

國立政治大學社會科學院經濟學系

碩士論文

實質選擇權與工作搜尋決策—以台灣失業者為例  
Real Options and Job Search Decisions—Evidence  
from the Unemployed in Taiwan

指導教授：莊奕琦 博士

王信實 博士

研究生：薛博升 撰

中國民國一百零一年六月

## 摘要

本文分成兩個部分探討失業者的工作搜尋決策，第一部分利用遞延選擇權模型模擬市場景氣、預期工作機會出現機率、不確定性等因素對失業者工作搜尋決策的影響。第二部份利用 2006 年至 2010 年主計處的「人力資源調查」及「人力運用調查」資料從事實證分析。本文從實證分析中驗證以下的模擬結果：一、市場上的工資波動率與失業者的保留工資有正向關係，與移轉到就業的機率有負向關係。二、失業者對工作機會出現機率的預期較高時，擁有較高的保留工資，移轉到就業的機率較低。另外，學習速度較快的失業者在搜尋工作的過程中會以較快的速度下降保留工資，移轉到就業的機率較高。三、失業者對於工作搜尋報酬的不確定程度較高時，擁有較低的保留工資，移轉到就業的機率較高。

**關鍵字：**實質選擇權、工作搜尋、保留工資、失業期間、奈特不確定性

## Abstract

This thesis consists of two parts. The first part is devoted to applying a real option approach to simulate the impacts of market prospect, expected offer arrival rate, and uncertainty on job search decisions. The second part provides an empirical illustration to validate the simulation results by using unemployment data from the 2006-2010 Taiwan Manpower Utilization Survey. The main findings of this thesis can be summarized as follows: (i) The wage volatility is related positively with the reservation wage of the unemployed, but inversely with the transition probability into employment. (ii) If a rising offer arrival rate is expected, the unemployed increase reservation wages and thus decrease transition probabilities. Furthermore, higher learning speed acts to intensively lower the reservation wage. (iii) When the degree of payoff uncertainty is higher, the unemployed decrease reservation wages and thus increase transition probabilities.

**Keywords:** Real options, Job search, Reservation wage, Unemployment duration, Knightian Uncertainty

# 目錄

中文摘要.....	i
英文摘要.....	ii
圖表目次.....	iv
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景.....	1
第二節 研究目的.....	4
第二章 文獻探討.....	7
第一節 實質選擇權在個人決策的應用.....	7
第二節 工作搜尋與個人決策.....	11
第三節 工作搜尋的相關實證研究.....	16
第三章 研究方法.....	19
第一節 選擇權評價模式.....	19
第二節 樣本及變數說明.....	30
第三節 實證分析方法.....	37
第四章 選擇權價值模擬.....	41
第一節 市場景氣的影響.....	41
第二節 工作機會的影響.....	44
第三節 不確定性的影響.....	47
第五章 實證分析.....	49
第一節 預測實證結果.....	49
第二節 保留工資線性估計.....	51
第三節 失業期間存活分析.....	54
第六章 結論.....	57
參考文獻.....	59

## 圖表目次

圖 1 工作搜尋價值模擬範例 I .....	26
圖 2 工作搜尋價值模擬範例 II .....	26
圖 3 人力資源調查的樣本與時間關係 .....	30
圖 4 樣本保留工資分配圖 .....	37
表 1 2006 年至 2010 年公立就業服務中心求供倍數 .....	1
表 2 2006 年至 2010 年失業者平均失業週數 .....	2
表 3 2008 年及 2009 年受僱者每月最低薪資及失業者希望待遇 .....	3
表 4 2006 年至 2010 年未就業與已就業的平均失業週數 .....	5
表 5 比較一般工作搜尋模型與選擇權模型 .....	12
表 6 台灣過去同時考量保留工資與失業期間的實證研究 .....	18
表 7 選擇權模型參數初始值 .....	25
表 8 選擇權價值模擬範例 .....	28
表 9 樣本結構 .....	32
表 10 選擇權模型參數與實證分析變數的關係 .....	33
表 11 薪資平均變動率及波動率 .....	34
表 12 變數說明 .....	35
表 13 敘述統計 .....	36
表 14 工資平均變動率對工作搜尋決策的影響 .....	42
表 15 工資波動率對工作搜尋決策的影響 .....	43
表 16 未來工作機會出現機率對工作搜尋決策的影響 .....	45
表 17 學習速度對工作搜尋決策的影響 .....	46
表 18 模擬不確定性程度對工作搜尋決策的影響 .....	48
表 19 預測各解釋變數對工作搜尋決策的影響 .....	50
表 20 保留工資線性估計結果 .....	51
表 21 年齡及教育年數對保留工資的影響 .....	53
表 22 失業期間存活分析結果 .....	54
表 23 年齡及教育年數對移轉機率的影響 .....	56

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景

2008 年下半的金融海嘯衝擊台灣的勞動市場，造成失業型態的劇烈變化，從工作搜尋的角度而言，工作機會的求供倍數、失業者的平均失業週數、失業者的希望待遇等指標在 2008 年後皆出現結構性的改變，相關數據如表 1、表 2 及表 3。

表 1 為公立就業服務中心在 2006 年至 2010 年統計的求供倍數，即各年度新登記案件中，廠商求才數對失業者求職數的比例，反映 2006 年至 2010 年勞動需求及供給的狀況。從表中可以看到，各職務類別的求供倍數均在 2008 年明顯下降，到了 2009 年時，除了「技術員及助理專業人員」、「服務工作人員及售貨員」、「農林漁牧工作人員」的求供倍數高於 1 以外，其餘各職務類別的求供倍數均低於 1，反映勞動市場在 2008 年金融海嘯發生後供需失衡的事實。

表 1 2006 年至 2010 年公立就業服務中心求供倍數

職類名稱	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
行政主管、企業主管及經理人員	1.29	1.12	0.75	0.81	0.99
專業人員	1.27	1.09	0.76	0.88	1.06
技術員及助理專業人員	1.76	1.55	1.03	1.02	1.49
事務工作人員	0.57	0.58	0.40	0.43	0.56
服務工作人員及售貨員	1.96	1.81	1.22	1.03	1.58
農林漁牧工作人員	0.77	1.07	0.83	1.11	1.10
技術工有關工作人員	1.60	1.41	0.92	0.78	1.75
機械設備操作工及組裝工	1.59	1.61	1.06	0.86	1.87
非技術工、體力工及其他	1.26	1.24	0.84	0.76	1.21
總計	1.38	1.29	0.87	0.82	1.26

資料來源：行政院勞工委員會職業訓練局就業服務統計

表 2 為主計處在 2006 年至 2010 年根據「人力資源調查」統計的平均失業週數，統計的對象為正在搜尋工作的失業者。從表 2 總計的部分可以看到，全體平均失業週數在 2007 年至 2010 年間隨年度逐漸增加，且各族群的平均失業週數均在 2008 年後明顯增加。另外，失業者的希望待遇也出現明顯變化，表 3 即為主計處在 2008 年 5 月及 2009 年 5 月根據「人力運用調查」統計的希望待遇，以及同年度 8 月根據「事業人力僱用狀況調查」統計的最低受僱薪資。從表 3 總計的部分可以看到，雖然 2009 年的每月最低薪資高於 2008 年的水準，但全體失業者的希望待遇較 2008 年低落，而且在不同的職務類別中，除了「主管及監督人員」及「農、林、漁、牧工作人員」的希望待遇相對 2008 年上升以外，其餘各族群的希望待遇均較 2008 年低落。從表 2 及表 3 的統計資料可以推論，失業者在景氣下滑時可能擁有較長的失業期間，以及較低的希望待遇。

表 2 2006 年至 2010 年失業者平均失業週數

分類		2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
性別	男	25.65	25.45	25.90	27.98	30.68
	女	22.25	22.48	24.27	26.66	28.00
年齡	15 至 24 歲	17.75	17.72	19.32	23.03	21.26
	25 至 44 歲	25.46	25.82	27.07	28.52	31.52
	45 至 64 歲	29.77	28.21	27.55	28.86	32.46
	65 歲以上	14.79	23.03	7.35	8.16	14.80
教育程度	國中及以下	25.97	25.39	25.22	26.74	28.39
	高中(職)	23.63	24.54	25.90	28.07	30.78
	大專及以上	23.97	23.31	24.68	27.40	29.37
失業者類別	初次尋職者	23.23	22.97	25.62	30.55	29.84
	非初次尋職者	24.54	24.57	25.16	26.91	29.65
總計		24.28	24.24	25.25	27.49	29.68

資料來源：行政院主計處「人力資源調查報告」

表 3 2008 年及 2009 年受僱者每月最低薪資及失業者希望待遇

(單位：元)	2008 年		2009 年	
	失業者	受僱者	失業者	受僱者
	希望待遇	每月最低薪資	希望待遇	每月最低薪資
職類名稱	5 月	8 月	5 月	8 月
主管及監督人員	55,517	52,396	71,660	47,464
專業人員	39,293	35,006	34,668	36,506
技術員及助理專業人員	31,732	25,907	31,452	26,291
事務工作人員	26,565	24,424	25,583	23,676
服務工作人員及售貨員	26,289	21,091	24,609	22,714
農、林、漁、牧工作人員	23,732	-	25,565	-
技術工、機械操作工及組裝工	27,106	21,679	26,732	21,348
非技術工及體力工		21,322		19,023
總計	28,882	26,555	28,029	26,846

資料來源：行政院主計處「事業人力僱用狀況調查報告」及「人力運用調查報告」

表 2 及表 3 雖然能夠呈現金融海嘯對勞動市場的衝擊，但也同時存在不容易解釋的現象。例如，教育程度在高中職以及大專以上的失業者，其平均失業週數在 2008 年以前低於教育程度在國中以下的失業者，但在 2009 年及 2010 年卻相對較高(表 2)。根據過去經驗，教育程度高的失業者擁有較低的平均失業週數，理由在於教育程度高的失業者可從事的工作較教育程度低的失業者多，較容易回到就業市場而擁有較短的失業期間，但明顯地，金融海嘯的發生改變了這個關係。另外，表 3 的「主管及監督人員」的希望待遇在金融海嘯發生後大幅上升，背離每月最低薪資下降的趨勢，似乎說明了失業者的人力資本越高，其工作搜尋決策越不容易被市場景氣的因素解釋。本文認為，以上的統計資料雖然能夠反映市場景氣對勞動市場的衝擊，但就個別失業者而言，市場景氣與個人特質究竟如何影響工作搜尋決策，仍值得進一步探討。



## 第二節 研究目的

多年來，台灣有關保留工資與失業期間的實證研究存在分歧的結論，甚至部分研究結果違背傳統的工作搜尋理論。例如，台灣的實證結果普遍發現失業者擁有越高的保留工資時，移轉到就業市場的機率越高，但在傳統的工作搜尋模型中，失業者可從事工作的工資存在固定的分配，當失業者擁有越高的保留工資，則未來可接受的工作越少，越不容易移轉至就業市場。另外，台灣的實證研究普遍顯示教育程度等隱含人力資本的個人特質，與失業者移轉到就業市場的機率存在負向關係，但一般的工作搜尋模型及國外的實證研究並不支持這樣的關係。

針對上述的問題，本文重新檢視這些實證研究所使用的問卷資料，認為台灣的實證研究結果並不適合被一般的工作搜尋理論解釋，原因在於一般的工作搜尋模型，如 Mortensen(1984)，考量了廠商對於個人失業者的需求，但在台灣的實證研究中，因缺乏失業者的受聘工資(offer wage)、受聘次數(offer arrival rate)或再就業的工資(re-employed wage)等資料，在探討保留工資或失業期間時，使用的解釋變數多為勞動供給者的個人特質，無法了解勞動市場對個別失業者的需求狀況，其研究結果實際上只是反映失業者的「工作搜尋決策」。另外，台灣的實證研究因缺乏失業者的原有工資或受聘工資，無法去除保留工資所隱含的機會成本，是造成保留工資與移轉機率存在正向關係的主要原因。

雖然台灣的調查資料缺乏廠商對於個別失業者的需求，本文仍希望可以透過理論模型分析失業者的工作搜尋決策問題，而為了避免對勞動需求做過多的假設，本文利用 Miao & Wang(2011)的工作搜尋遞延選擇權模型，將失業視為不斷遞延接受工作的過程，探討失業者在面對不同環境時的工作搜尋決策。在模型中，失業者對未來工資的預期除了包含工資平均變動率與波動率的因素，本文還加入工作機會出現的跳躍過程，模擬失業者對工作機會的預期如何影響工作搜尋決策。並延續 Miao & Wang(2011)的選擇權模型，考慮失業者對工作搜尋的報酬存在不

確定性，藉由模擬結果解釋家庭經濟因素對工作搜尋決策的影響。

除了工作機會及不確定性之外，本文欲進一步探討市場景氣對工作搜尋決策的影響，主要的原因在於主計處統計的平均失業週數雖然常被視為市場景氣的指標，但該數據實際上為設限資料(censored data)，僅針對持續失業(未就業)的樣本統計，本文希望能夠透過包含完整失業期間(已再次就業)的樣本，重新探討市場景氣的影響。為了區分未就業與已就業的差異，本文按「人力資源調查」及「人力運用調查」的資料，先行去除初次尋業者、非全職尋業者、農林漁牧業工作者、國防單位工作者等樣本，按失業者開始工作與否，分別計算 2006 年至 2010 年間每年 5 月的平均失業週數，如表 4。

表 4 2006 年至 2010 年未就業與已就業的平均失業週數

樣本類別		2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
未就業	觀察數	203	269	255	444	311
	平均失業週數	28.82	27.66	27.55	30.19	32.01
已就業	觀察數	50	85	96	166	111
	平均失業週數	29.86	32.58	29.85	30.17	30.47
已就業比重		19.8%	24.0%	27.4%	27.2%	26.3%

資料來源：本文按行政院主計處「人力資源調查」及「人力運用調查」資料自行計算

在表 4 中，未就業的平均失業週數與主計處統計的平均失業週數(表 2)有相同的變化趨勢，在 2008 年金融海嘯發生後有越來越長的平均失業週數。相對的，已就業的平均失業週數與主計處的平均失業週數則有明顯差異，已就業的平均失業週數在 2008 年後上升幅度相對較低，而且低於 2007 年的 32.58 週，甚至在 2009 年及 2010 年時低於同年度未就業者的平均失業週數。另外，從表 4 的觀察數可以發現當失業人數在 2006 年至 2009 年間逐年增加的同時，失業者移轉到就業市場的比重並沒有隨之降低，反而在 2008 年及 2009 年相對較高，代表景氣下滑時，失業者移轉到就業市場的機率不必然較低。

為了驗證選擇權模型對於市場景氣、工作機會、不確定性等影響因素的模擬

結果，本文參考陶宏麟和李嘉宏(2006)串聯主計處「人力運用調查」與「人力資源調查」的方法，以台灣 2006 年至 2010 年非初次尋業者的樣本作為研究對象，將失業者填答的希望待遇與搜尋工作星期數視為保留工資與失業期間，並挑選適當的解釋變數從事實證分析，驗證選擇權模型的適用性。除此之外，本文希望能藉由實證分析，重新說明各解釋變數對於移轉機率的影響方向，以期修正陶宏麟和李嘉宏(2006)對比例風險模型可能有問題的解釋。



## 第二章 文獻探討

### 第一節 實質選擇權在個人決策的應用

實質選擇權是財務選擇權的延伸應用，兩者主要差別在於實質選擇權的標的物為實體而非商品價格，研究者可以根據不同的決策目標與情境，彈性地設計不同的實質選擇權。例如，Trigeorgis(1996)以石油探勘決策為例，歸納出經營者在石油探勘過程中可能面對：遞延選擇權(option to defer)、階段性選擇權(option to default during staged construction)、擴充選擇權(option to expand)、緊縮選擇權(option to contract)、暫停選擇權(option to shut down and restart)、放棄選擇權(option to abandon)、轉換選擇權(option to switch)等七種主要的選擇權，同時，經營者還可以整合以上不同的選擇權，衍生為成長選擇權(growth options)以及多重選擇權(multiple interacting options)。而以上九種實質選擇權除了被廣泛應用在公司投資決策外，也逐漸被應用到個人決策問題。

無論是公司投資或個人決策問題，多數使用實質選擇權模型的文獻旨在重新探討決策者的最適選擇，以實質選擇權評價方法取代傳統的淨現值法(Net Present Value, NPV)，而取代的主要理由為：淨現值法通常隱含了不符合現實投資決策的假設。例如，Dixit & Pindyck(1994)說明淨現值法隱含決策者有能力在投資執行後回收其投入的成本，忽略投資決策的不可回復性(irreversibility)，此外，淨現值法沒有考慮決策者延後執行投資的可能(ability to wait)。相對於此，若能同時考慮以上兩種特性，則決策者執行決策的權利在概念上相當於財務選擇權中的「買權」(call option)，Dixit & Pindyck(1994)因此建議使用實質選擇權評價法來評價投資決策。另外，Trigeorgis(1996)也曾對傳統淨現值法提出修正的意見，認為完整的淨現值應為基本淨現值(basic net present value)與策略現值(strategic present value)的總和，僅計算基本淨現值作為決策的考量並不適當。

近年來，實質選擇權在個人決策的應用雖漸為廣泛，但相較於公司經營決策的文獻仍為少數。本文針對不同的決策問題分類，從相關的文獻中歸納出三種主要的研究方向，分別為：工作搜尋的選擇權、教育投資的選擇權以及年金制度的選擇權。其中，工作搜尋的選擇權與教育投資的選擇權同樣屬於遞延選擇權的研究範疇，決策者可以在退休或生命結束前執行決策，具有美式選擇權(American option)的特性。另外，年金制度的選擇權則包含勞工轉換年金制度或退休金制度等權利，屬於轉換選擇權，舉例而言，在台灣的勞工退休金制度中，勞工擁有確定給付制(defined benefit plan)與確定提撥制(defined contribution plan)的轉換權利。張森林(2005)曾提到制度轉換選擇權必須在約定的到期日執行，具有歐式選擇權(European option)的特性，與美式選擇權的評價方法不同。因此，本節以下探討的文獻，以工作搜尋和教育投資的選擇權為主。

參考 Miao & Wang(2011)，本文對於工作搜尋選擇權的完整描述為：失業者在工作搜尋的過程中，可以選擇接受現有的工作機會而移轉到就業，也可以選擇不接受工作而繼續尋找工作。就理論而言，工作搜尋決策與公司投資決策的遞延選擇權並無差異，不過在進行決策評價時，必須考慮到工作搜尋者與公司經營者所面對的不確定性並不相同。Miao & Wang(2011)利用 Dixit & Pindyck(1994)的遞延選擇權模型，加入有別於風險的不確定性(Knightian uncertainty)來計算選擇權價值，重新探討過去文獻中，不確定性對「工作搜尋」與「公司投資」決策的影響。從 Miao & Wang(2011)對選擇權模型的假設可以得知：不確定性存在於公司投資執行前的預期報酬，同時也存在於投資執行後的報酬，因此遞延投資決策有助於公司經營者得到更多的資訊來降低不確定性。但在工作搜尋的過程中，不確定性僅存在於失業者搜尋工作時的成本或預期報酬，失業者在接受工作後得到的工資通常不會有預期外的變動，因此，較早接受工作可以減少工作搜尋的不確定性。根據 Miao & Wang(2011)的說明，本文在建構選擇權模型時，除了參考 Dixit & Pindyck(1994)的遞延選擇權外，亦將失業者面對的不確定性合理的加入選擇權模型中。



除了不確定性，選擇權價值的折現因子在個人決策和公司投資決策中也存在主觀的差異，由於個人決策價值不僅包含決策本身的貨幣現值，亦牽涉到個人時間偏好，與利用無風險利率做為折現因子的公司投資決策並不相同。例如，DellaVigna & Paserman(2005)以美國青少年追蹤調查(NLSY)的資料研究發現，缺乏耐性(impatience)的工作搜尋者通常擁有較低的保留工資，且轉機率較高，時間偏好顯著影響失業者的工作搜尋行為。由此可見，若在工作搜尋選擇權模型中以無風險利率折現，將會忽略個人的時間偏好而高估繼續搜尋工作的價值，本文因此在進行選擇權評價時，利用高於利率及薪資成長率的時間偏好作為工作搜尋價值的折現因子。

前文提到，實質選擇權考量了投資決策的不可回復性(irreversibility)，然而，不同的不可回復性假設會導致不同的評價結果，以教育投資的選擇權為例，Hogan & Walker(2007)與 Jacobs(2007)同樣以遞延選擇權的評價方法探討學生的升學決策，但 Hogan & Walker(2007)假設：學生在畢業時可以決定是否延後就業，就業後不能再回到學校(就業的選擇具不可回復性)。相反的，Jacobs(2007)則假設：學生在畢業時可以決定是否延後升學，升學後就必須完成學位(升學的選擇具不可回復性)。最後，兩種假設導致不同的結論，尤其是選擇權價值對參數的敏感程度有明顯差異。有鑑於此，本文明確定義失業者接受工作的選擇具不可回復性，無法在接受工作後從事其他工作。

有別於一般的遞延選擇權，數個階段的遞延選擇權可以組合為成長選擇權，而成長選擇權的特色在於選擇權的評價結果可以用來衡量決策者移轉到另一階段的機率。例如 Comay, Melnik, & Pollatschek(1973)將不同階段的教育投資決策組合成一個成長選擇權，提供研究教育投資最適路徑的方法，而特別的是，教育階段的組合可以包含離開學校的階段，因此選擇權的評價結果可以用來衡量學生退出教育的機率(drop-out rate)。同樣的，Heckman, Lochner, & Todd(2006)利用 Comay, Melnik, & Pollatschek(1973)的方法，並加入教育投資報酬的不確定性和羊皮效果(sheep effect)來模擬學生進入下一個教育階段的移轉機率(transition probability)，

呈現出傳統淨現值法無法達到的研究結果。雖然，本文的工作搜尋決策並不包含多階段的選擇，與成長選擇權沒有直接關係，但 Comay, Melnik, & Pollatschek(1973)提到的退出機率(drop-out rate)和 Heckman, Lochner, & Todd(2006)提到的移轉機率(transition probability)，實際上與失業期間存活分析中的危險率(hazard rate)概念相同，危險率代表失業者在特定時間從失業移轉到就業的機率，也可以視為失業者轉機率，本文應用這個概念，以選擇權評價的結果來解釋失業期間的存活分析。

以上，是本文對於有關實質選擇權應用在個人決策問題的文獻探討，至於遞延選擇權模型與傳統工作搜尋模型的異同，則在第二節中深入討論。



## 第二節 工作搜尋與個人決策

在市場結清的總體經濟模型中，所有勞工均能接受勞動市場的均衡工資，但是從個體的角度而言，市場上卻普遍存在工資差異，並使勞動者產生搜尋工作的動機。Jovanovic (1979)提到：廠商對於勞工的生產能力常有資訊不對稱的認知，因為勞工只負責完成廠商交付的工作，廠商則依據勞工的表現給付工資，但實際上，勞工可能在別的工作中可以表現更高的生產力，並得到更高的工資。Burdett & Mortensen(1998)也利用模型證明，即使勞動市場中的廠商、勞工均為同質，這種工資差異仍會一直存在。在傳統的工作搜尋模型中，如 Burdett (1978)、Mortensen(1984)，常假設工作搜尋者所有可從事工作的工資，來自一個特定的機率分配，而且工資的分散程度不會衰退(nondegeneracy)，促使勞動者在失業或不同的工作間移轉，本文所談論的工作搜尋就是勞動者在移轉過程中的行為。

無論是工作搜尋模型或相關實證研究，研究者主要關心的變數多為：工作搜尋者的保留工資(reservation wage)、接受的工資(accepted wages)、受聘工資以及失業期間(unemployment duration)等。其中，保留工資和失業期間為工作搜尋者的決策變數。以 Mortensen(1984)提出的分析方法為例，在工作搜尋的過程中，工作搜尋者會考量工作搜尋成本、薪資成長率、時間偏好，並預期個別勞動市場的動態過程，決定其停止搜尋工作的時間(optimal stopping)和保留工資。另外，工作搜尋的研究對象實際上又分為失業者和在職搜尋者(on-the-job search)，兩者在工作搜尋過程中所面對的選擇並不相同，Burdett(1978)曾提到在失業者在搜尋工作時擁有「不工作而搜尋」和「工作而不搜尋」兩種選擇，而在職搜尋者較一般失業者多出了「邊工作邊搜尋」的選擇。對於選擇權模型來說，由於兩者所擁有的選擇權利不同，無法利用同一個選擇權模型來分析其工作搜尋決策問題，本文考量實證分析時僅能取得失業者的資料，因此以「不工作而搜尋」和「工作而不搜尋」兩種選擇來建構選擇權模型。

相較於一般的工作搜尋模型，如 Burdett(1978)、Mortensen(1984)，選擇權



模型是單純以勞動供給者的角度來研究工作搜尋行為，簡化了勞動需求面的假設，主要關心失業者對未來廠商願付工資的預期。雖然一般的工作搜尋模型與選擇權模型都是以「是否選擇繼續搜尋工作」作為失業者的決策問題，但在工作搜尋模型中，繼續搜尋工作的價值必須視廠商願付工資的分配而決定。關於其他的特性之異同，本文以 Mortensen(1984)的工作搜尋分析架構為例，與本文欲使用的選擇權模型比較，如表 5。

表 5 比較一般工作搜尋模型與選擇權模型

特性	一般工作搜尋模型 以 Mortensen(1984)為例	選擇權模型
工資的決定	廠商提供工作機會時會公告其工資，而非與工作搜尋者議價	與一般工作搜尋模型相同
工資的分配	假設失業者可從事工作的工資存在一個固定且不會衰退的分配	工資的分配隨時間改變，為一個隨機過程
工作搜尋價值	假設廠商提供工作機會的事件是 Poisson 過程，而且工資隨機產生自固定的工資分配，失業者的工作搜尋價值與工資分配、工作機會出現頻率以及個人的效用函數有關	失業者未知工資的分配，但會利用不同的機率測度預期未來廠商願付工資的變動，根據預期的工資計算繼續搜尋工作的價值。
個體差異	失業者擁有不同的特質時，擁有不同的效用函數	失業者在不同的環境，未來工資有不同的隨機過程
保留工資	根據工資分配以及工作機會出現頻率，可以計算出失業者的最適保留工資	失業者並沒有在搜尋工作的開始決定保留工資，但是會事後反映在失業者是否繼續搜尋工作的決策之中
移轉機率	主要受到工資分配及工作機會出現頻率影響	主要受工資的隨機過程影響
模型的用途	主要探討工資分配的分散程度、失業率等問題。	只探討失業者在面對不同環境時的工作搜尋決策

本節以下探討其他工作搜尋模型在個人決策上的研究結果，探討兩個重要影響工作搜尋決策的因素，分別為不確定性(uncertainty)和工作機會出現機率(offer arrival rate)，並說明這些因素如何影響工作搜尋者的決策，同時也根據這些研究結果修正本文的選擇權模型。

參考 Nishimura & Ozaki(2004)，當失業者在供作搜尋的過程中，越無法確定工資真正的分配時，其不確定性越大，會造成失業者的保留工資降低，移轉到就業的機率較高。本文根據 Nishimura & Ozaki(2004)的說明，嘗試以不確定性解釋不同家庭經濟因素與工作搜尋決策的關係，例如 Bloemen & Stancanelli(2001)的實證研究發現，個人財富較高的失業者會有較高的保留工資，且移轉到就業的機率較低。從不確定性的角度而言，較高的個人財富，可以減輕失業者在工作搜尋過程中的生活負擔，使失業者更充分地搜尋工作，得到更接近真實工資分配的工作機會，失業者的不確定性較低，因此，個人財富較高的失業者擁有較高的保留工資，且移轉到就業的機率較低。

其他有關失業保險的實證研究結果，也可以利用不確定性的概念來解釋，例如，Katz & Meyer(1990)發現接受失業救濟的失業者，會因為救濟來源的時間限制，而加速移轉到就業市場。同樣的在台灣的實證研究中，洪嘉瑜和羅德芬(2008)以間斷時間機率模型研究 2001 年勞委會的「失業勞工追蹤調查」發現，失業者在領取補助的期間，再就業的機率逐漸降低，但「到期日效果」會顯著造成失業者再就業機率增加。若利用不確定性來解釋，失業保險如同個人財富效果，可以降低失業者在工作搜尋過程中的不確定性，造成失業者移轉到就業的機率降低，但是在補助到期時，不確定性會隨之遽增，促使失業者移轉到就業。另外，葉玫惠(2004)模擬失業保險制度對遞延選擇權價值的影響，在不考慮失業保險有時間限制的情況下，結果也顯示失業保險存在時失業者會遞延接受工作。

關於工作機會出現機率(offer arrival rate)，Burdett(1978)、Mortensen(1984)、Burdett & Mortensen(1998)均假設，在搜尋工作的過程中，工作機會出現的事件服從 Poisson 過程，Poisson 過程的參數即為工作機會出現機率。至於工作機會出

現機率對工作搜尋決策的影響，Van den Berg(1994)曾提到，此機率的增加可能會增加工作搜尋者找到工作的信心，而使他們選擇等待更好的工作，但也可能因為工作機會出現頻繁而較早得到的工作。有趣的是，台灣的實證研究普遍支持工作機會出現頻率和失業期間有正向關係，例如林祖嘉(1991)研究台灣大專畢業生的失業期間時提到，工作機會較多的失業者，有較長的失業期間。另外，陶宏麟和李嘉宏(2006)以比例風險模型研究台灣失業者的失業期間，估計結果也顯示教育年數等隱含人力資本較高的解釋變數，移轉到就業的機率較低。

然而，大部分的工作搜尋模型卻認為工作機會出現機率應與移轉到就業的機率維持正向關係，例如 Van den Berg(1994)。對於工作搜尋模型和實證研究對於工作機會出現機率分歧的說法，本文認為一般工作搜尋模型中所談論的工作機會，是失業者個人所得到的工作機會，代表廠商對個別失業者的勞動需求，會加速失業者從失業移轉到就業，但是在台灣的實證研究中，工作機會與工作搜尋行為的關係，只是根據失業者的個人特質作出猜測，例如教育程度較高的失業者與其外來有較多的工作機會，擁有較多的工作選擇，移轉到就業的機率較低。同樣的結論也可以在國外的實證研究看到，Böheim, Horvath, & Winter-Ebmer(2011)利用澳洲的資料(Austrian Social Security Database)研究失業者的工作搜尋行為，認為人力資本較高的失業者在搜尋工作的過程中對於找到工作有較有信心，因此擁有較高的保留工資和較低的移轉機率。有別於這樣的猜測，本文在選擇權模型中假設失業者在工作搜尋的開始會預測未來市場上與自己職務相符的職缺數量與競爭者數量，並根據這個訊息預期工作機會出現的機率，模擬失業者對工作機會出現機率預期如何影響工作搜尋決策，並在實證分析中以職務與失業者相符的求供倍數(ratio of openings to applicants)代替失業者對工作機會出現機率的預期，探討求供倍數對保留工資和移轉機率的影響，藉此說明失業者的信心與工作搜尋決策的關係。

另外，工作機會出現的頻率會隨著工作搜尋過程而改變。Chirinko(1982)以工作機會出現的次數來衡量工作搜尋報酬(returns to job search)，並以Poisson迴歸

模型分析工作機會出與搜尋時間的關係發現，工作搜尋過程和生產過程一樣具有邊際報酬遞減的特性，工作機會出現的次數會隨著投入搜尋的時間增加而遞減。Gonzalez & Shi(2010)則提到，失業者在開始搜尋工作時，會對其找到工作的能力抱持樂觀，擁有較高的保留工資，但失業者會隨著時間流逝得到工作機會出現頻率降低的資訊，然後下修保留工資，Gonzalez & Shi(2010)將這個現象稱為失業者的學習過程(learning process)。根據這些研究結果，本文假設Poisson過程的參數有隨時間遞減的效果，代表失業者會隨著時間而降低對工作機會出現頻率的預期，以捕捉失業者具有學習能力的現象。



### 第三節 工作搜尋的相關實證研究

工作搜尋的實證研究因資料型態的差異，衍生出不同類型的研究主題。在台灣，早期以研究失業期間的文獻較為豐富，例如：林祖嘉(1991)、張清溪和駱明慶(1992)，在近幾年，陶宏麟和李嘉宏(2006)提出串聯「人力資源調查」與「人力運用調查」的方法後增加了研究保留工資的題材。至於其他方面，例如第二節提到的廠商願付工資(offer wage)以及失業者接受工作的工資(accepted wages)，台灣並無相關資料可供研究，因此本節以下探討的文獻，主要以失業期間和保留工資為主。

失業期間方面，林祖嘉(1991)以 1983 至 1985 年的「台灣地區專上畢業生就業狀況調查」研究大專畢業生的失業期間，發現男性、已婚、教育程度與失業期間存在正向關係，希望待遇、工作搜尋方法數則與失業期間存在反向關係。張清溪和駱明慶(1992)串聯「人力資源調查」1983 年 12 月的失業期資料，同樣發現教育程度與失業期間存在正向關係。然而，林祖嘉(1991)的研究對象限制在大專畢業生，在橫斷面資料的樣本中，其年齡等變數值趨於一致，無法呈現部分變數對工作搜尋決策的影響；張清溪和駱明慶(1992)則因「人力資源調查」缺乏希望工資的資料，無法完整探討保留工資與失業期間的關係。

為解決資料貧乏的問題，陶宏麟和李嘉宏(2006)串聯 5 月的「人力運用調查」與 6 月的「人力資源調查」，得到 1996 年至 2001 年間失業者在「人力運用調查」中填答的希望待遇，並將希望待遇視為保留工資，以兩階段的方法研究保留工資和失業期間的關係，提供了研究台灣工作搜尋行為的完整方法。本文即參考這個方法，同樣以串聯「人力運用調查」與「人力資源調查」的方法來取得樣本進行實證分析。至於研究結果方面，雖然陶宏麟和李嘉宏(2006)最後在結論中強調教育程度、男性等因素與失業期間存在反向關係，但陶宏麟和李嘉宏(2006)對其失



業期間的比例風險模型有不明確的認知<sup>1</sup>，其研究結果實際上與先前的文獻一致，不同的地方主要在於發現保留工資的估計值對移轉機率有顯著影響。

本文整理過去的實證研究發現，多數文獻在探討失業者的個人特質對工作搜尋決策影響時，會降低對總體經濟變數的考量，例如 Prasad(2003)研究德國失業者的保留工資和失業期間時，同時加入了個體與總體變數，如失業率等，發現總體變數的影響並不顯著，並建議以時間虛擬變數代替總體經濟變數，而本文為了驗證選擇權模型，選擇以工資的平均變動率和波動率控制總體經濟的變動。除了總體經濟變數，地理位置亦為影響工作搜尋決策的環境因素之一。陶宏麟和李嘉宏(2006)以北中南東四個地區代表台灣失業者的地理位置，設定中南東三個虛擬變數研究失業者的失業期間，估計結果顯示中南東三個地區的失業者移轉到就業的機率較北部低。而有別於虛擬變數的作法，本文參考 Caliendo, Schmidl, & Uhlenborff(2011)利用人口密度探討保留估資的作法，考慮以包含地區資訊的人口密度取代地區虛擬變數，由單一個變數控制地區對工作搜尋決策的影響。

關於實證分法，本文參考陶宏麟和李嘉宏(2006)，同樣將「人力運用調查」中失業者所填答的希望待遇視為保留工資，以兩階段估計方法，將保留工資估計值作為工具變數來解釋失業期間，但過程中挑選了符合選擇權模型參數意義的解釋變數，並使用不同的計量方法，驗證本文的選擇權模型。

另外，一般的工作搜尋模型普遍認為保留工資提高會造成失業期間增長，但在實證研究中，保留工資的原始值必須做適當的處理才能反映相同的結果，例如 Prasad(2003)提到保留工資包含失業者的機會成本，若能將機會成本排除，則剩餘的保留工資可以用來衡量工資分配的累積機率，與移轉到就業的機率有正向關係，並建議將保留工資除以受聘工資(ratio of reservation wages to market offer wages)來排除保留工資的機會成本。另外 Jones(1989)也提出相似的方法，以保留

---

<sup>1</sup> 實際上，失業期間存活分析中的風險比例為失業者移轉到就業的相對機率，正向的風險比例係數代表解釋變數對失業者移轉到就業的機率有正向影響，陶宏麟和李嘉宏(2006)誤將風險比例係數解釋為失業期間的變動方向。

工資除以原有工資(ratio of reservation to past wage)來來衡量工資分配的累積機率。然而，前文已經提到台灣的資料缺乏相關數據，無法以相同的方法處理保留工資的原始值，根據 Burdett & Mortensen(1998)保留工資會向機會成本收斂的說法，本文認為陶宏麟和李嘉宏(2006)談論的保留工資估計值，實際上只隱含的失業者的機會成本，而非工作搜尋模型談論的保留工資，在缺乏失業者原有工資或受聘工資的情形下，保留工資的估計值確實在失業期間存活分析中不可被忽略，會顯著且正向影響失業者移轉到就業的機率。

在文獻探討的最後，本文將台灣過去中同時考量保留工資與失業期間的實證研究表列於表 6，並簡單說明其實證分析方法與結果。

表 6 台灣過去同時考量保留工資與失業期間的實證研究

文獻	林祖嘉(1991)	陶宏麟和李嘉宏(2006)	洪嘉瑜和羅德芬(2008)
研究對象	專上畢業生	非初次尋業者	非意願失業的勞工
研究目的	探討影響大專畢業生失業期間的因素	探討保留工資、勞工個人特性與失業期間之關聯	探討台灣失業保險制度對失業期間的影響
資料來源	1983 年至 1985 年中華經濟研究院「專上畢業生就業狀況調查」	1996 年至 2001 年主計處「人力資源暨運用調查」	2001 年勞委會「失業勞工追蹤調查」
方法	以希望待遇代替保留工資，並作為失業期間迴歸分析的解釋變數	以希望待遇代替保留工資，並將保留工資之估計值作為失業期間存活分析的解釋變數	以失業前薪資代替保留工資，並作為間斷時間機率模型的解釋變數
結果	希望待遇與失業期間的長度有反向關係	保留工資估計值的風險比例係數為正值	原有工資與再就業機率有正向關係
潛在問題	未考量希望待遇與失業期間的內生性問題，得到教育程度越高，失業期間越長的結論	將風險比例係數視為失業期間的變動方向，實際上仍未解決教育程度越高，失業期間越長的結論	保留工資與失業期間同時為再就業機率的解釋變數，無法探討保留工資與失業期間的關係

## 第三章 研究方法

### 第一節 選擇權評價模式

本節參考 Dixit & Pindyck(1994)的遞延選擇權來建構本文的選擇權評價模型，並且加入樂觀程度、不確定性等影響工作搜尋決策的因素來修改模型，最後說明如何以選擇權評價結果探討工作搜尋決策。

#### 一、建構工作搜尋的選擇權評價模型

假設失業者在時間 $t = 0$ 以前從事工資為 $w_0$ (以下稱為原有工資)的工作，但因為自願或非自願因素離開工作而成為失業者，並且從時間 $t = 0$ 開始搜尋新的工作。

失業者在搜尋工作的過程中，每一個工作機會的工資都是由廠商決定，失業者沒有議價能力，而且任何時間下，失業者均擁有以下有兩種選擇：(1)接受現有的工作機會並停止搜尋工作，移轉到就業；(2)拒絕接受現有的工作並繼續搜尋工作，維持失業的狀態。

根據以上的假設，若失業者在時間 $t = 0$ 得到一個工作機會，與原有工作有相同的工資 $w_0$ ，他可以選擇接受工作而獲得廠商願意支付的工資 $w_0$ ，也可以拒絕工作，使工資 $w_0$ 成為失業者在時間 $t = 0$ 的機會成本。失業者在拒絕接受工作的同時，對於未來繼續搜尋工作的成本有以下的預期：在未來接受工作之前，機會成本 $w_0$ 會隨著時間 $t$ 以個人薪資成長率 $\theta$ 和無風險報酬率 $r_f$ 成長，並且在失業期間內累積為工作搜尋成本 $I_t$ 。

另外，失業者認為未來廠商願付工資 $w$ 會服從某一隨機過程，從時間 $t = 0$ 開始， $w_0$ 會隨時間 $t$ 變動到 $w_t$ ，若失業者在時間 $t$ 接受工作，將可獲得當期廠商願付工資 $w_t$ ，在扣除當期的機會成本後，失業者即獲得當期淨利 $R_t$ 。假設失業者未來持續從事這份工作，則往後每一期均可獲得以 $\theta$ 及 $r_f$ 成長的淨利至退休時間 $T$ ，此



時，失業者預期繼續搜尋工作的報酬在未來時間 $t$ 的價值 $V_t$ ，為各期淨利按無風險利率折現的總和。

以連續時間為例，失業者對當期淨利 $R_t$ 、工作搜尋成本 $I_t$ 以及工作搜尋報酬 $V_t$ 的預期分別為：

$$E(R_t) = E(w_t) - w_0 e^{(\theta+r_f)t}$$

$$E(I_t) = \int_0^t w_0 e^{(\theta+r_f)s} ds$$

$$E(V_t) = \int_t^T E(R_s) e^{(\theta+r_f)(s-t)} \times e^{-r_f(s-t)} ds = \int_t^T E(R_s) e^{\theta(s-t)} ds$$

其中， $w_t$ 如前文所述，是根據失業者所認知的隨機過程變動，本文先假設所有失業者對於市場景氣有同質的預期，都能夠觀察到市場上工資的變化趨勢以及不穩定程度，並且認為工資會受到市場景氣的影響服從幾何布朗運動(geometric Brownian motion)，如下：

$$dw = \alpha w dt + \sigma w dz$$

$$z(t) \sim \text{Wiener process}$$

$$\Rightarrow w_t = w_0 e^{\sigma z(t) + (\alpha - \frac{1}{2}\sigma^2)t}$$

其中， $\alpha$ 為工資的平均變動率，代表市場上工資的變化趨勢； $\sigma$ 為工資的波動率，代表市場不穩定的程度。而除了市場景氣的影響外，本文在選擇權模型中假設失業者在工作搜尋的開始能夠得到市場上與自己職務相符的職缺數量與競爭者數量，並根據這個訊息預期工作機會出現的機率，當職缺數量相對競爭者數量增加時，失業者會認為自己在未來可以得到更多而且更好的工作機會。其中，工作機會的出現服從 Poisson 跳躍過程，假設跳躍的幅度為固定的常數，則前述的隨機

過程可以改寫如下：

$$dw = \alpha w dt + \sigma w dz + \phi w dq$$

$$q(t) \sim \text{Poisson process}(h), \phi > 0$$

$$\frac{dh}{dt} < 0, \frac{d^2h}{(dt)^2} > 0$$

在修正後的隨機過程中， $\phi$  為 Poisson 過程的跳躍幅度，代表失業者預期未來更好的工作機會出現時，廠商的願付工資會以  $\phi$  的幅度增加； $h$  為 Poisson 過程的參數，相當於失業者對未來工作機會出現機率的預期，與市場上職務相符的職缺數量與競爭者數量有關。

另外，再考慮失業者對工作搜尋報酬存在不確定性，本文假設失業者認為自己在搜尋工作的過程中，可能面臨某些特殊事件干擾其工作搜尋過程，造成自己無法充分地搜尋工作，或者在工作機會出現時無法順利取得工作，失業者因此無法確定未來廠商願付工資的隨機過程是否是如前文所述，只受市場景氣及工作機會出現的影響，並且認為自己所面對的工資變動不只包含幾何布朗運動及 Poisson 跳躍過程。參考 Nishimura & Ozaki(2004)對不確定性的定義，當失業者對於廠商的工資分配具有不確定性時，會存在  $\varepsilon$ -contamination，干擾失業者原先對工資的機率測度，如下：

$$\mathcal{P}_0 \equiv \{(1 - \varepsilon)P_0 + \varepsilon\mu \mid \mu \in \mathcal{M}\}$$

其中， $P_0$  為失業者原先對於廠商願付工資的機率測度； $\mathcal{M}$  為所有機率測度的集合； $\mu$  為干擾  $P_0$  的機率測度； $\varepsilon$  代表失業者的不確定性程度； $\mathcal{P}_0$  為不確定性加入之後的機率測度。

根據以上的定義，本文假設失業者對於未來廠商願付工資存在不確定性時，會認為自己未來接受工作所得到的工資，不完全服從原先所認為的幾何布朗運動

和 Poisson 跳躍過程。相對的，失業者會參雜另一個機率測度來預期廠商願付工資的變動，而且這個機率測度會改變工資分配原先的位置與形狀，本文簡單假設此機率測度為連續均勻分配，如下：

$$dw = \alpha w dt + \sigma w dz + \phi w dq - \xi w dt$$

$$\xi \sim U[0, \eta], 0 < \eta < \alpha + \phi h$$

其中， $\xi$ 產生自值域為 $[0, \eta]$ 的均勻分配， $\eta$ 即為失業者的不確定性程度。由於不確定性代表失業者可能無法充分地搜尋工作，或者在工作機會出現時無法順利取得工作，因此在隨機過程中，不確定性對於廠商願付工資的預期有負向影響。另外，本文假設不確定的程度必須低於前三項的平均變動率 $\alpha + \phi h$ ，代表失業者至少能夠確定在長期之下，廠商願付工資的水準不會低於原有工資 $w_0$ 。

總結失業者對工作搜尋成本和報酬的預期，失業者預期在未來時間 $t$ 接受工作的總價值相當於 $E(V_t - I_t)$ ，將此價值以失業者個人的時間偏好率 $\rho$ 折現，則失業者預期在未來時間 $t$ 接受工作的現值為 $E(V_t - I_t)e^{-\rho t}$ 。極大化失業者在未來時間 $t$ 接受工作的現值，即可得到繼續搜尋工作搜尋的價值 $\Omega_1$ ，如下：

$$\Omega_1 = \max[E(V_t - I_t)e^{-\rho t}]$$

相反的，若失業者在時間 $t = 0$ 接受工作機會，可以直接得到當期淨利 $R_0$ ，同樣往後每一期均可獲得以 $\theta$ 及 $r_f$ 成長的淨利至退休時間 $T$ 。此時，接受工作價值 $\Omega_0$ 、工作搜尋價值 $\Omega_1$ 以及選擇權價值 $\Phi$ 三者的關係如下：

$$\Omega_0 = \int_0^T R_0 e^{(\theta+r_f)s} \times e^{-r_f s} ds = \int_0^T R_0 e^{\theta s} ds$$

$$\Phi = \max[0, \Omega_0, \Omega_1]$$

其中，當 $\Phi = 0$ 代表失業者會退出勞動市場(即非勞動力<sup>2</sup>)； $\Phi = \Omega_0$ 代表決策者會在時間 $t = 0$ 接受工作，並停止搜尋工作； $\Phi = \Omega_1$ 代表失業者在時間 $t = 0$ 拒絕工作，並繼續搜尋工作。

當 $\Phi = \Omega_1$ 時，失業者在未來接受工作的最適時間 $t^*$ 為極大化工作搜尋價值的時間。另外，失業者對 $w_{t^*}$ 的預期，即為接受工作的最適工資 $w^*$ ，如下：

$$t^* = \Omega_1^{-1}(t)$$

$$w^* = E(w_{t^*})$$

相對的，當 $\Phi = \Omega_0$ 時，決策者不會繼續搜尋工作，因此 $t^* = 0$ ， $w^* = w_0$ 。

本文在模擬分析中，將 $t^*$ 簡稱為最適接受時間，並將 $w^*$ 簡稱為為最適接受工資。但必須強調的是，最適接受時間 $t^*$ 並非本文模型中的失業期間，舉例來說，當失業者在時間 $t = 0$ 的最適接受時間 $t^* = 1000$ ，只代表失業者會繼續搜尋工作，並不代表失業者決定在1000小時後會移轉到就業，若失業者在時間 $t = 1000$ 時，繼續搜尋工作的價值仍然大於接受工作的價值，失業者仍會繼續搜尋工作，直到未來某一時點的最適接受時間 $t^* = 0$ 為止，該時點才是失業者的失業期間。

最後，透過失業者是否繼續搜尋工作的模擬結果，可以推測失業者保留工資 $w^R$ 的範圍，如下：

$$w^R > w^* \text{ if } \Omega_0 > \Omega_1$$

$$w_0 < w^R \leq w^* \text{ if } \Omega_0 < \Omega_1$$

當 $\Omega_0 > \Omega_1$ 時，失業者不繼續搜尋工作，代表失業者的保留工資 $w^R$ 高於繼續搜

<sup>2</sup> 根據主計處的定義，非勞動力指在資料標準週內，年滿15歲不屬於勞動力之民間人口，包括因就學、料理家務、高齡、身心障礙、想工作而未找工作且隨時可以開始工作及其他原因等而未工作者。

尋工作的最適接受工資 $w^*$ 。相對的，當 $\Omega_0 < \Omega_1$ 時，失業者沒有接受工作而繼續搜尋工作，代表失業者的保留工資 $w^R$ 高於現有工作的工資 $w_0$ ，同時也代表失業者繼續搜尋工作的最適接受工資 $w^*$ 不低於保留工資 $w^R$ 。

## 二、模擬工作搜尋價值

前文以連續時間為例來建構選擇權模型，但為了方便設定與現實情境相近的模型參數，本文以間斷時間進行價值的模擬，而間斷與時間連續時間的選擇權模型並無實質上的差異，兩者均包含相同的參數。

本文在進行模擬時，均假設時間的最小單位為小時，失業者每天可以從事工作或搜尋工作 10 個小時，每年有 250 個工作天，並且假設失業期間到達 $t = 5000$ 時(約兩年)失業者會退出勞動市場，因此，每次模擬僅觀察時間 $t = 0$ 至 $t = 5000$ 的結果。除了時間的設定外，其他參數的初始值可以參考表 7 的說明。在表 7 的所有參數中，只有 $h$ 會隨著工作搜尋的過程改變，本文假設失業者具有學習能力，隨著工作搜尋的過程，失業者對工作機會出現機率的預期會隨著搜尋經驗遞減，學習速度為 $\psi$ ，如下：

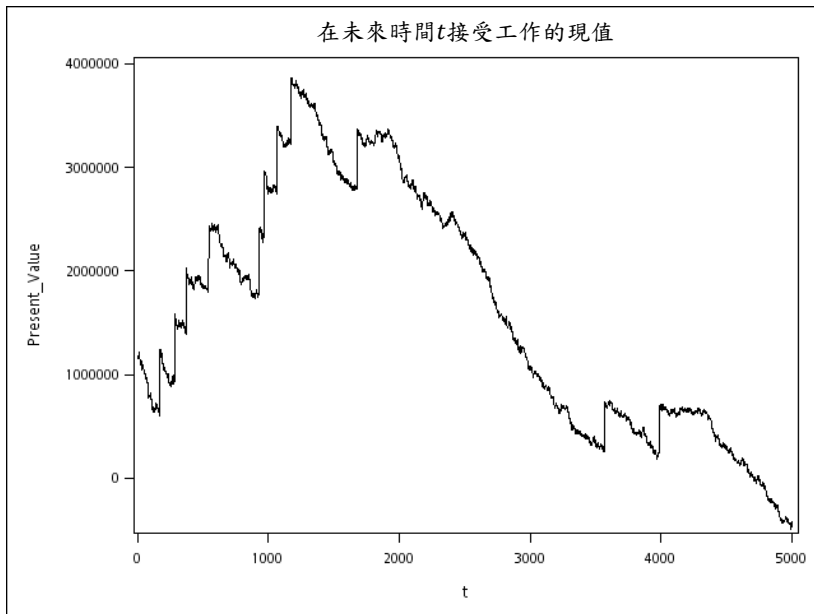
$$h(t) = h(t - 1) \times (1 - \psi)$$

本文按照表 7 的參數設定模擬兩次的工作搜尋價值作為範例，並以圖 1 和圖 2 呈現模擬結果，圖的橫軸為時間 $t$ ，縱軸為失業者在未來時間 $t$ 接受工作的現值，其最大值代表失業者在時間 $t = 0$ 的工作搜尋價值 $\Omega_1$ 。比較兩次模擬結果後可以清楚看到，圖 2 的極大值明顯高於圖 1 的極大值，顯示在時間 $t = 0$ 時，圖 2 的工作搜尋價值 $\Omega_1$ 高於圖 1。往後，本文在探討參數對工作搜尋價值的影響時，針對不同的參數設定，均會重複模擬工作搜尋價值 1000 次，再取其平均路徑作為同一組參數的模擬結果，相當於使用蒙地卡羅法(Monte Carlo Method)。

表 7 選擇權模型參數初始值

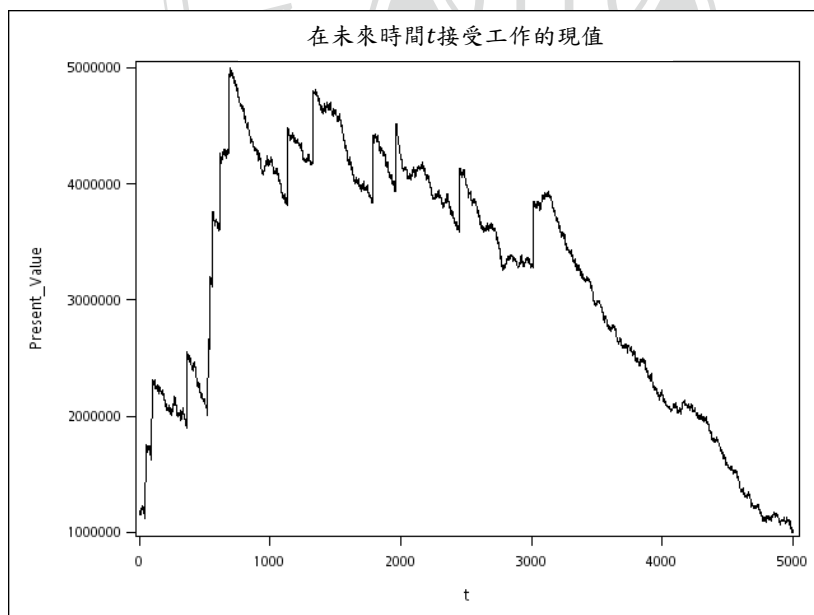
參數	參數意義	參數值	說明
$T$	退休時間	10,000	失業者預計在 40 年後退休，可以參與勞動 10,000 小時
$c_0$	第 0 期原有工作	200	失業者原有工作的時薪為 200 元
$w_0$	第 0 期願付工資	201	在第 0 期時，廠商願付時薪為 201 元
$\alpha$	工資平均變動率	0.001%	個別勞動市場中，廠商願付工資平均每小時變動 0.001%，換算一年約為 2.53%
$\sigma$	工資波動率	0.02%	個別勞動市場中，廠商願付工資的波動程度為 0.02%，換算一年約為 1%。若廠商願付工資平均每年變動 2.53%，則失業者預期一年後的工資變動率呈位置參數 2.53%，尺度參數 1% 的常態分配
$\phi$	跳躍幅度	1%	失業者預期下一個工作機會比前一個工作機會的工資多 1%
$r_f$	無風險利率	0.001%	每小時無風險利率為 0.001%，換算一年無風險利率約 2.53%
$\theta$	薪資成長率	0.0014%	失業者若接受工作，則每小時工資會因工作資歷而成長 0.0014%，換算一年約成長 3.56%，若無間斷工作 40 年，工資將成長為第 0 期的 4.06 倍
$\rho$	時間偏好率	0.01%	失業者對於就業有時間偏好，每小時的時間偏好率為 0.01%，換算一年後開始工作的工資價值只有現在的 77.88%
$h$	預期工作機會出現機率	0.001	在搜尋工作的開始，失業者認為比現有工作更好的工作機會每小時平均出現 0.001 次，一年平均出現 25 次
$\psi$	學習速度	0.1%	隨著時間，失業者的樂觀程度會比前一小時減少 0.1%，若失業者在搜尋工作的開始認為未來一年內有 25 次
$\eta$	不確定性程度	0.001%	每小時不確定的程度為 0.001%，考慮最差的狀況，廠商願付工資的可能在一年後意外的減少 2.53%





參數	設定值
$T$	10,000
$c_0$	200
$w_0$	201
$\alpha$	0.001%
$\sigma$	0.02%
$\phi$	1%
$r_f$	0.001%
$\theta$	0.0014%
$\rho$	0.01%
$h$	0.001
$\psi$	0.1%
$\eta$	0.001%

圖 1 工作搜尋價值模擬範例 I



參數	設定值
$T$	10,000
$c_0$	200
$w_0$	201
$\alpha$	0.001%
$\sigma$	0.02%
$\phi$	1%
$r_f$	0.001%
$\theta$	0.0014%
$\rho$	0.01%
$h$	0.001
$\psi$	0.1%
$\eta$	0.001%

圖 2 工作搜尋價值模擬範例 II

### 三、評價選擇權

產生失業者的工作搜尋價值  $\Omega_1$  之後，若再計算失業者接受工作的價值  $\Omega_0$ ，將可得到失業者在時間  $t = 0$  的選擇權價值  $\Phi$ 、保留工資  $w^R$  以及最適接受時間  $t^*$ 。而在選擇權模型的架構中，失業者在時間  $t = 5000$  之前的任何時間都會重新計算繼續搜尋工作的價值，並且決定是否繼續搜尋工作。因此，本文在往後的模擬分析中，除了模擬時間  $t = 0$  的選擇權價值，對於每一組參數設定，都會以遞延的方式模擬失業者在時間  $t = 5000$  前所有時間點的選擇權價值，並且表列其中 10 個時間點的模擬結果。

另外，雖然最適接受時間  $t^* = 0$  能夠反映失業者是否移轉到就業，但考慮失業期間存的活分析探討的對象是失業者移轉到就業的機率。本文在往後每一組參數設定的模擬中，並非以平均最適接受時間  $t^*$  呈現模擬結果，而是在 1000 次模擬中，統計最適接受時間  $t^* > 0$  的次數，計算每一個時間點失業者移轉到就業的機率  $\lambda$ ，取代最適接受時間  $t^*$ ，如表 8。

表 8 以兩種失業者作為範例，模擬結果包含不具學習能力與具學習能力的失業者。其中，具學習能力的失業者會隨著搜尋經驗降低對工作機會出現機率的預期，參數  $h$  會隨時間遞減；不具學習能力的失業者則始終擁有相同的預期， $h$  維持初始值的設定。從表 8 可以明顯看到，具有學習能力的失業者，在時間  $t = 3000$  的移轉機率  $\lambda = 100.0\%$ ，代表失業者在時間  $t = 3000$  之前即接受工作，不再繼續搜尋工作，相對的，不具學習能力的失業者在任何時間下的移轉機率  $\lambda = 0.0\%$ ，持續搜尋工作至時間  $t = 5000$ 。表 8 的模擬結果顯示具有學習能力的失業者隨著時間  $t$  的遞延，會向下修正保留工資，移轉到就業的機率較高，而且隨著時間  $t$  的遞延，擁有較短的失業期間，如同 Gonzalez & Shi(2010)提到的學習效果。



表 8 選擇權價值模擬範例

時間 $t$	決策變數	不具學習能力	具學習能力
		模擬次數=1000	模擬次數=1000
0	選擇權價值 $\Phi$	18202856.53	18150425.80
	保留工資 $w^R$	337.68	337.04
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%
500	選擇權價值 $\Phi$	17642423.13	7549725.60
	保留工資 $w^R$	340.18	276.61
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%
1000	選擇權價值 $\Phi$	16733827.96	2403314.15
	保留工資 $w^R$	341.68	240.38
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%
1500	選擇權價值 $\Phi$	15769211.77	608554.26
	保留工資 $w^R$	344.15	218.50
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	39.4%
2000	選擇權價值 $\Phi$	14332949.30	441928.77
	保留工資 $w^R$	345.69	210.15
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	85.6%
2500	選擇權價值 $\Phi$	12717103.29	651639.00
	保留工資 $w^R$	347.33	207.59
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	99.6%
3000	選擇權價值 $\Phi$	11251402.34	889234.65
	保留工資 $w^R$	351.47	206.81
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%
3500	選擇權價值 $\Phi$	8834005.65	1097680.97
	保留工資 $w^R$	352.53	206.37
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%
4000	選擇權價值 $\Phi$	6371517.46	1282164.97
	保留工資 $w^R$	355.03	206.19
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%
4500	選擇權價值 $\Phi$	3126653.49	1448377.52
	保留工資 $w^R$	356.27	206.22
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%

總結以上的範例說明，本文的選擇權評價模式有三個步驟，依序為：

(1) 設定參數值(如表 7)

(2) 模擬隨時間遞延的選擇權價值(如表 8)

(3) 進行選擇權評價

其中，選擇權評價的項目包含：選擇權價值 $\Phi$ 、保留工資 $w^R$ 的平均值以及移轉機率 $\lambda$ 。當移轉機率 $\lambda < 1$ 時，代表失業者可能會持續搜尋工作，其選擇權價值 $\Phi$ 為失業者繼續搜尋工作的價值。相反的，當移轉機率 $\lambda = 1$ 時，代表失業者不會繼續搜尋工作，其選擇權價值 $\Phi$ 為失業者接受現有工作的價值。



## 第二節 樣本及變數說明

本節先介紹人力運用調查與人力資源調查兩種調查資料的特性，再參考陶宏麟和李嘉宏(2006)，解釋如何透過串聯的方法取得樣本資料，並接著說明本文篩選樣本的標準及挑選變數的依據。

### 一、串聯台灣人力運用調查與人力資源調查

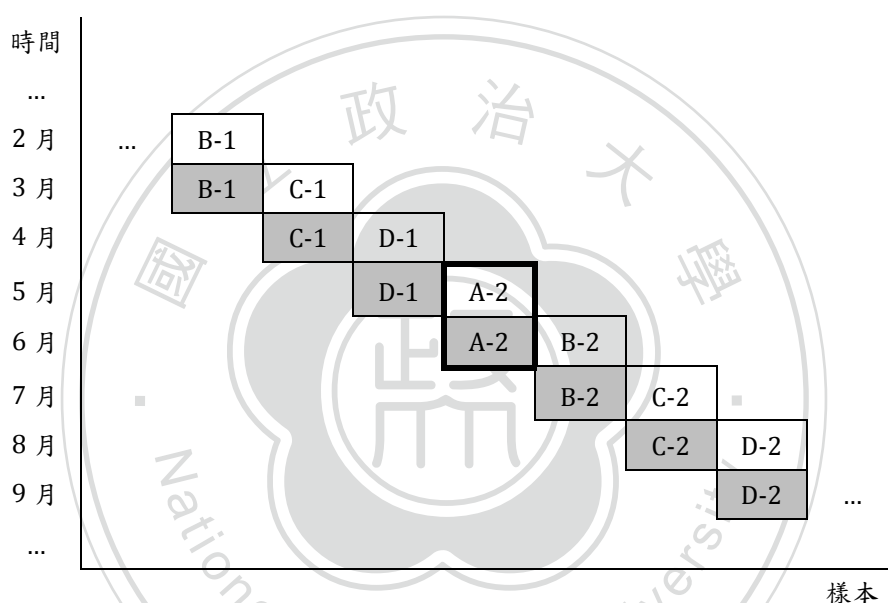


圖 3 人力資源調查的樣本與時間關係

根據主計處的說明，人力運用調查和人力資源調查的調查對象為：「居住於台灣地區(包括台灣省、台北市及高雄市)內之普通住戶與共同事業戶，其戶內年滿十五歲以上，自由從事經濟活動之本國籍民間人口，惟不包括武裝勞動力及監管人口。」，而人力運用調查與人力資源調查不同的地方在於：人力運用調查年資料在每年 5 月抽取樣本，除了調查受訪者的個人特質、工作狀況或失業狀況外，對於失業者的失業狀況有較深入的訪問，其中一個重要的問題為失業者的「希望待遇」；人力資源調查資料庫則在每年 1 到 12 月按照固定的抽樣方法調查受訪者的個人特質、工作狀況或失業狀況，但問卷不包含希望待遇的問題。其中，人力用運用調查實際上是和人力資源調查合併實施，所以人力運用

調查所抽取的樣本與人力資源調查在 5 月抽取的樣本相同。

圖 3 是本文根據主計處的樣本輪換方式所繪製的樣本與時間關係，以 2 月到 9 月為例，從圖中可以看出每個月的調查對象包含兩組樣本，而同一組樣本會在連續的兩個月重複被調查。根據這個規則，將每年 5 月的人力運用調查與 6 月的人力資源調查串聯，可以得到失業者在 5 月時填答的希望待遇，並且得知 6 月時該失業者是否繼續搜尋工作。本文仿照陶宏麟和李嘉宏(2006)的作法，將失業者在 5 月填答的希望待遇視為保留工資，並將 6 月所填答的持續搜尋工作星期數視為失業期間。

## 二、篩選樣本

在前文選擇權模型的假設中，所有失業者在時間 $t = 0$ 以前都曾經從事某一項工作，同樣的，本文實證研究的對象均為曾經就業的失業者(非初次尋職者)，而且失業者正在搜尋全職的工作。另外，針對失業者行業別，本文刪除了「農、林、漁、牧」及「公共行政及國防；強制性社會安全」兩種行業別的樣本，原因在於農林漁牧業的失業者多為季節性失業，後者則包含自國防單位退伍的工作搜尋者，兩者的工作搜尋決策無法與其他行業別一概而論。根據這些篩選條件，以下列出問卷上相對應的問題與不符合條件的回答或選項，依序為：

- (1) 你從前是否有過職業?(否)
- (2) 你想找個全日的工作，還是只想找個部份時間的工作?(部分時間)
- (3) 你的工作場所是什麼?主要產品或業務(農、林、漁、牧業、公共行政及國防；強制性社會安全)

本文串聯了2006年至2010年的資料供實證分析，按照上述的條件篩選樣本後，留下1990筆觀察資料，樣本結構如表9，其中508筆為完整的事件(event)，代表失業者已經移轉到就業，其餘的1482筆則為右設限(right censored)資料，占整個樣本的74.5%，代表失業者尚未移轉到就業。關於失業期間的計算方法，完整事件的失業期間是根據失業者在6月受訪的上一週是否開始工作來計算，若失業者上週已

開始工作，則將其5月的搜尋工作星期數加2作為失業期間；若失業者上週找到工作但未開始工作，則將5月的搜尋工作星期數加4作為失業期間。相對的，設限資料的失業期間則是由失業者在6月填答的搜尋工作星期數所決定。

表 9 樣本結構

樣本類別	未就業 (設限資料)			已就業 (完整事件資料)			已就業 比重
	樣本數	失業週數	希望待遇	樣本數	失業週數	希望待遇	
年度							
2006 年	203	28.82	29,690	50	29.86	30,900	19.8%
2007 年	269	27.66	28,593	85	32.58	30,868	24.0%
2008 年	255	27.55	28,988	96	29.85	29,214	27.4%
2009 年	444	30.19	27,748	166	30.17	27,152	27.2%
2010 年	311	32.01	28,827	111	30.47	28,858	26.3%
性別							
男性	560	28.55	25,589	190	27.85	25,425	25.3%
女性	922	30.03	30,440	318	32.16	30,985	25.6%
年齡							
15 至 24 歲	242	24.87	25,751	58	25.83	23,940	19.3%
25 至 44 歲	910	29.15	29,505	330	30.42	29,531	26.6%
45 至 64 歲	328	33.83	28,214	120	33.18	29,583	26.8%
65 歲以上	2	16.50	30,000	0	-	-	0.0%
教育程度							
國中及以下	408	32.58	25,816	129	35.25	26,208	24.0%
高中(職)	615	29.47	27,218	217	29.40	27,326	26.1%
大專及以上	459	26.71	32,950	162	28.35	33,169	26.1%
總計	1482	29.47	28,607	508	30.55	28,905	25.5%

另外，當失業者在5月填答的搜尋工作星期數大於99時，本文亦將其刪除，使得失業者在6月時的工作搜尋星期數均在104以下(約為兩年)，根據失業超過兩年不屬於勞動力的假設，刪除5月搜尋工作星期數大於99的失業者並不會產生樣本選擇性偏誤的問題。

### 三、挑選變數

從林祖嘉(1991)、陶宏麟和李嘉宏(2006)等實證研究中可以發現，分析保留工資和失業期間的解釋變數大致上包含時間、地區、人力資本、原有工作單位、搜尋動機、家庭經濟、積極程度等幾個主要因素。本文在挑選變數時，除了參考過去實證研究所使用解釋變數，也考量了本文選擇權模型的參數意義，挑選一部分的變數代理選擇權模型中的工資平均變動率 $\alpha$ 、工資波動率 $\sigma$ 、預期工作機會出現機率 $h$ 、學習速度 $\psi$ 及不確定性 $\eta$ ，本文將選擇權模型參數(表 7)與實證分析相對應的變數整理於表 10。其中，工資平均變動率 $\alpha$ 與工資波動率 $\sigma$ 的代理變數分別為主計處「平均經常性薪資指數」的平均變動率與波動率；預期工作機會出現機率 $h$ 的代理變數為公立就業服務中心的「求供倍數」；學習速度 $\psi$ 的代理變數為失業者單位時間內的搜尋方法數，即累計失業者的在工作搜尋過程中所使用的搜尋方法，再除以搜尋工作星期數；不確定性程度的代理變數則為家庭經濟因素，例如婚姻和經濟獨立代表失業者擁有較低的不確定性程度，未滿 15 歲子女則代表失業者擁有較高的不確定性程度。

有關薪資平均變動率與波動率的計算方法，本文先計算「平均經常性薪資指數」在每一個月的變動率，再計算各年度的月平均變動率以及月波動率作為薪資平均變動率與波動率，表 11 即為本文按照行業別區分為工業、服務業兩個部門後的計算結果。

表 10 選擇權模型參數與實證分析變數的關係

模型參數	解釋變數
工資平均變動率 $\alpha$	薪資指數平均變動率
工資波動率 $\sigma$	薪資指數波動率
預期工作機會出現機率 $h$	求供倍數
學習速度 $\psi$	單位時間搜尋方法數
不確定性程度 $\eta$	婚姻、未滿 15 歲子女、經濟獨立

表 11 薪資平均變動率及波動率

月份	2006 年		2007 年		2008 年		2009 年		2010 年	
	工業	服務業	工業	服務業	工業	服務業	工業	服務業	工業	服務業
1 月	0.44%	0.55%	0.72%	-0.03%	0.64%	0.31%	-2.02%	-1.27%	0.07%	-0.40%
2 月	-2.53%	-1.35%	-3.83%	-0.27%	-3.27%	-0.29%	0.91%	0.26%	-3.11%	-0.96%
3 月	2.80%	0.13%	3.63%	0.23%	3.13%	-0.70%	1.99%	0.52%	3.35%	0.19%
4 月	-0.29%	0.37%	-0.51%	0.24%	-0.14%	0.84%	0.30%	0.14%	-0.33%	0.93%
5 月	0.38%	0.05%	1.03%	-0.11%	0.57%	-0.56%	0.19%	-0.28%	0.48%	-0.22%
6 月	-0.36%	-0.09%	-1.19%	1.02%	-0.87%	-0.10%	0.48%	0.45%	-0.27%	0.35%
7 月	0.15%	-0.07%	0.26%	-0.16%	0.20%	-0.13%	0.08%	-0.21%	0.20%	-0.55%
8 月	0.71%	0.26%	0.11%	2.18%	0.42%	-0.32%	-0.36%	0.17%	0.24%	0.30%
9 月	-0.40%	0.64%	-0.71%	-0.99%	-0.48%	0.73%	0.62%	0.30%	-0.42%	0.38%
10 月	0.23%	-0.63%	1.55%	-0.58%	0.29%	-0.62%	0.72%	-0.03%	0.66%	0.26%
11 月	0.50%	0.09%	-0.18%	0.09%	-3.97%	-1.37%	-0.10%	-0.02%	-0.06%	-0.13%
12 月	0.38%	0.88%	0.33%	0.23%	-2.00%	0.38%	0.78%	1.60%	0.50%	1.03%
月平均變動率	0.09%	0.07%	0.10%	0.15%	-0.46%	-0.15%	0.30%	0.14%	0.11%	0.10%
月波動率	1.20%	0.59%	1.76%	0.80%	1.90%	0.64%	0.94%	0.66%	1.42%	0.58%

資料來源：本文按主計處「平均經常性薪資指數」自行計算

另外，表 12 是針對本文在實證分析中所使用的變數以及各變數在問卷上相對應的問題所作的說明，表 13 為表 12 中所有變數的敘述統計。除了選擇權模型參數的代理變數之外，其他如性別、年齡、教育年數、人口密度、大規模廠商、不滿意原有工作等，在本文的實證分析中為控制其他個人特質差異的解釋變數，同時也是過去文獻常使用的解釋變數。



表 12 變數說明

變數名稱	對應問題	說明
性別	性別	失業者為男性設定為 1，女性設定為 0
年齡	足歲年齡	將失業者在 5 月填答的年齡設定為變數值
教育年數	教育程度	失業者教育程度為不識字者設定為 1 年，國小畢業或自修者設定為 6 年，國中畢業者設定為 9 年，高中或高職畢業者設定為 12 年，五專畢業者設定為 14 年，大學畢業者設定為 16 年，碩士畢業者設定為 18 年，博士畢業者設定為 23 年
人口密度	縣市代號	按照主計處 2010 年「統計地區分類標準」的區域分類及聚居地分類設定各地區聚居地人口密，單位為千人每平方公里
大規模廠商	從業員工人數	失業者原工作場所之從業員工人數達 100 人以上設定為 1，未滿 100 人設定為 0
不滿意原有工作	你離開上次工作的主要原因是什麼	若填答「對原有工作不滿意」則設定為 1，填答其他選項則設定為 0
薪資平均變動率	主要產品或業務	按照主計處 2011 年「行業分類標準」區分為工業部門及服務業部門，配對其受訪年度的「平均經常性薪資指數」月平均變動率
薪資波動率	主要產品或業務	按照主計處 2011 年「行業分類標準」區分為工業部門及服務業部門，配對其受訪年度的「平均經常性薪資指數」月波動率
求供倍數	希望工作的職業名稱	求供倍數為公立就業服務中心廠商新登記的求才數除以工作搜尋者新登記的求職數，本文先將失業者希望從事的職業名稱區分為 9 個層級的職務類別，如表 1，再按照不同的職業類別配對其受訪年度的求供倍數
單位時間搜尋方法數	你用什麼方法找尋工作(複選)	累計失業者搜尋工作的方法數再除以工作搜尋星期數，搜尋方法包含「託親友師長介紹」、「向私立就業服務機構求職」、「應徵廣告、招貼」、「向公立就業服務機構求職」、「參加政府考試分發」6 種
婚姻	婚姻狀況	有配偶(含與人同居)設定為 1，未婚、離婚、分居、配偶死亡設定為 0
經濟獨立	你在找尋工作期間主要靠什麼生活	失業者靠原有儲蓄者設定為 1，靠家庭支出、靠資助費、退休金、借債、失業給付或其他政府失業補助津貼者設定為 0
未滿 15 歲子女	未滿 15 歲之子女__人	以失業者在 5 月人力運用調查填答的子女數為主



表 13 敘述統計

變數名稱	樣本數	平均值	標準差	極小值	極大值
性別	1990	0.62	0.48	0.00	1.00
年齡(年)	1990	35.38	10.62	16.00	65.00
教育年數(年)	1990	11.98	2.94	1.00	23.00
人口密度(千人/平方公里)	1990	2.66	1.28	0.17	4.21
大規模廠商	1990	0.15	0.35	0.00	1.00
不滿意原有工作	1990	0.35	0.48	0.00	1.00
薪資平均變動率(%)	1990	0.87	2.28	-5.47	3.60
薪資波動率(%)	1990	3.40	1.52	2.01	6.59
求供倍數(新登記求才數/新登記求職數)	1990	0.93	0.38	0.36	1.78
單位時間搜尋方法數(方法數/週)	1990	0.11	0.09	0.01	0.80
婚姻	1990	0.33	0.47	0.00	1.00
經濟獨立	1990	0.55	0.50	0.00	1.00
未滿 15 歲子女(人)	1990	0.07	0.37	0.00	4.00
失業期間(週)	1990	29.75	21.64	5.00	101.00

### 第三節 實證分析方法

本文參考陶宏麟和李嘉宏(2006)的研究方法，以兩個階段進行實證分析，第一階段為保留工資的線性估計，第二階段為失業期間存活分析。本節主要說明如何應用第二節提及的樣本與變數探討台灣失業者的工作搜尋決策，並簡單利用本文的選擇權模型解釋保留工資與失業期間存活分析的內生性關係。

#### 一、保留工資的線性估計

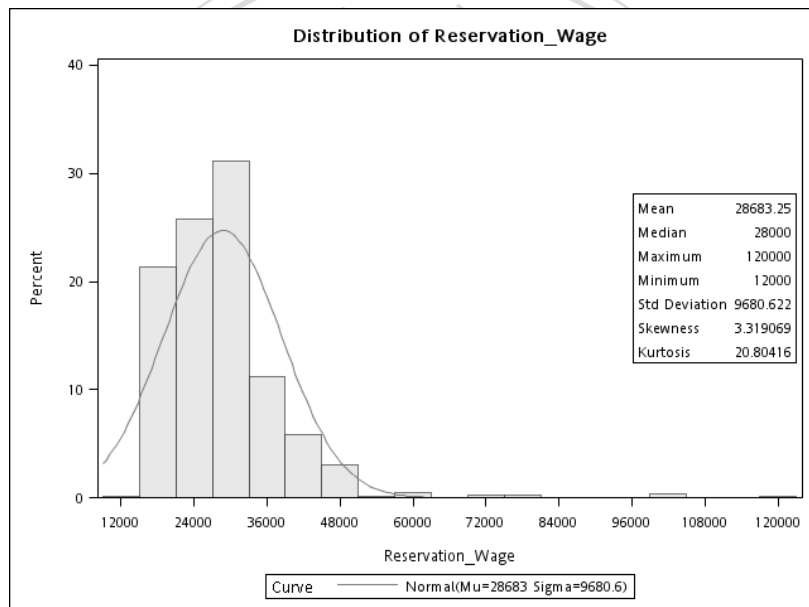


圖 4 樣本保留工資分配圖

陶宏麟和李嘉宏(2006)提到，探討失業期間時不應忽略保留工資的影響，但保留工資與失業期間存在內生關係，保留工資的原始值並不適合作為第二階段存活分析的解釋變數，應由保留工資的估計值作為工具變數才能進一步探討保留工資與失業期間的關係。然而，陶宏麟和李嘉宏(2006)並無清楚說明其估計保留工資的方法，亦無留意保留工資分配的特性。實際上，橫斷面資料的保留工資分配通常存在右偏的現象而非常態分配，從圖 4 可以看到本文的樣本同樣擁有這個特性，在多數的實證研究中，例如 Prasad(2003)，皆以保留工資的對數值作為保留工資估計式的被解釋變數。

另外，就選擇權模型而言，模型參數所影響的是保留工資對數值，而非保留工資的原始值，如下：

$$\ln(w^*) = \ln(w_0) + \omega(t^*, \alpha, \sigma, h, \eta)$$

$$w^R \leq w^* \text{ if } \Omega_0 < \Omega_1$$

$$\Rightarrow \ln(w^R) < \ln(w_0) + \omega(t^*, \alpha, \sigma, h, \eta) \text{ if } \Omega_0 < \Omega_1$$

其中， $\omega$ 為失業者預期未來廠商願付工資變動率的函數，其參數包含本文選擇權模型中各種失業者主觀認知的影響因素，當失業者仍繼續搜尋工作時，這些參數與保留工資對數值的上界有關。

根據以上的說明，本文以保留工資的對數值 $\ln(w^R)$ 作為線性估計式的被解釋變數，並且將表 12 中所有的變數作為解釋變數，完整的線性估計式如下：

$$\ln(w_i^R) = \beta_0 + X_i^{R'} \beta_1 + \beta_2 \alpha_i + \beta_3 \sigma_i + \beta_4 h_i + \beta_5 \psi_i + \beta_6 \text{Duration}_i + \varepsilon_i$$

其中， $X_i^{R'}$ 個人特質，包含性別、年齡、教育年數； $w_i^R$ 為第 $i$ 個失業者的保留工資； $\alpha_i$ 為薪資平均變動率； $\sigma_i$ 為薪資波動率； $h_i$ 為求供倍數； $\psi_i$ 為單位時間搜尋方法數； $\text{Duration}_i$ 為搜尋工作星期數，即目前經歷的失業期間； $\varepsilon_i$ 為服從常態分配的誤差項，變異數為 $\sigma_\varepsilon^2$ 。

最後，本文利用最大概似估計法(maximum likelihood method)得到參數 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 、 $\beta_5$ 、 $\beta_6$ 的估計值，並計算保留工資對數估計值 $\ln(\widehat{w}_i^R)$ 如下：

$$\ln(\widehat{w}_i^R) = \widehat{\beta}_0 + X_i^{R'} \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 \alpha_i + \widehat{\beta}_3 \sigma_i + \widehat{\beta}_4 h_i + \widehat{\beta}_5 \psi_i + \widehat{\beta}_6 \text{Duration}_i + \varepsilon_i$$

## 二、失業期間的存活分析

在選擇權模型中，失業者接受工作的最適工資 $w^*$ 是經由極大化工作搜尋價值 $\Omega_1$ 得到，其中， $w^*$ 與保留工資 $w^R$ 的上界有關， $\Omega_1$ 與失業者移轉到就業的機率有關，若要利用保留工資來解釋移轉機率，必須考慮到兩者的內生性問題，本文仿照陶宏麟和李嘉宏(2006)的做法，將保留工資對數值 $\ln(w^R)$ 的估計值 $\ln(\widehat{w}_i^R)$ 作為失業期間存活分析的解釋變數，取代 $\ln(w^R)$ ，以滿足第二階段的正交條件(orthogonal condition)。

考慮保留工資與移轉機率的內生性問題後，失業期間存活分析的比例風險模型(proportional hazards model)如下：

$$\lambda_i(t) = \lambda(t, \ln(\widehat{w}_i^R), \alpha_i, \sigma_i, h_i, X_i^D, \psi_i) = \lambda_0(t) \cdot e^{\ln(\widehat{w}_i^R)\gamma_1 + X_i^{D'}\widehat{\gamma}_2 + \widehat{\gamma}_3\alpha_i + \widehat{\gamma}_4\sigma_i + \widehat{\gamma}_5h_i + \widehat{\gamma}_6\psi_i}$$

$$e^{\ln(\widehat{w}_i^R)\gamma_1 + X_i^{D'}\widehat{\gamma}_2 + \widehat{\gamma}_3\alpha_i + \widehat{\gamma}_4\sigma_i + \widehat{\gamma}_5h_i + \widehat{\gamma}_6\psi_i} = \frac{\lambda_i(t)}{\lambda_0(t)} = \text{hazard ratio}(t)$$

其中， $\lambda_i$ 為模型中的轉機率(hazard rate)，代表第 $i$ 個失業者移轉到就業機率； $X_i^D$ 為個人特質。

為了避免線性重合的問題， $X_i^D$ 與保留工資估計式中的個人特質 $X_i^R$ 並不完全相同， $X_i^D$ 所包含的個人特質必須少於 $X_i^R$ 。因此，本文決定在第二階段的失業期間存活分析除去與原有工作有關的變數，使 $X_i^D$ 相較於 $X_i^R$ 缺少大規模廠商和不滿意原有工作兩個虛擬變數。

關於比例風險模型的估計方法，本文是以統計軟體 SAS 9.2 的 PHREG Procedure 進行參數估計，該比例風險模型以 Cox(1972)提出的模型為基礎，但是利用無母數方法估計基線轉機率(baseline hazard rate)，即 $\lambda_0(t)$ ，使原始的比例風險模型成為一個半參數模型(semi-parametric model)，因此不須假設失業期間的分配即可進行估計。

在上述的比例風險模型中，除了可以透過估計得到失業者移轉到就業的機率

外，也可以透過移轉機率推算出失業者繼續搜尋工作的機率 $S_i(t)$ ，即比例風險模型中的存活機率(survival rate)如下：

$$\begin{aligned}\lambda_i(t) &= \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{P[t < y_i \leq t + \delta | y_i > t]}{\delta} \\ &= \frac{\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{P[y_i \leq t + \delta] - P[y_i \leq t]}{\delta}}{P[y_i > t]} \\ &= \frac{F'(t)}{1 - F(t)}\end{aligned}$$

$$= \frac{-S_i'(t)}{S_i(t)}$$

$$= -\frac{d \log(S_i(t))}{dt}$$

$$\Rightarrow -\int_0^t \lambda_i(s) ds = \log(S_i(t))$$

$$\Rightarrow S_i(t) = e^{-\int_0^t \lambda_i(s) ds}$$

$$\Rightarrow S_i(t) = S(t, \ln(\widehat{w}_i^R), \text{year}, X_i^D) = S_0(t) e^{\ln(\widehat{w}_i^R) \gamma_1 + X_i^D \gamma_2 + \widehat{r}_3 \alpha_i + \widehat{r}_4 \sigma_i + \widehat{r}_5 h_i + \widehat{r}_6 \psi_i}$$

## 第四章 選擇權價值模擬

### 第一節 市場景氣的影響

本節按照表 7 的參數初始值設定，調整薪資的平均變動率 $\alpha$ 及波動率 $\sigma$ ，模擬市場景氣改變時對選擇權價值的影響，模擬結果如表 14 及表 15，其中表 14 僅調整薪資平均變動率參數，表 15 則同時調整薪資平均變動率及波動率參數。

在表 14 中，平均變動率 $\alpha$ 的調整區間為 $-0.001\%$ 至 $0.002\%$ ，換算一年約在 $-2.47\%$ 至 $5.13\%$ 之間，調整間隔為 $\alpha$ 逐次增加 $0.001\%$ ， $\alpha$ 的增加代表市場景氣的好轉。從模擬結果可以看到，在同一時間下，隨著平均變動率 $\alpha$ 的增加，失業者的選擇權價值 $\Phi$ 、保留工資 $w^R$ 均會隨之增加，但移轉機率 $\lambda$ 會降低，而隨著時間 $t$ 的遞延，平均變動率的增加會使失業者的失業期間增長。

實際上，景氣的下滑除了反映在薪資的平均變動率，還可能造成薪資波動率的上升，表 15 即模擬薪資平均變動率在 $-0.001\%$ 及 $0.001\%$ 時，薪資波動率對選擇權價值的影響，而波動率 $\sigma$ 調整的區間為 $0.02\%$ 及 $0.08\%$ ，換算一年約為 $1\%$ 及 $4\%$ 。從模擬結果可以看到，無論景氣好壞，波動率對保留工資 $w^R$ 的影響並不明顯，但會降低移轉機率 $\lambda$ ，而且隨著時間 $t$ 的遞延，波動率的增加會使失業者的失業期間延長。

在實證分析中，本文按照失業者原工作單位的部門(工業或服務業)和受訪的年度，計算其經常性薪資指數的月平均變動率及波動率，代理選擇權模型的工資平均變動率 $\alpha$ 及波動率 $\sigma$ 。根據表 14 及表 15 的模擬結果，本文預測經常性薪資的月平均變動率及波動率均與失業者的保留工資有正向關係，與失業者移轉到就業的機率有負向關係。其中，波動率對移轉機率的影響，與 Miao & Wang(2011)的看法一致。



表 14 工資平均變動率對工作搜尋決策的影響

時間 $t$	決策變數	$\alpha = -0.001\%$	$\alpha = 0.000\%$	$\alpha = 0.001\%$	$\alpha = 0.002\%$
		模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000
0	選擇權價值 $\Phi$	12902729.45	15446063.21	18150425.80	21322371.17
	保留工資 $w^R$	305.23	320.33	337.04	356.09
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
500	選擇權價值 $\Phi$	3549973.55	5394683.62	7549725.60	9717236.87
	保留工資 $w^R$	244.49	260.59	276.61	291.18
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1000	選擇權價值 $\Phi$	702718.75	1354581.73	2403314.15	3969047.31
	保留工資 $w^R$	212.79	225.59	240.38	256.13
	移轉機率 $\lambda$	41.1%	14.5%	0.0%	0.0%
1500	選擇權價值 $\Phi$	626463.70	486711.80	608554.26	1398620.89
	保留工資 $w^R$	203.36	208.83	218.50	234.49
	移轉機率 $\lambda$	90.4%	76.3%	39.4%	8.0%
2000	選擇權價值 $\Phi$	992908.18	695987.51	441928.77	402569.82
	保留工資 $w^R$	199.37	204.00	210.15	220.62
	移轉機率 $\lambda$	99.7%	98.7%	85.6%	48.4%
2500	選擇權價值 $\Phi$	1352635.59	1011343.66	651639.00	318171.06
	保留工資 $w^R$	196.25	201.83	207.59	214.74
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	99.8%	99.6%	89.8%
3000	選擇權價值 $\Phi$	1668708.93	1291988.79	889234.65	464381.73
	保留工資 $w^R$	193.41	199.99	206.81	214.01
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	98.6%
3500	選擇權價值 $\Phi$	1947588.54	1539398.83	1097680.97	620767.52
	保留工資 $w^R$	190.88	198.47	206.37	214.59
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	99.9%
4000	選擇權價值 $\Phi$	2196173.63	1760029.31	1282164.97	759790.42
	保留工資 $w^R$	188.63	197.21	206.19	215.57
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
4500	選擇權價值 $\Phi$	2420672.67	1959800.14	1448377.52	882575.09
	保留工資 $w^R$	186.60	196.17	206.22	216.80
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

表 15 工資波動率對工作搜尋決策的影響

時間 $t$	決策變數	$\alpha = -0.001\%$	$\alpha = -0.001\%$	$\alpha = 0.001\%$	$\alpha = 0.001\%$
		$\sigma = 0.02\%$	$\sigma = 0.08\%$	$\sigma = 0.02\%$	$\sigma = 0.08\%$
		模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000
0	選擇權價值 $\Phi$	12902729.45	13334122.61	18150425.80	18744839.35
	保留工資 $w^R$	305.23	304.89	337.04	338.79
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
500	選擇權價值 $\Phi$	3549973.55	4393325.76	7549725.60	8160194.13
	保留工資 $w^R$	244.49	246.22	276.61	276.56
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1000	選擇權價值 $\Phi$	702718.75	1509114.50	2403314.15	3386302.47
	保留工資 $w^R$	212.79	219.49	240.38	242.87
	移轉機率 $\lambda$	41.1%	22.0%	0.0%	0.0%
1500	選擇權價值 $\Phi$	626463.70	934895.89	608554.26	1586406.43
	保留工資 $w^R$	203.36	207.90	218.50	226.09
	移轉機率 $\lambda$	90.4%	63.0%	39.4%	18.8%
2000	選擇權價值 $\Phi$	992908.18	1039975.94	441928.77	929850.53
	保留工資 $w^R$	199.37	200.66	210.15	216.69
	移轉機率 $\lambda$	99.7%	91.7%	85.6%	47.6%
2500	選擇權價值 $\Phi$	1352635.59	1349776.36	651639.00	864314.26
	保留工資 $w^R$	196.25	196.67	207.59	211.97
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	98.0%	99.6%	71.9%
3000	選擇權價值 $\Phi$	1668708.93	1659751.96	889234.65	972943.50
	保留工資 $w^R$	193.41	193.67	206.81	208.99
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	99.6%	100.0%	88.0%
3500	選擇權價值 $\Phi$	1947588.54	1936640.59	1097680.97	1124906.31
	保留工資 $w^R$	190.88	191.14	206.37	207.69
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	99.8%	100.0%	93.1%
4000	選擇權價值 $\Phi$	2196173.63	2184036.27	1282164.97	1277322.86
	保留工資 $w^R$	188.63	188.90	206.19	206.80
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	97.7%
4500	選擇權價值 $\Phi$	2420672.67	2407547.11	1448377.52	1433168.66
	保留工資 $w^R$	186.60	186.88	206.22	206.58
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	99.6%

## 第二節 工作機會的影響

本節按照表 7 的參數初始值設定，模擬未來工作機會出現率機率改變時對選擇權價值的影響，模擬結果如表 16 及表 17，其中，表 16 僅調整 $h$ 的初始值，表 17 則調整失業者的學習速度，即 $h$ 隨工作搜尋過程遞減的速度。

在表 16 中，機率 $h$ 的調整區間為0.00至0.03，調整間隔為 $h$ 逐次增加0.01，代表失業者在搜尋工作的開始，預期未來一年內分別可以得到 0 次、25 次、50 次、75 次比現有工作更好的工作機會，而每個工作機會的工資會較前一個工作機會多出 1%。從模擬結果可以看到，在同一時間下， $h$ 的增加會造成保留工資 $w^R$ 增加，並使移轉機率 $\lambda$ 降低，而隨著時間 $t$ 的遞延，對工作機會出現機率有較高預期的失業者會有較長的失業期間。如同 Böheim, Horvath, & Winter-Ebmer(2011)的研究發現，樂觀程度越高的失業者，擁有較高的保留工資，且移轉到就業市場的機率較低。

另外，除了失業者在期初對工作機會出現機率的預期會影響工作搜尋決策外， $h$ 的遞減速度也是影響工作搜尋決策的因素之一，表 17 即模擬學習速度 $\psi$ 改變時對選擇權價值的影響。其中，學習速度 $\psi$ 的調整區間為0.0%至0.3%，調整間隔為 $\psi$ 逐次增加0.1%。從表中可以看到，不同學習速度的失業者在工作搜尋的開始，擁有相近的選擇權價值 $\Phi$ 、保留工資 $w^R$ 以及移轉機率 $\lambda$ ，但隨著時間遞延，學習速度較快的失業者，保留工資 $w^R$ 的遞減速度也較快，移轉機率 $\lambda$ 相對較高，並且擁有較短的失業期間。

在實證分析中，本文按照失業者的欲從事的職務類別和受訪年度，以求供倍數代理失業者對未來工作機會出現機率的預期，再以失業者在單位時間內使用的搜尋方法數衡量失業者的學習速度。根據表 16 及表 17 的模擬結果，本文預測未來的求供倍數對失業者的保留工資有正向影響，對移轉機率有負向影響。相對的，單位時間內的方法數則對保留工資有負向影響，對移轉機率有正向影響。

表 16 未來工作機會出現機率對工作搜尋決策的影響

時間 $t$	決策變數	$h = 0.00$	$h = 0.01$	$h = 0.02$	$h = 0.03$
		模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000
0	選擇權價值 $\Phi$	167545.19	18150425.80	57041035.23	119720728.00
	保留工資 $w^R$	200.06	337.04	563.64	927.58
	移轉機率 $\lambda$	99.7%	0.0%	0.0%	0.0%
500	選擇權價值 $\Phi$	330892.18	7549725.60	24360853.37	47964265.15
	保留工資 $w^R$	200.60	276.61	380.56	519.72
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1000	選擇權價值 $\Phi$	490607.11	2403314.15	9732005.77	19943174.70
	保留工資 $w^R$	201.16	240.38	296.85	361.63
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1500	選擇權價值 $\Phi$	646589.58	608554.26	3469332.29	7728833.31
	保留工資 $w^R$	201.71	218.50	254.75	288.56
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	39.4%	0.0%	0.0%
2000	選擇權價值 $\Phi$	798904.56	441928.77	848366.01	2283504.56
	保留工資 $w^R$	202.27	210.15	228.09	248.75
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	85.6%	27.0%	0.0%
2500	選擇權價值 $\Phi$	947616.02	651639.00	433611.98	545740.44
	保留工資 $w^R$	202.83	207.59	214.70	225.90
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	99.6%	82.4%	42.4%
3000	選擇權價值 $\Phi$	1092786.90	889234.65	681463.71	512442.21
	保留工資 $w^R$	203.39	206.81	210.40	215.11
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	98.9%	90.2%
3500	選擇權價值 $\Phi$	1234479.23	1097680.97	957659.65	814972.85
	保留工資 $w^R$	203.95	206.37	208.81	211.31
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	99.7%
4000	選擇權價值 $\Phi$	1372754.01	1282164.97	1190089.18	1096509.03
	保留工資 $w^R$	204.52	206.19	207.87	209.57
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
4500	選擇權價值 $\Phi$	1507671.35	1448377.52	1388415.85	1327780.96
	保留工資 $w^R$	205.08	206.22	207.37	208.52
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

表 17 學習速度對工作搜尋決策的影響

時間 $t$	決策變數	$\psi = 0.0\%$	$\psi = 0.1\%$	$\psi = 0.2\%$	$\psi = 0.3\%$
		模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000
0	選擇權價值 $\Phi$	18202856.53	18150425.80	18296782.44	18133483.75
	保留工資 $w^R$	337.68	337.04	338.12	336.94
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
500	選擇權價值 $\Phi$	17642423.13	7549725.60	2497601.83	786838.64
	保留工資 $w^R$	340.18	276.61	236.66	214.85
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	26.8%
1000	選擇權價值 $\Phi$	16733827.96	2403314.15	359133.77	402207.43
	保留工資 $w^R$	341.68	240.38	206.78	202.44
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	70.5%	97.6%
1500	選擇權價值 $\Phi$	15769211.77	608554.26	526111.02	619120.22
	保留工資 $w^R$	344.15	218.50	203.50	202.09
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	39.4%	98.8%	100.0%
2000	選擇權價值 $\Phi$	14332949.30	441928.77	743437.57	791461.16
	保留工資 $w^R$	345.69	210.15	203.10	202.38
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	85.6%	100.0%	100.0%
2500	選擇權價值 $\Phi$	12717103.29	651639.00	923822.68	945678.41
	保留工資 $w^R$	347.33	207.59	203.21	202.86
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	99.6%	100.0%	100.0%
3000	選擇權價值 $\Phi$	11251402.34	889234.65	1082854.76	1092296.50
	保留工資 $w^R$	351.47	206.81	203.56	203.40
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%	100.0%	100.0%
3500	選擇權價值 $\Phi$	8834005.65	1097680.97	1230416.37	1234357.65
	保留工資 $w^R$	352.53	206.37	204.03	203.96
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%	100.0%	100.0%
4000	選擇權價值 $\Phi$	6371517.46	1282164.97	1371117.94	1372724.35
	保留工資 $w^R$	355.03	206.19	204.55	204.52
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%	100.0%	100.0%
4500	選擇權價值 $\Phi$	3126653.49	1448377.52	1507020.72	1507664.20
	保留工資 $w^R$	356.27	206.22	205.10	205.08
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	100.0%	100.0%	100.0%

### 第三節 不確定性的影響

本節按照表 7 的參數初始值設定，調整失業者的不確定性程度 $\eta$ ，模擬失業者對工作搜尋報酬的不確定性程度改變時對選擇權價值的影響，模擬結果如表 18。

在表 18 中，失業者不確定性程度 $\eta$ 的調整區間為 0.000% 至 0.003%，若考慮最差的狀況，失業者在一年後移轉到就業的薪資為原本預期的 100.00% 至 92.77% 之間，調整間隔為 $\eta$ 逐次增加 0.001%，代表失業者認為工作搜尋報酬意外下降的可能性增加。從模擬結果可以看到，在同一時間下，不確定性程度的增加會使失業者的保留工資 $w^R$ 降低，並且使移轉機率 $\lambda$ 增加，而隨著時間 $t$ 的遞延，不確定性程度較高的失業者會有較短的失業期間。

根據表 18 的模擬結果，可以解釋洪嘉瑜和羅德芬(2008)探討失業保險對於再就業機率的「到期日效果」，因為失業補助會降低失業者在工作搜尋過程中的不確定性程度，所以在補助期間，失業者移轉到就業的機率較低，直到失業補助結束後，失業者的不確定性程度會突然增加，移轉到就業的機率也隨之增加。而本文認為除了政府單位的失業補助外，其他經濟來源如親友協助或家人扶養等，均會存在到期日效果，但礙於本文的實證分析資料非追蹤資料，無法了解各種經濟來源潛在的到期日，不能進一步分析到期日效果和不確定性的關係。因此本文在實證分析中，經濟來源相關的虛擬變數是根據失業者是否經濟獨立，即考慮個人財富效果而設定，並非以不同的經濟來源設定虛擬變數。其中，個人財富效果會降低失業者在工作搜尋過程中的不確定性，造成失業者擁有較高的保留工資，移轉到就業的機率較低，如同 Bloemen & Stancanelli(2001)的實證研究結果。另外，本文也利用不確定性來解釋其他家庭經濟因素，例如子女數較多的失業者，在工作搜尋的過程中必須扶養子女，無法充分地搜尋工作，不確定性程度較高。相反的，已婚的失業者則因為伴侶的存在，不確定性程度較低。根據表 18 的模擬結果，本文預測經濟獨立和婚姻對失業者的保留工資有正向影響，對移轉機率有負向影響。相對的，子女數對保留工資有負向影響，對移轉機率有正向影響。



表 18 模擬不確定性程度對工作搜尋決策的影響

時間 $t$	決策變數	$\eta = 0.000\%$	$\eta = 0.001\%$	$\eta = 0.002\%$	$\eta = 0.003\%$
		模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000	模擬次數=1000
0	選擇權價值 $\Phi$	19711377.32	18150425.80	16813083.06	15400446.45
	保留工資 $w^R$	346.23	337.04	329.30	320.06
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
500	選擇權價值 $\Phi$	8509170.79	7549725.60	6437547.65	5372485.08
	保留工資 $w^R$	283.96	276.61	268.45	260.50
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1000	選擇權價值 $\Phi$	3099857.80	2403314.15	1817205.78	1318664.66
	保留工資 $w^R$	247.39	240.38	233.13	224.86
	移轉機率 $\lambda$	0.0%	0.0%	7.0%	15.6%
1500	選擇權價值 $\Phi$	897407.04	608554.26	507621.38	498909.66
	保留工資 $w^R$	226.17	218.50	213.44	209.12
	移轉機率 $\lambda$	21.8%	39.4%	55.8%	73.6%
2000	選擇權價值 $\Phi$	372267.44	441928.77	554678.74	701057.75
	保留工資 $w^R$	214.36	210.15	206.66	204.15
	移轉機率 $\lambda$	73.4%	85.6%	95.4%	97.0%
2500	選擇權價值 $\Phi$	482262.99	651639.00	834543.10	1011645.53
	保留工資 $w^R$	210.97	207.59	204.70	201.83
	移轉機率 $\lambda$	95.6%	99.4%	99.6%	100.0%
3000	選擇權價值 $\Phi$	678961.29	889234.65	1093945.21	1291988.79
	保留工資 $w^R$	210.35	206.81	203.37	199.99
	移轉機率 $\lambda$	99.5%	100.0%	100.0%	100.0%
3500	選擇權價值 $\Phi$	863643.85	1097680.97	1322850.44	1539398.83
	保留工資 $w^R$	210.43	206.37	202.38	198.47
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
4000	選擇權價值 $\Phi$	1026722.14	1282164.97	1526482.80	1760029.31
	保留工資 $w^R$	210.83	206.19	201.65	197.21
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
4500	選擇權價值 $\Phi$	1172522.85	1448377.52	1710641.19	1959800.14
	保留工資 $w^R$	211.44	206.22	201.13	196.17
	移轉機率 $\lambda$	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

## 第五章 實證分析

本文的實證分析共分成三節，在第一節中，先透過第四章的模擬結果預測實證結果，接著在第二節與第三節中完成保留工資線性估計與失業期間存活分析。如前文所述，保留工資線性估計為本文第一階段的實證分析，主要探討各解釋變數與保留工資的線性關係，失業期間存活分析則為第二階段，探討各解釋變數如何影響失業者移轉到就業的機率。

### 第一節 預測實證結果

延續第四章的選擇權價值的模擬，本文根據模擬結果預測保留工資線性估計以及失業期間存活分析的結果，如表 19。其中，「對保留工資的影響方向」即為各解釋變數在保留工資線性估計中參數估計值的正負向。相對的，「對移轉機率的影響方向」則為各解釋變數在失業期間存活分析中參數估計值的正負向。

表 19 包含了表 20 中所有的變數，以及教育年數和年齡的平方項。其中，模型參數的代理變數，如薪資平均變動率、薪資波動率、求供倍數、單位時間搜尋方法數、婚姻、未滿 15 歲子女、經濟獨立，都是根據第四章的模擬結果預測其影響方向。另外，在國外的實證研究中，工作機會的代理變數為失業者個人在工作搜尋過程中實際受聘的次數，受聘次數越多失業者移轉到就業的機率通常較高。相對的，本文的求供倍數代表失業者在希望從事的職務類別中可能出現的工作機會，求供倍數的增加會使失業者更有動機繼續搜尋工作，降低失業者移轉到就業的機率，兩者隱含的工作機會意義不同。

其他變數如人口密度、性別、教育年數、教育年數平方、年齡、年齡平方、大規模廠商、不滿意原有工作，主要是根據陶宏麟和李嘉宏(2006)的估計結果作預測。其中，據陶宏麟和李嘉宏(2006)的估計結果顯示台灣北部地區的失業者擁有較高的保留工資以及較低的移轉機率，因此本文預測人口密度與保留工資有正

向關係，與移轉機率有負向關係。同樣的，Caliendo, Schmidl, & Uhlendorff(2011)的估計結果也顯示人口密度與保留工資有正向關係。

表 19 預測各解釋變數對工作搜尋決策的影響

變數名稱	對保留工資 的影響方向	對移轉機率 的影響方向
性別	+	-
年齡	+	-
年齡平方	-	+
教育年數	-	+
教育年數平方	+	-
人口密度	+	-
大規模廠商	+	-
不滿意原有工作	+	-
薪資平均變動率	+	-
薪資波動率	+	-
求供倍數	+	-
單位時間搜尋方法數	-	+
婚姻	+	-
經濟獨立	+	-
未滿 15 歲子女	-	+
失業期間	-	-

## 第二節 保留工資線性估計

表 20 保留工資線性估計結果

參數	模型 I		模型 II	
	樣本數=1990		樣本數=1990	
	估計值	p-value	估計值	p-value
截距項	9.3041***	<.0001	9.3570***	<.0001
性別	0.1664***	<.0001	0.1634***	<.0001
年齡	0.0014**	0.0351	0.0209***	<.0001
年齡平方			-0.0003***	<.0001
教育年數	0.0384***	<.0001	-0.0279***	0.0076
教育年數平方			0.0027***	<.0001
人口密度	0.0308***	<.0001	0.0306***	<.0001
大規模廠商	0.0170	0.2592	0.0046	0.7574
不滿意原有工作	0.0323***	0.0077	0.0356***	0.0029
薪資平均變動率	-0.0024	0.9532	-0.0020	0.9604
薪資波動率	0.1913**	0.0129	0.1899**	0.0122
求供倍數	0.0222*	0.0762	0.0252**	0.0411
單位時間搜尋方法數	-0.1348*	0.0545	-0.1248*	0.0708
婚姻	0.0735***	<.0001	0.0722***	<.0001
經濟獨立	0.0681***	<.0001	0.0611***	<.0001
未滿 15 歲子女	-0.0435***	0.0057	-0.0500***	0.0014
失業期間	-0.0005	0.1003	-0.0006*	0.0601
AIC	-151.2173		-214.4280	
BIC	-67.2789		-119.2979	

註：\*\*\*、\*\*、\*分別表示該解釋變數在顯著水準 1%、5%、10%下顯著

本文的保留工資線性估計結果如表 20，表中三欄的估計結果分別來自三種不同的解釋變數組合。其中，第一欄「模型 I」的解釋變數包含表 12 中所有的變數；第二欄「模型 II」的解釋變數較第一欄多出年齡及教育年數的平方項。

從「模型 I」的估計結果可以看到，年齡及教育年數對保留工資都有顯著的正向影響，但相較於「模型 II」包含平方項的組合，原始估計結果在 AIC、BIC 指標的表現明顯較差，而且實際上，年齡及教育年數的平方項對保留工資亦有顯著影響，顯示兩變數與保留工資對數值存在非直線關係。

關於其他的代理變數，從「模型 I」、「模型 II」的估計結果都可以看到，除了薪資平均變動率對於保留工資並沒有顯著影響之外，薪資波動率、求供倍數、單位時間搜尋方法數、婚姻、經濟獨立、未滿 15 歲子女等代理變數的參數估計結果均與原先預測的方向一致。本文認為，失業者的保留工資可能受到 2007 年 7 月基本工資調漲 9.09% 的影響<sup>3</sup>，背離 2008 年薪資負向的變動趨勢(表 11)，或因為薪資平均變動率的在各年度的差異太小，因而無法得到與預期相同的估計結果。相對的，薪資波動率則對保留工資有顯著且正向的影響，與原先的預測相同，代表市場上工資波動率的增加，確實會增加失業者的保留工資。另外，求供倍數對保留工資亦存在顯著且正向的影響，代表廠商新登記的求才數相對於失業者求職數的增加，會造成失業者預期未來有更多比現有工作更好的工作機會，進而提高其保留工資<sup>4</sup>。

---

<sup>3</sup> 勞委會在 2007 年 5 月初召開基本工資審議會議決定將基本工資調漲 9.09%，同年 6 月行政院會通過「基本工資調整之影響及配套措施」，基本工資自 2007 年 7 月 1 日起，調整為每月 17,280 元，每小時 95 元，相較於原來每月 15,840 元，調幅約為 9.09%。2007 年 6 月 6 日，行政院院會通過基本工資自 7 月 1 日起調整為每月新台幣 17,280 元，每小時新台幣 95 元。往後每年第三季，行政院勞工委員會都會召開基本工資審議委員會調整薪資，2010 年 9 月 13 日，基本工資審議委員會才決定再次調整基本工資，並調整為每月新台幣 17,880 元，每小時新台幣 98 元，於 2011 年 1 月 1 日正式實施。

<sup>4</sup> 本文亦嘗試以各年度中上半年(1 月至 6 月)或下半年(7 月至 12 月)的薪資平均變動率、波動率、求供倍數取代全年度的薪資平均變動率、波動率、求供倍數進行估計，估計結果與表 20 並無明顯差異，薪資平均變動率對保留工資仍無顯著影響，波動率和求供倍數對保留工資同樣有顯著且正向的影響。

除了上述的代理變數之外，性別、年齡、年齡平方、教育年數、教育年數平方、人口密度、不滿意原有工作等變數對保留工資的影響亦與原先預測的方向一致，惟大規模廠商對保留工資無顯著影響。其中，人口密度反映失業者所在地區的都市化程度，人口密度越高，生活成本越高，失業者要求的工資越高。人力資本相關的變數如性別、年齡、教育年數則與陶宏麟和李嘉宏(2006)的估計結果相同。

表 21 年齡及教育年數對保留工資的影響

變數	保留工資遞減	保留工資遞增
年齡	超過 69.7 歲	未滿 69.7 歲
教育年數	未滿 10.3 年	超過 10.3 年

由於年齡和教育年數包含平方項，不容易透過估計結果得知年齡和教育年數與保留工資的關係，本文按照「模型 II」的估計結果，將年齡與教育年數對保留工資的影響計算於表 21。從表中可以看到，失業者在 69.7 歲之前，隨著年齡的增加，保留工資會隨之增加，代表失業者認為自己在 69.7 歲以前並不會因為年齡的增加而減少在勞動市場上的價值，若將 65 歲視為勞動者的退休年齡，則年齡的增加實際上對保留工資有正向影響。相對的，教育年數低於 10.3 年的失業者，隨教育年數的增加，保留工資會逐漸降低，本文猜測未完成 9 年國民義務教育的失業者，其從事的工作可能與學校教育較無相關，在相同的年齡下，教育年數較低的失業者可能隱含較多的工作經驗，產生教育年數越低保留工資越高的現象，直到 10.3 年後，即非國民義務教育的階段，保留工資才會逐漸增加。另外，不滿意原有工作的失業者因為認為自己可以找到更好的工作，也會要求較高的工資，因此保留工資較高。

以上為本文第一階段的實證分析，而本階段「模型 II」得到的估計值  $\ln(\widehat{w}_i^R)$  在第二階段的失業期間存活分析中，實為取代原始的保留工資對數值  $\ln(w_i^R)$  的解釋變數，目的在於解決保留工資與失業期間的內生性問題。



### 第三節 失業期間存活分析

表 22 失業期間存活分析結果

參數	模型 I		模型 II	
	樣本數=1990		樣本數=1990	
	估計值	p-value	估計值	p-value
保留工資對數值	-0.1203	0.5593		
保留工資對數估計值			9.1739***	<.0001
性別	0.0806	0.4514	-1.4336***	<.0001
年齡	-0.0479	0.1319	-0.2270***	<.0001
年齡平方	0.0005	0.2181	0.0028***	<.0001
教育年數	-0.0614	0.5117	0.1792*	0.0742
教育年數平方	0.0030	0.4324	-0.0221***	<.0001
人口密度	0.0311	0.3937	-0.2532***	<.0001
薪資平均變動率	-0.1163	0.7376	-0.0500	0.8862
薪資波動率	0.4320	0.5241	-1.5244**	0.0387
求供倍數	-0.2100*	0.0621	-0.4866***	<.0001
單位時間搜尋方法數	13.8028***	<.0001	14.4716***	<.0001
婚姻	-0.2665**	0.0241	-0.3733**	0.0152
經濟獨立	0.1037	0.2724	-0.4690***	0.0003
未滿 15 歲子女	0.2591**	0.0237	0.7175***	<.0001
AIC	6250.661		6220.200	
BIC	6309.887		6279.427	

註： 1.\*\*\*、\*\*、\*分別表示該解釋變數在顯著水準 1%、5%、10%下顯著

表22為本文失業期間存活分析的估計結果，表中二欄的估計結果亦分別來自二種不同的解釋變數組合。第一欄「模型 I」的解釋變數包含原始的保留工資對數值；第二欄「模型 II」則是以第一階段保留工資線性估計得到的估計值取代第一欄「模型 I」的保留工資對數值。

從「模型 I」的估計結果可以看到，除了求供倍數、單位時間搜尋方法數、婚姻、未滿15歲子女數對移轉機率有顯著影響之外，其他的解釋變數對移轉機率均無顯著影響。相對的，在「模型 II」的估計結果中，除了薪資平均變動率數對移轉機率無顯著影響之外，其他的解釋變數對移轉機率均存在顯著影響。此外，「模型 II」的保留工資對數估計值確實對移轉機率有顯著且正向的影響，如同前文所述，保留工資對數估計值應該隱含失業者的機會成本，與移轉機率有正向關係。

在「模型 I」中，選擇權模型參數的代理變數多半有顯著的估計結果，例如求供倍數、單位時間搜尋方法數、婚姻、未滿15歲子女均與原先的預測一致。其中，求供倍數對移轉機率有顯著且負向的影響，代表失業者預期未來工作機會出現機率增加時，移轉到就業市場的機率較低。而單位時間搜尋方法數對移轉機率有顯著且正向的影響，代表失業者在工作搜尋的過程中累積搜尋經驗的速度越快，移轉到就業市場的機率越高。

在控制了保留工資與失業期間的內生關係後，除了求供倍數、單位時間搜尋方法數、婚姻、未滿15歲子女數仍然對移轉機率有顯著的影響之外，薪資波動率對移轉機率亦存在顯著的負向影響，代表工資波動率的增加確實會降低失業者移轉到就業的機率。另外，經濟獨立亦會降低失業者移轉到就業的機率，代表經濟獨立的失業者因財富效果，在工作搜尋過程中的有較低的不確定性，移轉到就業的機率較低。

除了上述的代理變數，人口密度、性別、年齡、年齡平方、教育年數、教育年數平方對移轉機率的影響亦與原先預測的方向一致。其中，人口密度對移轉機率有顯著且負向的影響，可能是因為都市地區擁有較多的工作選擇，造成失業者

傾向繼續搜尋工作，移轉到就業的機率降低。另外，性別對移轉機率亦存在顯著且負向的影響，也可能是因為男性的工作選擇多於女性而造成。

本文按照「模型 II」的估計結果，將年齡與教育年數對移轉機率的影響計算於表 23。從表中可以看到，失業者在 81.1 歲之前，隨著年齡的增加，移轉機率會隨之降低，若將 65 歲視為勞動者的退休年齡，則年齡的增加對移轉機率實際上存在負向影響。相對的，教育年數低於 8.1 年的失業者，隨教育年數的增加，移轉機率會逐漸增加；教育年數高於 8.1 年的失業者，隨教育年數的增加，移轉機率會逐漸減少，因此對於完成 9 年國民義務教育的失業者而言，其教育年數的增加對移轉機率實際上也存在負向的影響。

表 23 年齡及教育年數對移轉機率的影響

變數	移轉機率遞減	移轉機率遞增
年齡	超過 81.1 歲	未滿 81.1 歲
教育年數	未滿 8.1 年	超過 8.1 年

在本文第二階段的實證分析中，除了用來驗證選擇權模型的代理變數之外，其他解釋變數如性別、年齡、教育年數的參數估計結果，實際上與陶宏麟和李嘉宏(2006)的估計結果相近，但本文修正了陶宏麟和李嘉宏(2006)錯誤的解釋。另外，部分解釋變數的估計結果，也和林祖嘉(1991)的結論相近，例如教育程度越高，失業期間越長。本文認為，林祖嘉(1991)研究的對象為專上畢業生，保留工資的變異較小，因此不需要透過兩階段的方法，即可得到顯著的估計結果。

## 第六章 結論

本文先利用遞延選擇權模型說明保留工資與失業期間的關係，模擬市場景氣、機會成本、樂觀程度以及不確定性對工作搜尋決策的影響，並且從模擬結果中得到以下結論：

- (1) 市場景氣的影響：市場上的工資平均變動率與失業者的保留工資有正向關係，與失業者移轉到就業的機率有負向關係，而無論景氣好壞，工資波動率皆與保留工資有正向關係，與移轉機率有負向關係。
- (2) 工作機會的影響：失業者對未來工作機會出現機率的預期，與保留工資有正向關係，與失業者移轉到就業市場的機率有負向關係。另外，學習速度較快的失業者在工作搜尋的過程中會以較快的速度下降保留工資，且移轉到就業的機率較高。
- (3) 不確定性的影響：不確定性程度與失業者的保留工資有負向關係，與失業者移轉到就業的機率有正向關係。

在分析模擬結果後，本文從行政院主計處的「人力資源調查」與「人力運用調查」篩選出 2006 年至 2010 年非初次尋業者的樣本，將失業者填答的希望待遇與持續搜尋工作的星期數視為保留工資與失業期間，以兩階段的實證方法探討保留工資與失業期間的關係以及個人特質對於工作搜尋決策的影響。並且以經常性薪資平均的變動率、經常性薪資的波動率、公立就業服務中心的求供倍數、單位時間內的搜尋方法數、失業者的家庭經濟因素，分別代理工資平均變動率、工資波動率、未來工作機會出現機率的預期、不確定性程度 4 個選擇權模型參數。從實證結果可以發現，薪資波動率確實與失業者的保留工資有正向關係，與移轉機率有負向關係，但薪資平均變動率對保留工資和移轉機率則無顯著影響，本文認為 2007 年 7 月起基本工資的調漲 9.09%，造成部份失業者的保留工資增加，背離經常性薪資在 2008 年向下的變動趨勢，導致薪資平均變動率的估計結果並不顯著。

相對的，求供倍數和失業者的保留工資也存在顯著的正向關係，而且在失業期間的存活分析中，無論是否採用兩階段的估計，求供倍數的增加均會使移轉機率降低，代表廠商新登記的求才數相對於失業者求職數的增加，會造成失業者預期未來有更多比現有工作更好的工作機會，進而提高其保留工資，並降低移轉機率，與模擬結果一致。

另外，模擬結果顯示學習速度較快的失業者在工作搜尋的過程中會以較快的速度下降保留工資，且移轉到就業的機率較高，而在實證分析中，本文以單位時間內的工作搜尋方法數衡量失業者的學習速度，可以驗證上述的模擬結果。根據這個發現，本文認為：即使沒有真正提供的工作機會給失業者，只要能讓失業者獲得更充分的勞動市場訊息，提升失業者在工作搜尋過程中的學習速度，也可以提高失業者移轉到就業機率。

除了上述的代理變數，本文利用人口密度取代地區的虛擬變數，發現人口密度增加，會造成失業者的保留工資增加，並降低失業者移轉到就業的機率，代表越接近都市的地區，可能因為工作機會越多，造成失業者傾向持續搜尋工作，移轉機率較低。其他的解釋變數如性別、年齡、教育年數等變數對於保留工資和移轉機率的影響，則與台灣過去的實證研究結果相近，男性、年齡、教育年數均與保留工資有正向關係，與移轉機率有負向關係。

在未來應用方面，工作搜尋的遞延選擇權模型實際上可以作為失業救濟政策的參考，以失業保險為例，失業保險對失業者的補助是根據生活支出約占收入的三分之二，以及失業者平均失業期間約為半年的原則來實施，然而，在未了解失業者工作搜尋決策的情況下，僅根據單一原則實施失業保險，也許有助長失業期間的可能。相對的，可以將失業者的特質以及補助方案量化為模型的參數，進行反覆的模擬，尋求最適的失業保險政策。另外，選擇權模型除了可以分析失業者移轉到就業市場的機率外，在工作搜尋的架構下，可以應用到更廣泛的決策問題，例如分析在職工作搜尋者的工作搜尋決策，探討轉職行為，或分析勞動者對海內外工作的選擇，探討人才流失的問題。



## 參考文獻

### 一、中文部分

林祖嘉(1991),「工作搜尋模型與失業期間—台灣地區大專畢業生之經驗」, *經濟論文*, 第 19 卷第 2 期, 頁 183-215。

洪嘉瑜和羅德芬(2008),「台灣失業保險制度對失業期間的影響」, *經濟論文叢刊*, 第 36 卷第 2 期, 頁 235-270。

張清溪和駱明慶(1992),「台灣勞動力失業期間的研究」, *勞動市場與勞資關係*, 頁 75-109。

張森林(2005),「勞工退休金條例草案的財務分析-實質選擇權應用(3/3)」, *行政院國家科學委員會專題研究計畫*。

陶宏麟和李嘉宏(2006),「保留工資, 勞工個人特性與失業期間之關聯」, *經濟論文*, 第 34 卷第 3 期, 頁 325-353。

葉玫惠(2004),「由實質選擇權方法看失業保險制度與工作搜尋理論」, *台灣大學財務金融學系碩士論文*。

### 二、英文部分

Böheim, R., Horvath, G. T., & Winter-Ebmer, R. (2011). "Great Expectations: Past Wages and Unemployment Durations." *Labour Economics*, 18(6), 778-785.

Bloemen, H. G., & Stancanelli, E. G. F. (2001). "Individual Wealth, Reservation Wages, and Transitions into Employment." *Journal of Labor Economics*, 19(2), 400-439.

Burdett, K. (1978). "A Theory of Employee Job Search and Quit Rates." *The American Economic Review*, 68(1), 212-220.

Burdett, K., & Mortensen, D. T. (1998). "Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment." *International Economic Review*, 39(2), 257-273.



- Caliendo, M., Schmidl, R., & Uhlenhorff, A. (2011). "Social Networks, Job Search Methods and Reservation Wages: Evidence for Germany." *International Journal of Manpower*, 32(7), 796-824.
- Chirinko, R. S. (1982). "An Empirical Investigation of the Returns to Job Search." *The American Economic Review*, 72(3), 498-501.
- Comay, Y., Melnik, A., & Pollatschek, M. A. (1973). "The Option Value of Education and the Optimal Path for Investment in Human Capital." *International Economic Review*, 14(2), 421-435.
- Cox, D. R. (1972). "Regression Models and Life-Tables." *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 187-220.
- DellaVigna, S., & Paserman, M. D. (2005). "Job Search and Impatience." *Journal of Labor Economics*, 23(3), 527-588.
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton Univ Pr.
- Gonzalez, F. M., & Shi, S. (2010). "An Equilibrium Theory of Learning, Search, and Wages." *Econometrica*, 78(2), 509-537.
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2006). "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond." *Handbook of the Economics of Education*, 1, 307-458.
- Hogan, V., & Walker, I. (2007). "Education Choice under Uncertainty: Implications for Public Policy." *Labour Economics*, 14(6), 894-912.
- Jacobs, B. (2007). "Real Options and Human Capital Investment." *Labour Economics*, 14(6), 913-925.
- Jones, S. R. G. (1989). "Reservation Wages and the Cost of Unemployment." *Economica*, 56(222), 225-246.
- Jovanovic, B. (1979). "Job Matching and the Theory of Turnover." *The Journal of Political Economy*, 87(5), 972-990.
- Katz, L. F., & Meyer, B. D. (1990). "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment." *Journal of public economics*, 41(1), 45-72.

- Miao, J., & Wang, N. (2011). "Risk, Uncertainty, and Option Exercise." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(4), 442-461.
- Mortensen, D. T. (1986). "Job Search and Labor Market Analysis." *Handbook of labor economics*, 2, 849-919.
- Nishimura, K. G., & Ozaki, H. (2004). "Search and Knightian Uncertainty." *Journal of Economic Theory*, 119(2), 299-333.
- Prasad, E. (2003). *What Determines the Reservation Wages of Unemployed Workers?: New Evidence from German Micro Data*: International Monetary Fund.
- Trigeorgis, L. (1996). *Real Options: Managerial Flexibility and Strategy in Resource Allocation*: the MIT Press.
- Van den Berg, G. J. (1994). "The Effects of Changes of the Job Offer Arrival Rate on the Duration of Unemployment." *Journal of Labor Economics*, 12(3), 478-498.

