law) (失業率 (Unemployment rate) 及經濟成長率 (Economic growth rate) 在臺灣之抵換關係 (Trade-off))。考量季頻變數，包括經濟成長率、失業率及固定資本形成毛額 (Gross fixed capital formation)；月頻變數，包括通貨膨脹率 (Inflation rate)、廣義貨幣供給 (Broad money supply)、匯率 (Exchange rate)、重貼現率 (Rediscount rate)、股票成交值及景氣對策信號 (Monitoring indicator) 等。利用混頻迴歸模型 (Mixed-Data Sampling, 簡稱 MIDAS)，進行參數推估及樣本內預測 (模擬)。實證發現：(1) 台灣歐肯法則失業率與經濟成長率之抵換關係為：失業率上升 1%，經濟成長率下降 4 至 6%；高於美國失業率上升 1%，經濟成長率下降 3%。(2) 除失業率外，固定資本形成毛額、通貨膨脹率、景氣對策信號、重貼現率及股票成交值等變數，皆會顯著影響經濟成長率。(3) 由於混頻迴歸模型引入月頻資訊，故其預測績效優於普通最小平方法。

**關鍵字：**歐肯法則、單根檢定、混頻迴歸、預測績效

## Abstract

Based on the 1998Q1~ 2018Q4 data, reexamining Okun's law in Taiwan, the results of this study show that the trade-off between unemployment rate and economic growth rate in Taiwan is about 4 to 6% decline for every 1% of unemployment. This decline is higher than 3% of that of the Americans. Different from the econometric model in the past, the research considers seasonal frequency variables, like economic growth rate, unemployment rate and gross fixed capital formation, also monthly frequency variables, such as inflation rate, broad money supply, exchange rate, rediscount rate, turnover of the stocks, and monitoring indicator, etc. at the same time. By using the Mixed-Data Sampling (MIDAS) regression model to estimate the regression parameters, and imitate the sample. The results of this study show that in addition to the unemployment rate, the gross fixed capital formation, inflation rate, monitoring indicator, rediscount rate, turnover of the stocks, etc. will effect the economic growth rate notably. Besides, the forecasting performance of mixed data sampling regression model is better than the ordinary least squares method due to including monthly frequency information.

**Keywords:** Okun's Law, Unit Root Test, MIDAS Regression, Forecasting Performance

# 目錄

謝誌	I
摘要	II
Abstract	III
目錄	IV
表目錄	V
圖目錄	VI
第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	2
第三節 本文章節架構	3
第二章 文獻回顧	4
第一節 歐肯法則之文獻回顧	4
第二節 混頻迴歸之文獻回顧	5
第三章 研究方法	7
第一節 理論基礎與實證模型	7
第二節 單根檢定	18
第三節 混頻迴歸模型	22
第四章 實證結果解析	25
第一節 資料說明	25
第二節 單根檢定結果	27
第三節 迴歸參數推估結果	28
第四節 迴歸模型預測績效評比	31
第五章 結論與建議	34
第一節 研究結論	34
第二節 政策意涵	34
第三節 研究建議	35
參考文獻	36

## 表目錄

《表 4-1》總體經濟相關變數表.....	25
《表 4-2》總體經濟相關變數之敘述統計.....	26
《表 4-3》總體經濟季資料相關係數表.....	27
《表 4-4》總體經濟相關變數之單根檢定.....	27
《表 4-5》最小平方法之 AIC、SIC、HQ 準則判定結果.....	28
《表 4-6》MIDAS-U 之 AIC、BIC、HQ 準則判定結果.....	29
《表 4-7》歐肯法則迴歸參數推估結果.....	30
《表 4-8》2016 至 2018 (3 年 12 季)經濟成長率預測績效評比.....	32



## 圖目錄

《圖 1-1》研究流程圖.....	3
《圖 3-1》IS 曲線.....	10
《圖 3-2》LM 曲線.....	11
《圖 3-3》BP 曲線.....	13
《圖 3-4》IS-LM-BP 曲線.....	14
《圖 3-5》總和需求曲線.....	15
《圖 3-6》凱恩斯名目工資僵硬總供給線.....	17
《圖 4-1》樣本內預測(模擬)說明.....	31
《圖 4-2》2016 至 2018 (3 年 12 季)經濟成長率預測績效圖.....	33
《圖 4-3》長短期經濟成長率與失業率之抵換關係圖.....	33



# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

在全球化普及這樣牽一髮動全身的大環境下，一國所採取之決策影響不容小覷，小至周邊鄰國；大則影響全球經濟。像 1997 年亞洲金融風暴(Asia financial crisis)，源於泰國放棄固定匯率制，隨後危機散佈於鄰近國家，國際資本大量外移，多家金融機構資金乾涸，紛紛倒閉，進而影響亞洲貨幣、股市、及其他資產價值劇貶，有如自由落體，亞洲各國紛紛進入經濟大蕭條時期，一些國家更是陷入長期混亂，危機甚至嚴重影響俄羅斯及拉丁美洲的經濟。2008 年，由雷曼兄弟倒閉而引發之金融海嘯(Financial crisis)，當時造成全球經濟急速下滑，不只先進國家經濟受創，就連我國亦受到嚴重波及，許多企業紛紛開始裁員、放無薪假；支撐不下之中小企業則一間一間的倒閉，工業生產指數(Industrial production index)及製造業生產指數(Manufacturing production index)雙雙下滑，股市大跌，失業率攀升，總體經濟於 2008 年第三季開始負成長(-1.32%)，第四季-7.65%，至 2009 年第一季-7.88%與第二季-6.07%皆持續低迷，當時各國皆花了許久的時間重整國內外財政政策及制度。

再者為 2010 年歐豬五國(葡萄牙、義大利、愛爾蘭、希臘、西班牙，PIIGS)之一的成員國-希臘，因政府積欠三千億歐元無力償還，而宣布破產；此次危機除自身經濟瓦解、失業率飆高、社會秩序動亂外也釀成歐洲主權債務無人償還，連帶影響歐盟經濟。

全球經濟變化快速，新新經濟體紛紛崛起，東協國家蓄勢待發，泰國、越南及菲律賓等國家經濟持續上升，反觀位居亞洲四小龍(台灣、香港、南韓、新加坡)的台灣，以近十年經濟成長率來看，台灣平均為 2.7%，落後於新加坡 4.4%、韓國 3.1%，雖與香港並列第三；但台灣在 20 年前，平均經濟成長率為 5%，高於香港 3.9%，顯示

台灣經濟成長動能已呈現衰退現象；此外台灣失業率平均 3.8%，高於南韓 3.6%，香港 3.3% 及新加坡 2.2%，且位居四小龍之首。面對崛起之新新國家是否還能穩坐亞洲四小龍之地位，值得擔憂。依據上述研究比較，本文旨在以普通最小平方法(Ordinary least squares，簡稱 OLS)及採用三種不同權重之混頻迴歸模型；MIDAS-PDL(Polynomial distributed lags，簡稱 PDL)、MIDAS-STEP 及 MIDAS-U(Unrestricted MIDAS regressions，簡稱 U)，加入不同時間序列變數；季頻資料及月頻資料，探討台灣經濟成長率(Economic growth rate)與失業率(Unemployment rate)之抵換關係(Trade-off)。

研究結果顯示，失業率與經濟成長率之抵換關係約為；失業率上升 1%，經濟成長率下降 4% 至 6%；顯示負相關程度，皆大於美國歐肯法則之失業率上升 1%，經濟成長率下降 3%；且因混頻迴歸模型加入不同頻率資料，其樣本內預測(模擬)成果優於普通最小平方法。

## 第二節 研究目的

本文旨在探討我國經濟成長率與失業率之抵換關係，藉由混頻迴歸模型(Mixed-Data Sampling，簡稱 MIDAS)，引入時間序列之相關總體經濟變數，來解釋在台灣之實證訊息，即探討經濟成長率與失業率之抵換關係。主要研究目的如下：

- 1.以 1998 年第一季至 2018 年第四季，涵蓋兩次金融風暴之樣本期間，運用混頻迴歸模型，加入月頻數據，再次驗證近 20 年，失業率及經濟成長率之抵換關係。
- 2.以 2016 年第一季至 2018 年第四季之樣本期間，進行樣本內預測(模擬)，探討混頻迴歸模型預測績效能力，是否優於傳統普通最小平方法。

### 第三節 本文章節架構

本論文分為五章，各章內容分述如下，並將研究流程歸納在《圖 1-1》。

#### 第一章 緒論

說明本文之研究背景與動機、研究目的，以及章節架構。

#### 第二章 文獻回顧

探討歐肯法則之實證及混頻迴歸模型文獻整理。

#### 第三章 研究方法

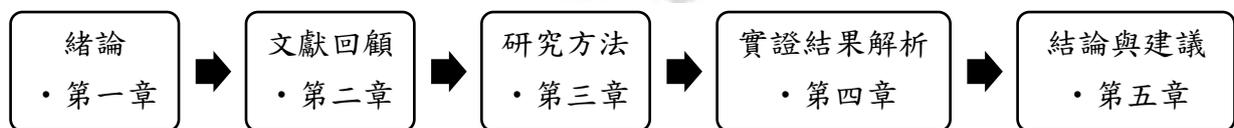
本文之理論基礎及模型、單根檢定及混頻迴歸模型之說明。

#### 第四章 實證結果解析

本研究資料來源，並針對蒐集資料分別進行敘述統計、單根檢定、混頻迴歸參數推估及預測，列示各檢定之實證結果及分析。

#### 第五章 結論與建議

根據實證之結果進行統整及說明，並提出結論、政策意涵及研究建議。



《圖 1-1》研究流程圖

## 第二章 文獻回顧

### 第一節 歐肯法則之文獻回顧

美國經濟學家 A.M.Okun (1962) 發現周期波動中，經濟增長率與失業率間的經驗關係，利用美國資料實證產出與失業率兩者存在抵換係數為 3% 之負向關係，即當實際 GDP 增長相對於潛在 GDP 增長（美國一般將之定義為 3%）下降時，失業率上升大約 1%，此為著名之歐肯法則。

歐肯法則早期研究多以歐美國家為主，隨著歐肯法則越來越著名的同時也有更多學者加入研究，探討方法愈趨多樣化，其中 Gordon(1984)、Adams and Coe(1990) 以總體經濟之季資料進行分析，隨後 Prachowny(1993) 加入週工作時數、勞動供給與生產力等相關經濟變數，繼續延伸 Gordon(1984)、Adams and Coe(1990) 之研究，並發現失業率與產出缺口僅存在 0.67% 的抵換關係，即失業缺口下降一個百分點，產出缺口僅上升 0.67%，與歐肯法則提出 3% 負相關相差甚遠；而 Attfield and Silverstone(1997) 在與 Prachowny 使用相同資料的前提下，以 Stock and Watson(1993) 之動態最小平方法(Dynamic ordinary least squares, 簡稱 DOLS) 估計歐肯係數，結果為 -2.25%。上述兩項研究皆證明歐肯法則是成立的，但會因為不同地區及國家之經濟結構、採用估計方法或變數不同而有所差別。

因先前歐肯法則跨國實證研究皆著重於歐美國家，江靜儀(2006) 之「歐肯法則—台灣實證研究」利用 1961 至 1999 年之樣本期間來實證歐肯法則，是較早以本國為實證對象之研究先驅，並指出除失業率外；資本生產力與勞動力之變化亦會對產出成長有影響。後續，施美君與翁銘章(2017) 則針對八個主要亞洲國家進行實證，分別為台灣、日本、韓國、新加坡、馬來西亞、泰國、印尼、菲律賓，並以向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression model, 簡稱 VAR)，檢測 2001 年第一季至 2014 年第四季之實質國內生產毛額與失業率之間的關係，研究結果發現除菲律賓經濟成長率與

失業率為正向關係，不符合歐肯法則外，其餘七國皆有顯著負相關。

## 第二節 混頻迴歸之文獻回顧

Clements 與 Galvão(2008)運用混頻迴歸模型將 1959 至 2005 年之工業產出、就業率及資產利用率，三項月頻資訊預測美國經濟成長率，研究結果顯示混頻迴歸模型在總體經濟之預測方面具有比較優勢。相較於 Silvestrini 與 Veredas(2008)為了配合傳統模型分析限制，採用加總或以替代方法將高頻資料處理為低頻數據；亦或是 Chow(1971)、Lin(1976)、趙進文與薛艷(2009)採用插值法將低頻資料處理為高頻數據之資料轉換處理方法，劉金全、劉漢與印重(2010)利用混頻迴歸(MIDAS)能直接運用高低頻率不同資料做分析之特性，研究中國宏觀經濟，免去大眾對資料轉換過程忽略波動性及誤差之疑慮。

蔡宇(2016)運用混頻迴歸模型(MIDAS)，在基準預測(Forecasting)及臨近預測(Nowcasting)兩種情境下，使用混頻迴歸方法，研究高頻股票收益率對產出成長率及通貨膨脹率之預測精準度，同時，運用混頻迴歸模型權重參數對高頻股票數據進行加總，發現混頻迴歸預測模型對美國及新加坡兩國之通貨膨脹率具有極佳之預測精準度。產出成長之預測方面，混頻迴歸預測模型對新加坡產出成長之臨近預測較基準預測模型表現出相對卓越之精準度，然而對美國產出成長率之預測，則無此結論。

于揚(2016)，探討 MIDAS 模型常用之估計方法，構建多元混頻數據迴歸模型，包含日頻資料、月頻資料及季頻資料，分析中國高頻資產價格波動、宏觀經濟成長，及通貨膨脹之關係。研究結果顯示；Almon 指數權重函數構建之 Exp Almon-AR-M-MIDAS 模型，因提供更多高頻(日頻)股票價格數據，其推估結果及樣本內預測(模擬)精確度表現皆最佳；實證結果表明：高頻資產價格對中國經濟成長之影響效果顯著，且存在正負交替兩種影響，對經濟成長有提前預警之作用。

其次在分析高頻變量股票價格對通貨膨脹之作用機制及預測效果時，實證結果

發現；在眾多權重函數中，Beta 權重函數無論是擬合效果還是預測精確度上都具有比較優勢，以此構建之混頻數據迴歸模型，在中國通貨膨脹之月頻預測方面具有較高之時效性及精確性，其預測效果優於同頻率之傳統計量模型及其他混頻數據模型。

另外，此研究構建中國季頻資料；國內生產毛額(Gross domestic product，簡稱 GDP)，以多種不同權重函數之混頻數據迴歸模型(MIDAS)及無限制滯後多項式模型(Unrestricted MIDAS regressions，簡稱 MIDAS-U)，對中國季度資料；國內生產毛額進行短期預測；並考察混頻迴歸聯合預測模型之預測精準度及預測效果，研究結果發現；無限制滯後多項式模型之預測精確度及擬合效果高於其他不同權重之混頻迴歸模型。



## 第三章 研究方法

### 第一節 理論基礎與實證模型

本文首先以開放經濟體系下之投資-儲蓄曲線(Investment-Saving, 簡稱IS曲線)、流動性偏好-貨幣供給曲線(Liquidity Preference-Money Supply, 簡稱LM曲線)、及國際收支平衡曲線(Balance of Payments Equilibrium, 簡稱BP模型), 三者總稱IS-LM-BP模型; 與總需求模型(Aggregate demand, 簡稱AD模型)、總供給模型(Aggregate supply, 簡稱AS模型)為基礎, 探討歐肯法則。將歐肯法則額外加入季頻資料; 固定資本形成毛額變動率與月頻資料; 通貨膨脹率、廣義貨幣供給變動率、匯率升貶率、重貼現率、股票成交值變動率及景氣對策信號等變數進行分析。茲建構本文理論基礎如下:

#### 一、IS-LM-BP曲線及AD模型:

此理論旨在開放式經濟下, 同時探討商品市場(IS曲線)、貨幣市場(LM曲線)與國際收支(BP曲線)之關聯。係由封閉型經濟體, IS-LM模型擴充而得, 又稱為「孟代爾—富雷明模型」(Mundell-Fleming model); 利用IS-LM-BP模型, 可以解釋在不同匯率制度及資本移動速度下, 一國政府如何透過貨幣政策及財政政策, 達到內部均衡與外部均衡。

開放經濟下之商品要素市場均衡條件兩型式:

1. 國內、外對本國商品之需求, 等於本國商品之生產

$$Y = C^d + I^d + G^d + X \quad (1)$$

式(1)中, Y為本國專業化生產之商品數量;  $C^d$ 、 $I^d$ 、 $G^d$ 分別為本國民眾、廠商、及政府對本國專業化生產商品之需求; X為出口。

2. 國內支用與貿易收支總合，等於本國商品之生產

$$Y = (C + I + G) + B \quad (2)$$

式(2)中，Y為本國專業化生產之商品數量；C為民眾總消費(國、內外商品加總，並轉換為本國商品衡量計算)；I為廠商投資；G為政府財政支出；B為貿易收支；國際金融文獻將C + I + G稱為國內之支用(Domestic absorption)，係指本國經濟單位對國內外商品的支出總和。

投資函數

$$I = I(R) ; I_R = \frac{dI}{dR} < 0 \quad (3)$$

式(3)中，I為廠商投資；R為利率；投資為利率之反函數；即利率越低(高)，廠商資金成本低(高)，投資金額上升(下降)。

進口需求函數

$$IM = IM\left(\frac{EP^*}{P}, Y\right) ; \quad IM_q = \frac{\partial IM}{\partial q} < 0, \quad IM_Y = \frac{\partial IM}{\partial Y} > 0 \quad (4)$$

式(4)中，IM為進口；E為匯率(以本國貨幣表示之每單位外國貨幣價格)；P\*為外國物價(以外國貨幣表示)；P為本國物價(以本國貨幣表示)；q為實質匯率(外國商品相對於本國商品之價格，即 $q = EP^*/P$ )；Y為本國專業化生產之商品數量。其中，如果外國物價相對國內上升，將減少外國商品進口，即 $IM_q < 0$ ；本國民眾將外國商品視為正常財(Normal goods)，所得提高時，將增加外國商品之購買，即 $IM_Y > 0$ 。

出口函數

$$X = X\left(\frac{P}{EP^*}, Y^*\right) ; \quad X_{1/q} = \frac{\partial X}{\partial (P/EP^*)} < 0, \quad X_{Y^*} = \frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0 \quad (5)$$

式(5)中，X為出口；由於外國民眾購買本國商品Y及該國商品Y\*之價格分別為P/E及P\*，因而實質匯率之倒數1/q(本國商品相對於外國商品之價格，即 $\frac{1}{q} = P/EP^*$ )。如果

本國物價相對外國上升，將使外國減少進口本國產品；即 $X_{1/q} < 0$ ；外國民眾將本國商品視為正常財，所得提高時，將增加購買本國商品，即 $X_{Y^*} > 0$ 。

為方便模型操作，將式(5)改成下列型式：

$$X = \tilde{X}\left(\frac{EP^*}{P}, Y^*\right); \quad \tilde{X}_q > 0, \tilde{X}_{Y^*} > 0 \quad (6)$$

式(5)及式(6)基本上相同；差別在於以另一角度來看，以實質匯率 $q$ 表示，設定外國商品價格相對本國商品提高，外國民眾將增加對本國商品之需求，即 $\tilde{X}_q > 0$ 。

貿易收支函數

$$\text{定義：} B = X - \frac{EP^*}{P} IM \quad (7)$$

式(7)中， $B$ 為貿易收支； $X$ 為出口； $IM$ 為進口。

將式(4)及式(6)帶入式(7)，即為貿易收支函數式

$$B = B\left(\frac{EP^*}{P}, Y, Y^*\right) \quad (8)$$

式(8)中， $\frac{EP^*}{P}$ 為實質匯率； $Y$ 為本國專業化生產之商品數量； $Y^*$ 為外國產出商品。

1. IS曲線定義：在其它條件不變下，商品市場達成均衡時，利率與產出水準之組合軌跡；將式(3)及式(8)，帶入式(2)，為以函數型式表示之商品市場均衡條件；IS曲線。

$$Y = C(Y) + I(R) + G + B\left(\frac{EP^*}{P}, Y, Y^*\right);$$

$$1 > C_Y > 0, I_R < 0, B_q > 0, B_Y < 0, B_{Y^*} > 0 \quad (9)$$

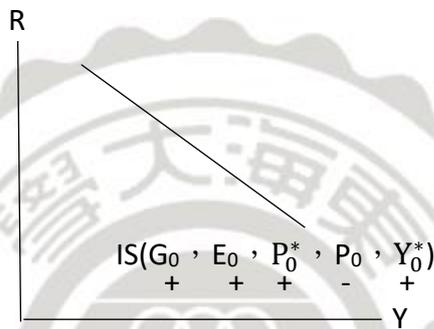
將式(9)，令期初 $P=P^*=E=1$ ，全微分稍加整理如下所示：

$$dY = C_Y dY + I_R dR + dG + B_q(dE + dP^* - dP) + B_Y dY + B_{Y^*} dY^* \quad (10)$$

其斜率為

$$\left. \frac{\partial R}{\partial Y} \right|_{IS} = \frac{1-C_Y-B_Y}{I_R} < 0 \quad (11)$$

假定G、E、P\*、P及Y\*等參數固定不變，與IS曲線相對應值分別為G<sub>0</sub>、E<sub>0</sub>、P<sub>0</sub>\*、P<sub>0</sub>及Y<sub>0</sub>\*；一旦參數改變，將使整條IS曲線隨之移動；其與產出Y之變動關係以參數下方正、負號表示；如P上漲，使IS曲線左移，Y將減少，即P與Y成反向變動；將其關係繪製成圖，如《圖3-1》所示。



《圖3-1》IS曲線

- LM曲線定義：在其它條件不變下，貨幣市場達成均衡時，利率與產出水準之組合軌跡。

開放經濟體系下，貨幣市場均衡條件：

$$L = \frac{M}{P} \quad (12)$$

式(12)中，L為實質貨幣需求；M為名目貨幣供給；實質貨幣需求等於實質貨幣供給。

貨幣需求

$$L = L(Y, R) ; L_Y = \frac{\partial L}{\partial Y} > 0 , L_R = \frac{\partial L}{\partial R} < 0 \quad (13)$$

式(13)中，L為實質貨幣需求；Y為所得；R為利率；設定實質貨幣需求為所得之增函數(交易及預防動機)；利率之減函數(投機動機)。

貨幣供給

$$M = D + FR \quad (14)$$

式(14)中，M為貨幣供給；D為國內信用，係指央行持有之本國債券及國庫券；FR為外匯存底(以本國貨幣表示)。

將式(13)及式(14)帶入式(12)，即為LM曲線

$$L(Y, R) = \frac{D+FR}{P} \quad (15)$$

式(15)中，L為實質貨幣需求；Y為實質所得；R為利率；D為國內信用；FR為外匯存底(以本國貨幣表示)。

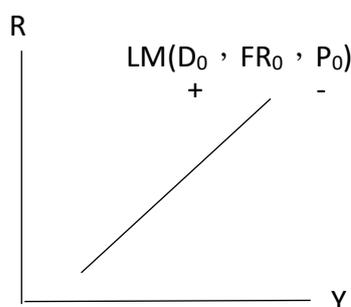
將式(15)全微分；且令期初時 $P=1$ ，如下所示：

$$L_Y dY + L_R dR = dD + dFR - MdP \quad (16)$$

其斜率為

$$\left. \frac{\partial R}{\partial Y} \right|_{LM} = -\frac{L_Y}{L_R} > 0 \quad (17)$$

假定D、FR及P等參數固定不變，與LM曲線相對應值分別為 $D_0$ 、 $FR_0$ 及 $P_0$ ；一旦參數改變，將使整條LM曲線隨之移動；其與產出Y變動關係以參數下方正、負號表示；如D增加，使LM曲線右移，Y將增加，即D與Y成正向變動；令 $dD=dFR=dP=0$ ，將其關係繪製成圖，如《圖3-2》所示。



《圖3-2》LM曲線

其中FR增加，不一定造成LM曲線右移，依央行是否採取沖銷措施而定；如央行採取沖銷，FR增加將造成D同幅度減少，則LM曲線維持不變。

3. BP曲線定義：在其它條件不變下，使國際收支維持均衡之所有利率與產出之組合軌跡。

國際收支

$$F = PX - EP^* \times IM + KA = PB + KA ; \quad B = X - \frac{EP^*}{P}IM \quad (18)$$

式(18)中，F為國際收支；P為本國物價(以本國貨幣表示)，X為出口；E為匯率；P\*為外國物價(以國外貨幣表示)；IM為進口；KA為資本帳餘額；B為貿易收支。

資本帳餘額

$$KA = KA \left( R - R^* - \frac{E^e - E}{E} \right) ; \quad KA_{\Delta} = \frac{dKA}{d\Delta} > 0 ; \quad \Delta = R - R^* - \left( \frac{E^e - E}{E} \right) \quad (19)$$

式(19)中，KA為資本帳餘額；R為本國貨幣利息；R\*為外國利率；E為匯率；E<sup>e</sup>為預期匯率；KA<sub>Δ</sub>為資本移動程度。

將式(8)及式(19)，運用靜態預期(Static expectations)，使民眾預期匯率之波動不影響資本帳；即E<sup>e</sup> = E，帶入式(18)，即為BP曲線

$$PB \left( \frac{EP^*}{P}, Y, Y^* \right) + KA(R - R^*) = F \quad (20)$$

式(20)中，P為本國物價(以本國貨幣表示)；B為貿易收支；E為匯率；Y為本國專業化生產之商品數量；Y\*為外國產出商品；KA為資本帳餘額；R為本國利率；R\*為外國利率；F為國際收支。

將F=0帶入式(20)後，全微分；且令期初時P = P\* = E = 1及B=0，如下所示：

$$B_q(dE + dP^* - dP) + B_Y dY + B_{Y^*} dY^* + KA_{\Delta}(dR - dR^*) = 0 \quad (21)$$

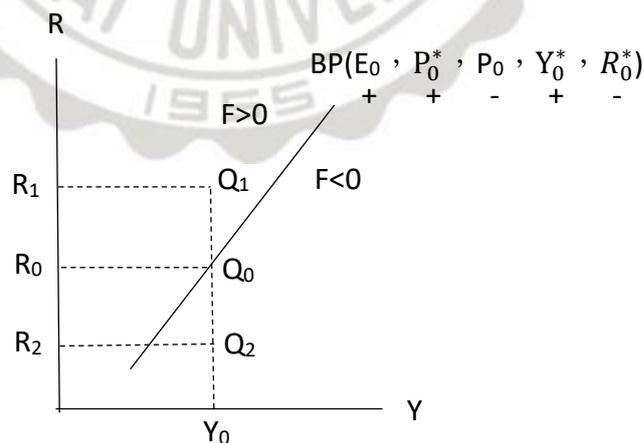
其斜率為

$$\left. \frac{\partial R}{\partial Y} \right|_{BP} = \frac{-B_Y}{KA_{\Delta}} > 0 \quad (22)$$

式(22)中，BP曲線斜率受資本移動程度影響；資本移動越大，BP曲線愈平緩；如資本完全移動，BP曲線將為一條水平線；資本不能移動，BP曲線將為一條垂直線； $\left. \frac{\partial R}{\partial Y} \right|_{BP}$ 大於或小於 $\left. \frac{\partial R}{\partial Y} \right|_{LM}$ ，取決於資本移動性的大小。

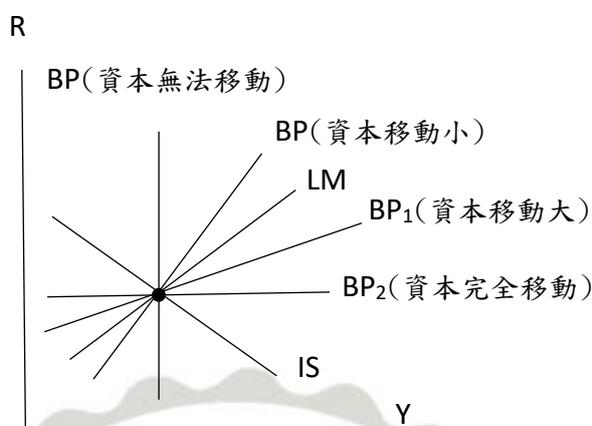
假定 $E$ 、 $P^*$ 、 $P$ 、 $Y^*$ 、及 $R^*$ 等參數固定不變，與BP曲線相對應值分別為 $E_0$ 、 $P_0^*$ 、 $P_0$ ； $Y_0^*$ 及 $R_0^*$ ；一旦參數改變，將使整條BP曲線隨之移動，其與產出 $Y$ 變動關係以參數下方正、負號表示；如 $E$ 增加，將使BP曲線右移； $Y$ 將增加；即 $E$ 與 $Y$ 成正向變動。

在其他條件不變下，相同產出水準 $Y_0$ ，反映出 $Q_1$ 、 $Q_0$ 及 $Q_2$ 有相同之貿易餘額；利率大小 $R_1 > R_0 > R_2$ ，則反映淨資本流入 $Q_1 > Q_0 > Q_2$ ；其中， $Q_0$ 為BP線上一點；即國際收支均衡點，故BP線上方， $Q_1$ 為國際收支盈餘( $F > 0$ )；BP線下方， $Q_2$ 為國際收支赤字( $F < 0$ )，導求BP曲線，如《圖3-3》所示。



《圖3-3》BP曲線

在不同資本移動程度下，商品市場(IS曲線)、貨幣市場(LM曲線)及國際收支(BP曲線)同時達到均衡；其相交點為開放型經濟體之均衡點，如《圖3-4》所示。

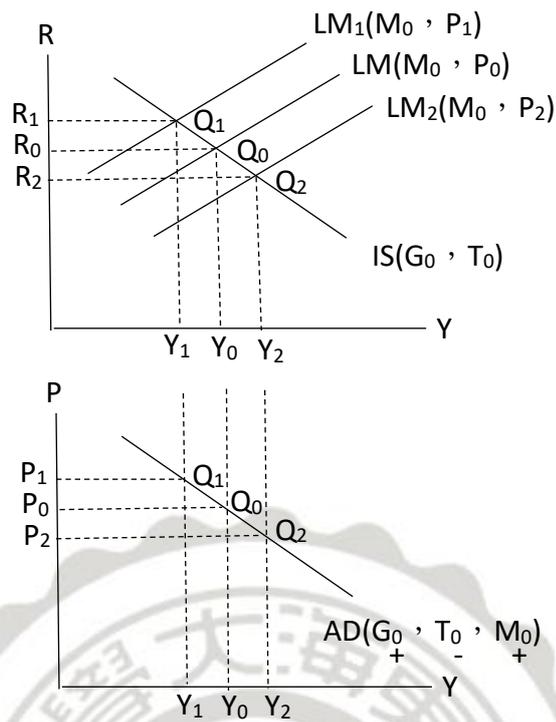


《圖3-4》IS-LM-BP曲線

4. 總和需求曲線(AD)定義：在其它條件不變下，商品與貨幣市場同時達到均衡時，物價與產出水準之組合軌跡。

將IS、LM曲線，令國內物價P上升、下降，可導出總和需求曲線(AD)斜率；在商品市場及貨幣市場均衡條件下，假定G、T及M等參數固定不變，相對應值分別為 $G_0$ 、 $T_0$ 及 $M_0$ ，一旦參數改變，將帶動整條AD曲線隨之移動。

IS-LM曲線相交於 $Q_0$ ；其對應產出水準 $Y_0$ 及利率水準 $R_0$ ；如《圖3-5》上半部所示。在其他條件不變下，將 $Q_0$ 對應於《圖3-5》下半部；產出水準 $Y_0$ 及物價水準 $P_0$ ，如 $P_0$ 上升至 $P_1$ ，將使LM曲線相對應左移至 $LM_1$ ；與IS曲線相交於 $Q_1$ ；利率 $R_0$ 上升至 $R_1$ ；廠商資金成本上升，進而減少產出 $Y_0$ 至 $Y_1$ ；故物價與產出呈反向變動；即 $\left. \frac{\partial P}{\partial Y} \right|_{AD} < 0$ ，導出AD曲線，如《圖3-5》所示。



《圖3-5》總和需求曲線

## 二、總供給(AS)曲線：

總合供給曲線定義：在其它條件不變下，勞動市場與生產函數同時達到均衡時物價與產出水準的組合軌跡。

凱恩斯學派下，名目工資僵硬總供給函數推導如下：

$$Y = Y(N) \quad (23)$$

式(23)中，Y為生產函數。

$$W^d = Pf(N) \quad (24)$$

式(24)中， $W^d$ 為勞動需求行為。

$$W^S = \bar{W} \quad (25)$$

式(25)中， $W^S$ 為勞動供給行為。

$$W^d = W^s \quad (26)$$

式(26)為勞動供給與勞動需求均衡。

將式(24)及式(25)帶入式(26)，推倒出凱恩斯名目工資僵硬總供給函數：

$$Pf(N) = \bar{W} \quad (27)$$

將式(27)全微分

$$Pf_N dN + f dP = d\bar{W} = 0 \quad (28)$$

其物價變動與就業量變動為

$$dN = \frac{-f}{Pf_N} dP \quad (29)$$

將式(23)全微分，推導產出變動與就業量變動如下：

$$dY = Y_N dN = f dN \quad (30)$$

將式(29)帶入式(30)

$$dY = \frac{-f^2}{Pf_N} dP \quad (31)$$

根據式(31)推得物價與產出成正相關

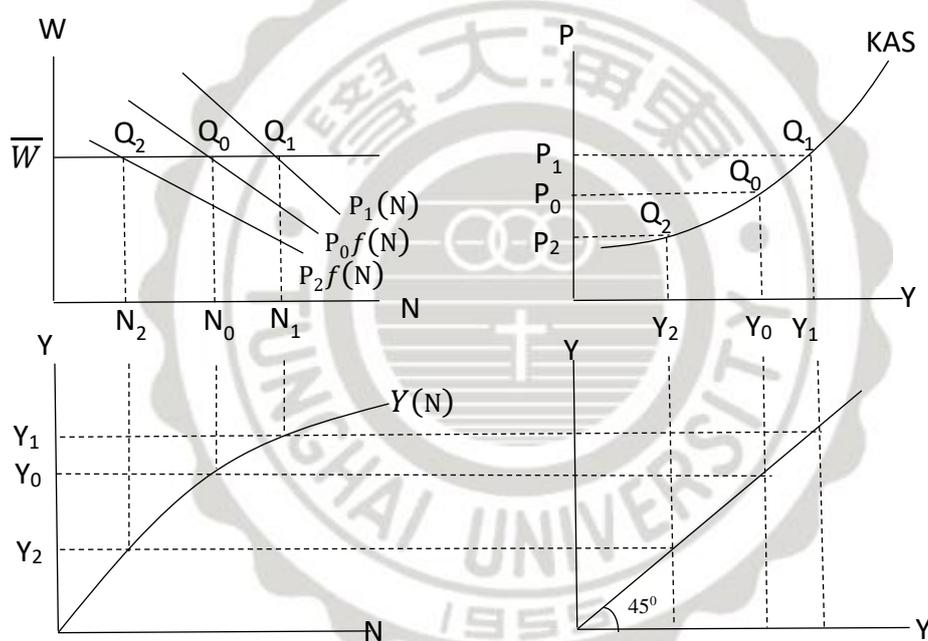
$$Y = S(P) ; S_P = \frac{-Pf_N}{f^2} > 0 \quad (32)$$

由式(31)及式(32)推得名目工資僵硬下總和供給線斜率為

$$\left. \frac{\partial P}{\partial Y} \right|_{KAS} = \frac{1}{S_P} = \frac{-Pf_N}{f^2} > 0 \quad (33)$$

假定原物價水準為 $P_0$ ，勞動需求線為 $P_0 f(N)$ ，與 $\bar{W}$ 交於 $Q_0$ ，就業水準 $N_0$ ，如《圖3-6》第一象限所示，對應第三象限生產函數，得知產出為 $Y_0$ ，透過45度線，將縱軸座標轉為橫軸座標，如第四象限所示，向上對應於第二象限，並將第一象限之物價

水準 $P_0$ 標示於縱軸座標；則通過 $P_0$ 、 $Y_0$ 及 $Q_0$ 點，即為凱恩斯學派，名目工資僵硬下之總和供給線；令物價上升、下降，即可推導出同時符合生產函數與勞動市場均衡之所有 $P$ 與 $Y$ 之組合；如物價由 $P_0$ 上升至 $P_1$ ，勞動需求線將從 $P_0f(N)$ 上升為 $P_1f(N)$ ，與 $\bar{W}$ 交於 $Q_1$ ，就業水準 $N_1$ ，產出水準增加至 $Y_1$ ，透過45度線將縱軸座標轉為橫軸座標，對應於第二象限，則凱恩斯總和供給線必然通過 $P_1$ 、 $Y_1$ 與 $Q_1$ 點；如物價由 $P_0$ 下降至 $P_2$ ，勞動需求線將從 $P_0f(N)$ 下降為 $P_2f(N)$ ，與 $\bar{W}$ 交於 $Q_2$ ，就業水準 $N_2$ ，產出水準下降至 $Y_2$ ，透過45度線將縱軸座標轉為橫軸座標，對應於第二象限，則凱恩斯總和供給線也必然通過 $P_2$ 、 $Y_2$ 與 $Q_2$ 點，將導求過程繪製成圖，正向斜率如《圖3-6》所示。



《圖 3-6》凱恩斯名目工資僵硬總供給線

在IS-LM-BP模型，及總供給總需求理論基礎下，本文考量季頻變數，包括經濟成長率、失業率及固定資本形成毛額；月頻變數，包括通貨膨脹率、廣義貨幣供給、匯率、重貼現率、股票成交值及景氣對策信號。

參考上述之理論基礎，本文實證模型如下：

### 1. 不考慮落後期數之季頻資料

將取自然對數之產出( $y_t$ )及固定資本形成毛額( $k_t$ )與失業率( $u_t$ )以一階差分表示：

$$\Delta \ln(y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta u_t + \alpha_2 \Delta \ln(k_t) + \varepsilon_t, \quad \alpha_0 < 0, t = 1, 2, \dots, T \quad (34)$$

式(34)中，季頻資料， $\Delta$ 為落遲運算因子； $T$ 為樣本數。參數 $\alpha_0$ 為常數項； $\alpha_1$ 為歐肯係數； $\varepsilon_t$ 為白噪音干擾項。

### 2. 不考慮落後期數之月頻資料

將取自然對數之產出( $y_t$ )與其他月頻資料以一階差分表示：

$$\begin{aligned} \Delta \ln(y_t) = & \beta_1 \Delta \ln(\text{CPI}_t) + \beta_2 \Delta \ln(\text{M2}_t) + \beta_3 \Delta \ln(\text{ER}_t) + \beta_4 \Delta (\text{R}_t) \\ & + \beta_5 \Delta \ln(\text{SV}_t) + \beta_6 \Delta (\text{MI}_t) + v_t \end{aligned} \quad (35)$$

式(35)中，月頻資料，為取自然對數後之差分(代表變動率)，包括 $\text{CPI}_t$ (消費者物價指數)、 $\text{M2}_t$ (廣義貨幣供給)、 $\text{ER}_t$ (台幣兌美元匯率)及 $\text{SV}_t$ (股票成交值)；與 $\text{R}_t$ (重貼現率)及 $\text{MI}_t$ (景氣對策信號)； $v_t$ 為白噪音干擾項。

## 第二節 單根檢定

在建構模型前需要先確認時間序列資料為定態或是非定態。定態資料若受到外界隨機干擾，其干擾所造成的影響會隨著時間慢慢消失，使資料收斂至長期的平均水準；反之，當資料為非定態時，即代表資料為帶有趨勢(Trend)之序列。趨勢係指時間序列資料持續且長期性移動的軌跡，在時間序列分析中分為兩種：固定趨勢(Deterministic trend)與隨機趨勢(Stochastic trend)。若資料為固定趨勢，只需將趨勢去除即為定態資料，然而隨機趨勢是指任一次干擾之影響皆會造成持續且永久的改變，無法收斂至原來的狀態，造成的影響有三種：(1)以自我迴歸模型估計隨機趨勢序列，

其得到的自我迴歸係數有小樣本下偏誤(Small-sample downward bias)，即隨著樣本越小，偏誤越大。(2)以自我迴歸模型估計隨機趨勢序列，所得到自我迴歸係數之 t-統計量(t-statistic)的極限分配不為標準常態。(3)虛假迴歸(Spurious regression)，兩不相關的變數會因存在隨機趨勢，而估出一個不存在的相關性，皆會使之後的分析不準確。

單根檢定(Unit root test)，就是在檢驗時間序列是否無法預測下一期的變化，即未來是否為隨機漫步(Random walk)，若變數有單根，則代表不符合定態的統計意義(其變異數與共變數會隨時間越長而越大，無法收斂至原狀態)；單根檢定有許多種方法，本文採用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller，簡稱 ADF)及 PP 檢定(Phillips-Perron，簡稱 PP)，並以 AIC 準則(Akaike information criterion，簡稱 AIC)、SIC 準則(Schwarz information criterion，簡稱 SIC)，及 HQ 準則(Hannan-Quinn，簡稱 HQ)，判定最佳估計期數。

### 一、ADF 檢定

由 Said and Dickey(1984)針對 Dickey-Fuller(1979)提出的 DF 檢定對干擾項 $\varepsilon_t$ 為白噪音(White noise)的假設限制提出，ADF 檢定方法指出實際上經濟變數可能存在序列相關或是非其質變異數，皆會造成 DF 檢定對白噪音 $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ 的假設特性喪失，導致 DF 值不正確，以至檢定力不足，故將干擾項的假設放寬，允許干擾項為 ARMA 模型，加入 $p$ 個落後期的差分項來消除誤差序列相關，使其誤差為白噪音並符合 DF 檢定的要求。完整的檢定有以下三種型式：

1. 不含時間趨勢及截距項( $\tau$  檢定)：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (36)$$

2. 含截距項( $\tau_\mu$  檢定)：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (37)$$

3. 同時含時間趨勢及截距項( $\tau_t$ 檢定)：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (38)$$

式(36)、(37)、(38)， $\Delta$ 為一階差分運算因子， $\alpha$ 為截距項， $t$ 為時間趨勢項， $p$ 為使誤差項 $e_t$ 符合白噪音(White noise)之最適落後期。

虛無假設為 $H_0: \rho = 0$ ，若拒絕虛無假設，表示 $y_t$ 為定態序列，沒有單根；反之則為具單根之非定態序列。

## 二、PP 檢定

由 Phillips and Perron (1988)提出，允許檢定式的殘差自我相關與異質變異，前述之 ADF 檢定為常見的非定態變數檢定，雖已將干擾項的標準放寬，並加入 $p$ 個落後期數來使誤差符合白噪音，但檢定式的殘差項不可為自我相關，並且須為同質變異，有時候無法同時滿足這兩項條件，此時就可以利用 PP 檢定，來輔助 ADF 檢定。完整的檢定有以下三種型式：

1. 不含時間趨勢及截距項( $\tau$ 檢定)：

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (39)$$

2. 含截距項( $\tau_\mu$ 檢定)：

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (40)$$

3. 同時含時間趨勢及截距項( $\tau_t$ 檢定)：

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta(t - 1/2 T) + u_t \quad (41)$$

式(39)、(40)、(41)， $\alpha$ 為截距項， $t$ 為時間趨勢項， $T$ 為樣本觀察數， $u_t$ 的期望值為0，但無須符合無序列自我相關或是同質條件。虛無假設為 $H_0: \rho = 1$ ，若拒絕虛無假設，表示 $y_t$ 為定態序列，沒有單根；反之則為具單根之非定態序列。

### 三、滯後期數判定準則

Akaike(1974)、Zhang and Wang(1994)、潘浙楠、林明毅(1999)、潘浙楠及陳必達(2004)，藉由不同統計模型的選取準則協助廠商選擇正確之時間數列模型，這些準則依其不同統計模型，大致可分為具有漸進有效性，如 Akaike(1974)提出之 AIC 準則；與一致性，如 Akaike(1978)提出之 BIC 準則(Bayesian Information Criteria, 簡稱 BIC)，及 Schwarz(1978)提出之 SIC 準則兩大類。

#### 1. AIC 準則：

Akaike(1974)提出之 AIC 準則，一直是多數學者與統計軟體應用來選取模型的準則，若欲選取最佳模型，必須使 AIC 值最小，其定義為：

$$AIC = -2\log(\text{likelihood}) + 2m \quad (42)$$

式(42)中， $m$  為模型中參數的個數。

#### 2. SIC 準則：

Schwarz(1978)根據貝氏方法之選取模型提出 SIC 準則，同 AIC 準則，亦具備望小特性，若欲選取最佳模型，則必須使 SIC 值最小，其最佳簡化形式為：

$$SIC = n \log \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + m \log n \quad (43)$$

式(43)中， $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  為  $\sigma_\varepsilon^2$  之最大概似估計值， $m$  為模型中參數的個數， $n$  為有效的觀測數目。

#### 3. HQ 準則：

Hannan and Quinn(1979)提出 HQ 準則，為 AIC 及 BIC 準則之替代方案，差別在於對新增參數損害預測精準度的懲罰力不同，其定義為：

$$HQ = \frac{SSE}{n} (\ln(n))^{2k/n} \quad (44)$$

式(44)中， $SSE$  為殘差平方和， $k$  為待估計參數個數。

### 第三節 混頻迴歸模型

由 Ghysels, Santa Clara and Valkanov(2004)提出，主要應用於金融市場波動及預測，可以處理資料頻率不同之問題，像是總體經濟變數有些為低頻的季資料，如經濟成長率、失業率；有些為高頻月資料，如薪資、利率、通膨及景氣對策信號等等；運用混頻迴歸模型可以同時保有低頻及高頻資料之原始訊息，使預測能力更準確。

#### 一、基礎混頻迴歸模型

$$y_t = X_t \beta + f\{X_{t/S}^H, \theta, \lambda\} + \varepsilon_t \quad (45)$$

式(45)， $y_t$ 為產出變數，即季頻資料(低頻資料)衡量變數，經濟成長率、失業率及固定資本形成毛額； $X_t$ 為投入變數，即月頻資料(高頻資料)，通貨膨脹率、廣義貨幣供給、匯率、重貼現率、股票成交值、景氣對策信號； $\{X_{it/S}^H\}$ 乃為將高頻數據以S值轉為低頻數據的X數值； $f$ 表示將高頻資料轉為低頻資料之轉換函數； $\beta, \lambda, \theta$ 為要估計之參數。

#### 二、混頻迴歸加權估計法

混頻迴歸有許多種加權估計方法，本文採用多項式分布滯後模型(Polynomial distributed lags，簡稱 PDL)、Step 權重模型及無限制滯後多項式模型(Unrestricted MIDAS regressions，簡稱 MIDAS-U)進行估計與預測如下：

##### 1. MIDAS-PDL 權重模型

$$y_t = X_t \beta + \sum_{T=0}^{k-1} X_{t/S}^H (\sum_{j=0}^P \tau^j \theta_j) + \varepsilon_t \quad (46)$$

式(46)，P 為多項式遞延落後期數，k 指用於高頻數據落後期數。

##### 2. MIDAS-Step 權重模型

$$y_t = X_t \beta + \sum_{T=0}^{k-1} X_{(t-T)/S}^H \varphi_T + \varepsilon_t, \quad \varphi_m = \theta_i \text{ for } K = \text{int}(m/\eta) \quad (47)$$

式(47)，k 指用於高頻數據遞延之期數； $\eta$  指 step 長度。

### 3. MIDAS-U 權重模型

$$Y_t = \alpha + \beta(L)X_t^m + \mu_t \quad (48)$$

式(48)中， $Y_t$  為第 t 期之低頻被解釋變量， $m$  為第 t 期至 t-1 期高頻數據之個數， $X_t^m$  表示高頻解釋變量。

其中 MIDAS-PDL 與 MIDAS-STEP 加權估計法之估計期數(Lag)，可以讓迴歸模型自動估計出每項變數之分析最佳期數；MIDAS-U 則以 AIC、BIC、HQ 準則，判定最佳期數。

Akaike(1978)提出另一個BIC準則，來修正AIC準則過度配適之問題，BIC準則往往在樣本數較大時，正確選取模型的機率比其他準則要優異，若欲選取最佳之模型，亦須使BIC最小，其定義為：

$$BIC = n \log \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + B \quad (49)$$

式(49)中， $B = (m - n) \log \left(1 - \frac{m}{n}\right) + m \log n + m \log \left\{m^{-1} \left(\frac{\hat{\sigma}_X^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} - 1\right)\right\}$ ， $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  為  $\sigma_\varepsilon^2$  之最大概似估計值， $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  為樣本觀測值的變異數。

### 三、預測評價優劣之衡量標準

#### 1. 均方根誤差(Root mean square error，簡稱 RMSE)

各次估計誤差平方和之平均值方根，用以了解模型估計之可靠性。

$$RMSE = \sqrt{MSE} \quad , \quad MSE = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m (Y_{n_0+t} - \hat{Y}_{n_0+t})^2 \quad (50)$$

#### 2. 平均絕對誤差(Mean absolute error，簡稱 MAE)

平均每筆估計值與實際值之絕對殘差值，用以檢視研究推估結果之誤差範圍。

$$MAE = \frac{1}{m} |Y_{n_{0+t}} - \hat{Y}_{n_{0+t}}| \quad (51)$$

3. 平均絕對誤差百分比(Mean absolute percentage error, 簡稱 MAPE)

相對數值，不受測量值與預估值單位及大小影響，能客觀得獲得估計值與實際值之間的差異程度。

$$MAPE = \frac{1}{m} \left| \frac{Y_{n_{0+t}} - \hat{Y}_{n_{0+t}}}{Y_{n_{0+t}}} \right| \quad (52)$$

式(50)、(51)、(52)中， $m$ 指用於高頻數據遞延的期數， $Y_{n_{0+t}}$ 為高頻數據測量值， $\hat{Y}_{n_{0+t}}$ 為高頻數據實際值。

以上三種預測誤差愈低，代表預測績效越佳。



## 第四章 實證結果解析

### 第一節 資料說明

本文採用行政院主計處 1998 至 2018 年之季頻及月頻總體經濟相關資料，來探討歐肯法則。為使時間序列資料為定態；其受到干擾所造成之影響能隨時間逐漸消失，收斂至長期平均水準，將季頻資料，失業率進行一階差分、固定資本形成毛額轉為變動百分比；與月頻資料，包括消費者物價指數、廣義貨幣供給、匯率及股票成交值等實際值轉為變動百分比。茲將本文所考量變數定義、衡量單位及資料來源，列示在《表 4-1》中。

《表 4-1》總體經濟相關變數表

變數代號	變數定義	單位	資料來源
<b>Panel A：季頻資料</b>			
EG	經濟成長率	%	行政院主計處
U	失業率	%	行政院主計處
DU	失業率變動率	%	變動百分比
K	實質固定資本形成毛額	新台幣百萬元 (2011 年=100)	行政院主計處
KG	固定資本形成毛額變動率	%	變動百分比
<b>Panel B：月頻資料</b>			
CPI	消費者物價指數	(2016 年=100)	行政院主計處
IR	通貨膨脹率	%	變動百分比
M2	廣義貨幣供給	新台幣百萬元	中央銀行
M2G	廣義貨幣供給變動率	%	變動百分比
ER	台幣兌美元匯率	新台幣/美元	中央銀行
ERG	台幣兌美元匯率升貶率	%	變動百分比
R	重貼現率	%	中央銀行
SV	股票成交值	新台幣百萬元	中央銀行
SVG	股票成交值變動率	%	變動百分比
MI	景氣對策信號	分	國發會

由《表 4-2》總體經濟相關變數之敘述統計可得季頻資訊，顯示台灣經濟成長率平均值為 3.83，極小值卻一度為-7.88，此數據為 2009 年金融海嘯所造成之結果，當時全球經濟重創，台灣也難逃一劫；極大值一度達到 12.46，為 2010 台灣經濟重創後之復甦時期，當時出現多個重要性指標變化，包括全年經濟增長率接近 10%、外貿總額突破 5000 億美元大關與失業率跌破 5% 等；固定資本形成毛額變動百分比，平均值為 0.397，最大值確曾達至 15.821，此數值為 2018 年全球景氣復甦、新興科技應用帶動提升，以及機械設備需求暢旺等因素，令出口與外銷訂單金額再創新高，半導體設備進口年跌幅縮小，資本設備進口年增率轉正，使得製造業廠商對於當年度景氣看好。

月頻資料部份，景氣對策信號極小值為 9，剛好為台灣經歷兩次金融風暴之年代，分別為 2001 網際網路泡沫化，以及 2008 年金融海嘯時期。股票成交值變動百分比，股市波動性大，由極大值與極小值之對比可應證；極大值 113.628，為金融風暴前一年，在過於寬鬆的授信標準下之假繁榮狀態；極小值-100.464，為 2001 年網際網路泡沫化，當時抹去科技產業約 5 億美元之市值，重創歐美及亞洲多國股票。

《表 4-2》總體經濟相關變數之敘述統計

變數	平均值	中位數	極大值	極小值	標準差
<b>Panel A：季頻資料</b>					
EG	3.829	4.135	12.460	-7.88	3.792
DU	0.015	-0.043	0.943	-0.473	0.248
KG	0.397	2.515	15.821	-26.347	8.507
<b>Panel B：月頻資料</b>					
IR	0.077	0.113	2.102	-1.927	0.743
ERG	-0.037	-0.100	3.277	-4.577	1.197
M2G	0.415	0.351	2.402	-0.836	0.593
MI	22.563	22.000	39.000	9.000	7.056
R	2.356	1.875	5.250	1.250	1.189
SVG	0.099	-2.664	113.628	-100.464	31.087

本文目的除探討歐肯法則經濟成長率與失業率呈現負相關外，還加入一項季頻變數，固定資本形成毛額變動百分比，並同時引入月頻資料，探討其是否對經濟成長率造成顯著影響。故季頻資料為方程式之 Y 變數，由《表 4-3》季資料相關係數表可以判斷經濟成長率與失業率呈現顯著負相關，再次驗證資料符合歐肯法則之特性；與固定資本形成毛額變動百分比彼為低度正相關。

《表 4-3》總體經濟季資料相關係數表

	EG	DU	KG
EG	1.000	-0.380***	0.179
DU	-0.558***	1.000	0.071
KG	0.190*	-0.134	1.000

註：1.\*、\*\*及\*\*\*，分別代表  $\alpha=10\%$ 、5%與 1%顯著。

2.左下角為 Pearson 相關係數，右上角為 Spearman 相關係數。

## 第二節 單根檢定結果

本文使用 AIC 準則來挑選最適落後期數，並且分別以 ADF 與 PP 檢定之水準項下進行  $\tau$  檢定、 $\tau_{\mu}$  檢定及  $\tau_{\tau}$  檢定來判斷時間序列資料是否為定態，其中 Enders(2004) 對於  $\tau$ 、 $\tau_{\mu}$  及  $\tau_{\tau}$  檢定提出檢定之先後順序，使其更有效率判斷資料是否為定態，順序如下：先以含有截距及時間趨勢之  $\tau_{\tau}$  檢定著手，如虛無假設未被拒絕，則進行含有截距項之  $\tau_{\mu}$  檢定，如結果一樣無法拒絕虛無假設，最後再以不含截距及時間趨勢之  $\tau$  檢定進行估計，如三次皆無法拒絕虛無假設，則認定變數有單根，即非定態；由《表 4-4》可以發現將資料轉為變動百分比後，各變數皆為定態。

《表 4-4》總體經濟相關變數之單根檢定

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
<b>Panel A: 季頻資料</b>						
EG	-1.886*	-3.451**	-4.716***	-2.614***	-3.685**	-3.358*
DU	-3.194***	-3.184**	-3.393*	-6.271***	-6.251***	-6.363***
KG	-4.227***	-4.226***	-4.266***	-20.420***	-28.867***	-28.994***

《表 4-4》總體經濟相關變數之單根檢定(續 1)

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
<b>Panel B: 月頻資料</b>						
IR	-4.173***	-5.240***	-5.238***	-18.246***	-19.092***	-19.047***
ERG	-9.851***	-9.833***	-9.813***	-10.357***	-10.332***	-10.306***
R	-2.068**	-2.741*	-2.839	-2.146**	-2.323	-2.194
M2G	-1.313	-3.549***	-3.688**	-10.291***	-12.924***	-13.079***
MI	-1.707	-3.618***	-3.614**	-1.189	-3.834***	-3.826**
SVG	-6.490***	-6.479***	-6.437***	-37.124***	-37.021***	-37.570***

註：\*、\*\*及\*\*\*，分別代表  $\alpha=10\%$ 、5%與 1%顯著。

### 第三節 迴歸參數推估結果

本研究先以最小平方法，將影響經濟成長率之季頻變數；失業率之差分；及固定資本形成毛額變動百分比，分別以當期； $\Delta \ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \beta_2 \Delta \ln(k_t)$ 、落後一期； $\Delta \ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \beta_2 \Delta u_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln(k_t) + \beta_4 \Delta \ln(k_{t-1})$ 、及落後兩期； $\Delta \ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \beta_2 \Delta u_{t-1} + \beta_3 \Delta u_{t-2} + \beta_4 \Delta \ln(k_t) + \beta_5 \Delta \ln(k_{t-1}) + \beta_6 \Delta \ln(k_{t-2})$ ，三條迴歸式進行季頻參數推估，並將推估結果，採用AIC、SIC及HQ準則，判定季頻迴歸之模型設定，如《表4-5》，取當期及落後一期為最佳估計期數。

《表4-5》最小平方法之AIC、SIC、HQ準則判定結果

落後期數	AIC	SIC	HQ
當期0	5.183	5.270	5.218
落後1期	4.908	5.055*	4.967*
落後2期	4.902*	5.109	4.985

月頻資料取落後五期，起因於MIDAS迴歸估計方法會重複當季之最後一個月來做為此季推估之第一個月，以推估2018年第一季之通貨膨脹率對經濟成長率之影響IR(-5), Lags:3為例，表示由2018年第一季最後一個月(3月)落後五個月起(2017年10月)，包含當月(10月)，再往前推3個月(2017年8-10月)，即為2018年第一季通貨膨脹率推估之資料參考值，故月資料須取五期落後，才能配合季資料一期落後之預測，

其中MIDAS-PDL與MIDAS-STEP加權估計法之估計期數(Lag)，可以讓迴歸模型自動估計出每項變數之分析最佳期數；MIDAS-U則分別以落後一期： $\Delta \ln(y_t) = \gamma_1 \Delta \ln(CPI_t) + \gamma_2 \Delta \ln(CPI_{t-1}) + \gamma_3 \Delta \ln(M2_t) + \gamma_4 \Delta \ln(M2_{t-1}) + \gamma_5 \Delta \ln(ER_t) + \gamma_6 \Delta \ln(ER_{t-1}) + \gamma_7 \Delta(R_t) + \gamma_8 \Delta(R_{t-1}) + \gamma_9 \Delta \ln(SV_t) + \gamma_{10} \Delta \ln(SV_{t-1}) + \gamma_{11} \Delta(MI_t) + \gamma_{12} \Delta(MI_{t-1})$ 、落後二期、落後三期、落後四期，四條迴歸方程式進行月頻參數推估(因月頻變數之落後期數方程式過於冗長，此論文不一一列出)；並將推估結果，採用AIC、BIC及HQ準則，判定月頻迴歸之模型設定，如《表4-6》所示，取落後一期為最佳估計期數。

《表4-6》 MIDAS-U之AIC、BIC、HQ準則判定結果

落後期數	AIC	BIC	HQ
落後1期	4.649*	5.001*	4.790*
落後2期	4.749	5.307	4.973
落後3期	4.785	5.548	5.092
落後4期	4.819	5.794	5.210

《表4-7》為經濟成長率與落後一期之季頻資料變數，及落後五期之月頻資料變數，迴歸推估結果；研究結果顯示，(1)4種方法之調整後判定係數( $\bar{R}^2$ )，分別為0.493、0.762、0.700、0.686，以MIDAS-PDL之調整後判定係數解釋力最高。(2)普通最小平方方法(OLS)、MIDAS-PDL、MIDAS-STEP及MIDAS-U皆可看出季頻部份，經濟成長率(EG)與失業率變動率(DU)呈現顯著負相關，分別為-5.238%、-6.502%、-3.977%及-6.488%，再次實證歐肯法則；同時研究結果亦顯示；固定資本形成毛額變動率(KG)與經濟成長率為正相關。(3)月頻資料推估部份，於MIDAS-PDL之推估可以得知通貨膨脹率(IR)與經濟成長率呈現顯著正相關；MIDAS-STEP之推估方法可以得知景氣對策信號(MI)與經濟成長率呈現顯著正相關；MIDAS-U之推估方法可以得知重貼現率(R)及景氣對策信號與經濟成長率呈現顯著正相關。

《表 4-7》歐肯法則迴歸參數推估結果

自變數	OLS	MIDAS-PDL	MIDAS-STEP	MIDAS-U
C	3.919*** (12.897)	-0.622 (-0.407)	-0.325 (-0.214)	-1.472 (-1.157)
<b>Panel A：季頻資料</b>				
DU	-5.238*** (-3.868)	-6.502*** (-3.118)	-3.977** (-2.275)	-6.488*** (-4.366)
DU(-1)	-6.478*** (-4.794)	-5.373*** (-2.722)	-5.950*** (-3.129)	-5.891*** (-4.276)
KG	0.124*** (3.217)	0.078* (1.675)	0.119*** (2.689)	0.134*** (3.835)
KG(-1)	0.099*** (2.649)	0.076 (1.449)	0.103** (2.038)	0.045 (1.102)
<b>Panel B：月頻資料</b>				
IR(-5)	NA	Lags:3	Lags:4	Lags:1
01	NA	4.838** (2.210)	-0.074 (-0.231)	0.525 (0.997)
02	NA	-4.845** (-2.070)	0.140 (0.219)	NA
03	NA	1.014* (1.850)	NA	NA
ERG(-5)	NA	Lags:3	Lags:4	Lags:1
01	NA	-0.726 (-0.441)	-0.100 (-0.860)	0.103 (0.445)
02	NA	1.269 (0.656)	-0.220 (-0.857)	NA
03	NA	-0.418 (-0.857)	NA	NA
M2G(-5)	NA	Lags:4	Lags:4	Lags:1
01	NA	-3.131 (-1.265)	-0.156 (-0.272)	-1.520* (-1.955)
02	NA	3.719 (1.596)	-1.523* (-1.792)	NA
03	NA	-0.870* (-1.836)	NA	NA
R(-5)	NA	Lags:4	Lags:4	Lags:1
01	NA	-11.443 (-0.682)	0.537 (0.694)	1.225*** (4.126)
02	NA	12.699 (0.761)	-0.454 (-0.195)	NA
03	NA	-2.661 (-0.798)	NA	NA

《表 4-7》歐肯法則迴歸參數推估結果(續 1)

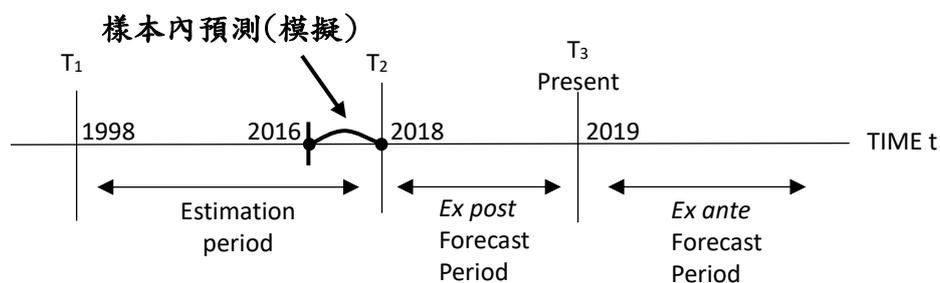
自變數	OLS	MIDAS-PDL	MIDAS-STEP	MIDAS-U
Panel B：月頻資料				
SVG(-5)	NA	Lags:4	Lags:4	Lags:1
01	NA	0.018 (0.508)	-0.004 (-0.452)	0.004 (0.306)
02	NA	-0.011 (-0.346)	-0.001 (-0.081)	NA
03	NA	0.000 (0.052)	NA	NA
MI(-5)	NA	Lags:4	Lags:4	Lags:1
01	NA	0.387 (0.930)	0.108*** (2.735)	0.135*** (2.908)
02	NA	-0.210 (-0.505)	-0.238** (-2.284)	NA
03	NA	0.021 (0.245)	NA	NA
$\bar{R}^2$	0.493	0.762	0.700	0.686

註：1.括弧數字 t 統計值；\*、\*\*及\*\*\*，分別代表  $\alpha=10\%$ 、5%與 1%顯著。

2.  $\bar{R}^2$  為調整後判定係數。

#### 第四節 迴歸模型預測績效評比

本文以1998年第一季至2018年第四季，為樣本估計期間(Estimation period)；使用2016年第一季至2018年第四季，進行預測，稱之為樣本內預測(模擬)；如以2018年第一季至2019年第四季進行預測，則稱為事後預測(Ex post forecast)；2019年至未來，則稱之為事前預測(Ex ante forecast)，茲將其說明繪製《圖4-1》。



《圖4-1》樣本內預測(模擬)說明

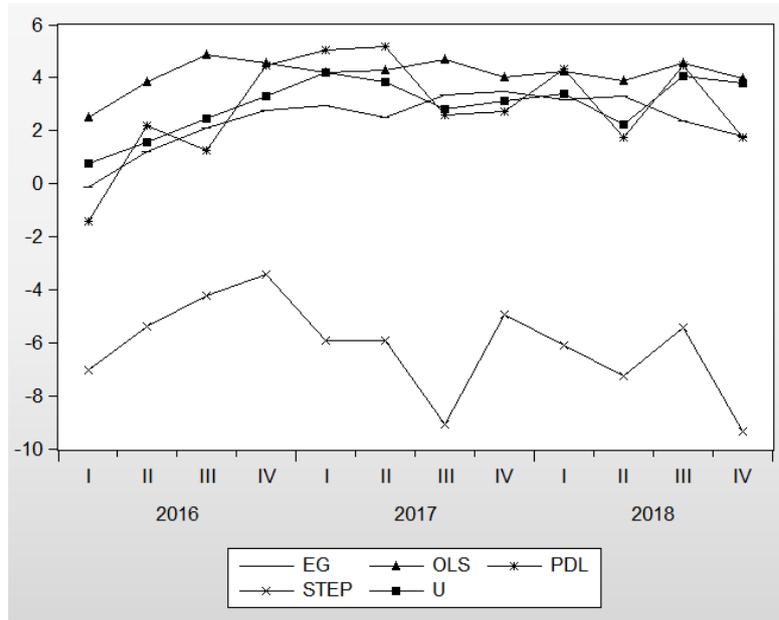
研究結果列示於《表4-8》，三種預測誤差指標；RMSE、MAE及MAPE，皆以MIDAS-U之預測(模擬)最優；MIDAS-PDL名列第二；OLS第三；MIDAS-STEP則最差。

《表 4-8》2016 至 2018 (3 年 12 季)經濟成長率預測績效評比

	EG	OLS	MIDAS-PDL	MIDAS-STEP	MIDAS-U
2016Q1	-0.140	2.481	-1.433	-7.029	0.773
2016Q2	1.220	3.841	2.195	-5.390	1.581
2016Q3	2.080	4.866	1.274	-4.243	2.467
2016Q4	2.790	4.556	4.470	-3.427	3.307
2017Q1	2.940	4.191	5.032	-5.911	4.213
2017Q2	2.500	4.273	5.179	-5.937	3.820
2017Q3	3.360	4.676	2.588	-9.074	2.822
2017Q4	3.480	4.013	2.730	-4.943	3.143
2018Q1	3.150	4.221	4.316	-6.079	3.383
2018Q2	3.290	3.884	1.732	-7.272	2.225
2018Q3	2.380	4.544	4.462	-5.436	4.044
2018Q4	1.780	3.984	1.754	-9.351	3.799
<b>預測績效</b>					
RMSE	NA	1.879(3)	1.498(2)	8.787(4)	1.048(1)
MAE	NA	1.725(3)	1.323(2)	8.577(4)	0.886(1)
MAPE	NA	226.591(3)	124.854(2)	733.960(4)	88.619(1)

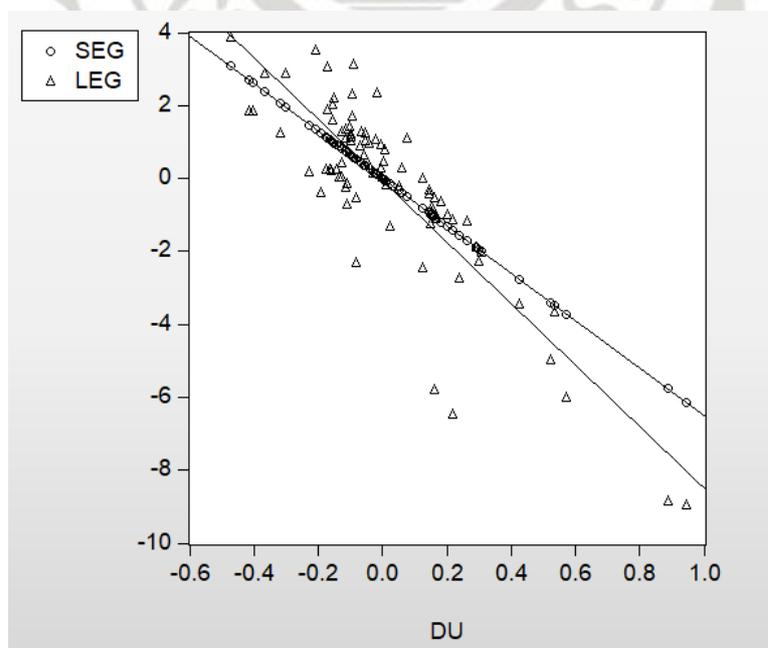
註：括弧數字，代表預測優劣排序。

上述三種預測誤差值皆越小越準確；將其預測績效結果繪製圖表，如《圖 4-2》2016 至 2018 (3 年 12 季)經濟成長率預測績效圖，顯示 MIDAS-U 之樣本內預測(模擬)績效(U)最接近實際值；經濟成長率(EG)，即最佳；其次為 MIDAS-PDL 之樣本內預測(模擬)績效(PDL)；再來為普通最小平方法之樣本內預測(模擬)績效(OLS)；MIDAS-STEP 之樣本內預測(模擬)績效(STEP)則最差。



《圖 4-2》2016 至 2018 (3 年 12 季)經濟成長率預測績效圖

以MIDAS-U參數推估結果，分析經濟成長率與當期及落後一期失業率之抵換關係；將當期經濟成長率與當期失業率(-6.488)，設為短期經濟成長(SEG)；當期經濟成長率與落後一期之失業率(-5.891)，設為長期經濟成長(LEG)；如《圖4-3》所示，長期而言，經濟成長率與失業率之抵換關係(LEG)，斜率較短期經濟成長(SEG)陡。



《圖 4-3》長短期經濟成長率與失業率之抵換關係圖

## 第五章 結論與建議

### 第一節 研究結論

本文藉由延伸歐肯法則之理論基礎，除了將季頻資料加入固定資本形成毛額外，亦於月頻資料，加入通貨膨脹率、廣義貨幣供給、匯率、重貼現率、股票成交值及景氣對策信號等相關總體經濟變數；運用混頻迴歸模型，進行台灣歐肯法則之再驗證；本研究得到下列二點結論

1. 以1998第一季至2018年第四季之樣本期間，運用普通最小平方法(OLS)、混頻迴歸 MIDAS-PDL、MIDAS-STEP及MIDAS-U三種不同權重之估計模型，再次驗證失業率與經濟成長率之抵換關係，分別為-5.24%、-6.5%、-3.98%及-6.49%，顯著結果皆高於歐肯法則，以美國資料分析之-3%；且長期而言，經濟成長率與失業率之抵換關係，將隨著時間愈長而愈大。
2. 由於混頻迴歸模型，具有能同時引入不同時間序列資料做推估之特性；本研究運用季頻及月頻變數，對經濟成長率進行樣本內預測(模擬)，以 MIDAS-U 及 MIDAS-PDL 方法預測之結果，優於傳統普通最小平方法之預測。

### 第二節 政策意涵

本研究結果顯示，台灣歐肯係數，失業率上升 1 百分點，將造成經濟成長率下降約 4 至 6 個百分點，指出台灣失業率與經濟成長率之抵換關係大於美國之 3 個百分點，此現象說明台灣產業能創造可觀之國內生產毛額，但無法達到充分就業，以致改善經濟成長率之效果低於其他國家；此外東協國家經濟崛起，帶動就業率，反觀台灣之失業率卻位居亞洲四小龍之首，值得決策當局加以重視。

台灣國內生產毛額上升，卻難以帶動就業，探究其原因，可分為以下兩面向 (1) 產業結構問題；高科技業能創造良好獲利及產值，但專業技術(Know how)門檻高，

人員不易培養，僅雇用專業技術人才，無法創造更多就業機會；反觀傳統產業，其產值雖沒有科技業大，卻因為技術門檻較低，能釋出許多工作機會，降低失業率。但市場上，投資者注重獲利，因此更容易將資金投入高科技產業，造成台灣產業失衡，也使台灣之經濟成長難以創造充份就業。(2)三角貿易問題；工資成本，造成「台灣接單，海外生產」之營運模式盛行，近十年台灣製造業生產線大舉遷移至工資較低之國家，以降低成本，尋求更高獲利，造成國內之就業機會下降，失業率上升。

上述兩面向，為台灣經濟現況，經濟成長難以改善失業率之問題已存在許久；此外本研究結果顯示，失業率下降將顯著影響經濟成長，故政府應朝如何降低失業率之方向著墨，決策高層也須重新審查提出之產業政策，評估其政策所帶來之成果是否見效，並修正。

### 第三節 研究建議

1. 在變數考量上，可再設定兩次金融風暴虛擬變數，推估對台灣經濟成長率之影響。
2. 失業率分為四種；摩擦性失業(Frictional unemployment)、結構性失業(Structural unemployment)、循環性失業(Cyclical unemployment)及自然失業率(Natural rate of unemployment)；其中，磨擦性失業及結構性失業可為好的失業，不一定對經濟成長率造成負面影響；另亦可納入沮喪工作者(即廣義失業率)，進一步探究經濟成長率之衝擊。

## 參考文獻

### 中文文獻

- 于揚(2016)。混頻數據回歸模型的建模理論、分析技術研究。東北財經大學博士論文。
- 王忠慶(2011)。台灣歐肯法則之探討。東吳大學經濟系碩士論文。
- 王銳(2013)。多種變量選擇方法在 ARMA 階數確定中的比較。山東大學數學系碩士論文。
- 田慧琦(2010)。台灣失業率和產出之關聯及可能影響因素探討，*中央銀行季刊*，第 32 卷第 3 期，頁 29-65。
- 江靜儀(2006)。歐肯法則(Okun's Law)-台灣實證研究，*經濟論文*，第 34 卷第 3 期，頁 355-389。
- 林淑敏(2010)。歐肯法則在我國之實證研究，*主計月刊*，第 662 期，頁 48-53。
- 施美君、翁銘章(2017)。以向量自我迴歸分析亞洲主要國家之 Okun's Law。國立高雄大學應用經濟學系碩士論文。
- 張清溪、許嘉棟、劉鶯釧、吳聰敏(2016)。《經濟學-理論與實際》，台北：翰蘆圖書。
- 陳強、鄭旭、龔玉婷(2014)。基於混頻模型的 CPI 短期預測研究，*統計研究*，第 12 期，頁 25-31。
- 陳鈺婷(2018)。台灣教育別與主要經濟變數之關聯性-歐肯法則與菲利普曲線之驗證。嶺東科大財政系碩士論文。
- 黃志典(2011)。《國際金融概論》，台北：前程文化。
- 楊亦農(2009)。《時間序列分析：經濟與財務上之應用》，台北：雙頁書廊。
- 萬哲鈺、高崇瑋(2008)。不對稱歐肯法則之臺灣實證，*臺灣經濟預測與政策期刊*，第 39 卷第 1 期，頁 1-31。

- 虞國興、劉治均(1995)。時間序列模式選取準則之比較，*農業工程學報*，第 41 卷第 4 期，頁 15-26。
- 趙進文、薛艷(2009)。我國分季度 GDP 估算方法的研究，*統計研究*，第 10 期，頁 25-32。
- 劉金全、劉漢與印重(2010)。中國宏觀經濟混頻數據模型應用-基於 MIDAS 模型的實證研究，*經濟科學*，第 5 期，頁 23-34。
- 潘浙楠、席嘉澤、陳曉倩(2009)。自我相關殘差管制圖模型選取之研究，*品質學報*，第 4 卷第 16 期，頁 245-260。
- 蔡弘毅(2012)。亞洲重要經濟體系之歐肯係數的比較。東海大學經濟系碩士論文。
- 蔡宇(2016)。混頻數據的計量經濟學方法：理論與應用。山東大學博士論文。
- 鄭挺國、尚玉皇(2013)。基於金融指標對中國 GDP 的混頻預測分析，*金融研究*，第 9 期，頁 16-29。
- 賴景昌(2001)。《總體經濟學》，台北：雙頁書廊。
- 鍾笑寒譯，Blanchard,O. (2003)。《宏觀經濟學，中國：清華大學》。

## 外文文獻

- Adams, C. and D. T. Coe (1990). A System Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States., *IMF Staff Papers*.,37,232-293.
- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification., *IEEE Transactions on Automatic Control*.,19(6),716-723.
- Attfield, C. L. F. and B. Silverstone (1997). Okun's Coefficient: A Comment., *Review of Economics and Statistics*.,79,326-329.
- Chow, G. and A. Lin (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series., *The Review of Economics and Statistics*.,53(4),719-721.
- Chow, G. and A. Li n (1976). Best Linear Unbiased Estimation of Missing Observations in an Economic Time Series., *Journal of the American Statistical Association*., 71(355),719-721.
- Clements, M. P., and A. B. Galvão (2008). Macroeconomic Forecasting with Mixed-Frequency Data: Forecasting US Output Growth., *Journal of Business and Economic Statistics*.,26(4),546-554.
- Cuaresma, J. C. (2003). Okun's Law Revisited., *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.,65(4),439-451.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root., *Econometrica*.,49,1057-1072.
- Eric Zivot and Donald W. K. Andrews (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis., *Journal of Business & Economic Statistics*.,10(3),70-251.
- Freeman, D. G. (2001). Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries., *Economic Inquiry*.,39, 511-523.
- Gordon, R. J. (1984). Unemployment and Potential Output in the 1980s., *Brookings Papers on Economic Activity*.,15, 537 -564.
- Hannan, E. J. and Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression., *Journal of the Royal Statistical Society*.,41,190-195.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP & Its Measurement and Significance., *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*.,51,98-104.

- Prachowny, M. F. J. (1993). Okun's Law: Theoretical Foundations and Revisited Estimates., *Review of Economics and Statistics*.,55, 331-336.
- Phillips, P. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model., *The Annals of Statistics*.,19, 461-464.
- Silvestrini, A. and D. Veredas (2008). Temporal Aggregation of Univariate and Multivariate Time Series Models: A survey., *Journal of Economic Surveys*.,22(3), 458-49.

