國立政治大學應用數學系

碩士學位論文

個人數學能力對其未來生涯之研究

A study of mathematical ability on a person's future career

指導教授：姜志銘 博士

研究生：林瀚陞 撰

中華民國 110 年 5 月

DOI:10.6814/NCCU202100471

致謝

轉眼間過了三個春夏，離別政大的時刻也邁入尾聲，首先，要先感謝我的指導老師姜志銘教授，在大學時，我對於統計已經有濃厚的興趣，上了老師的貝氏統計之後，更確信要往這個領域發展，與老師討論論文時，總給我很溫暖的感覺，不僅提供統計上的專業知識，也不厭其煩的修改我文筆表達不足之處，且也很積極地關心我的未來生涯，提供我有興趣的職涯資訊。也要感謝我亦師亦友的老師陳天進教授，當初修習老大的實變函數論時，見識到對於教學有熱忱的老師是何種狂熱，一星期快要五小時的實變，雖然疲憊卻很充實，也是我嚮往的碩士生活，雖然上課嚴肅的神情讓我很敬畏，但實際相處後卻發現老大是個非常有趣的人，常常帶我們研究生吃飯消毒，還會分享過去的人生趣事。此外，也要謝謝陳隆奇教授與蔡宗儒教授，抽空來當我的口試委員。

在政大的日子裡，陪伴我時間最久的莫過於研究生室的各位，首先，謝謝以洵學長，在我碩一時邀請我一起讀書，沒有學長的幫助想必現在還在實變地獄當中。謝謝瑄正、瑞璽和承育，開了一個讀書會邀請我一起研討數學的奧妙，讓我接觸到不同的數學領域，希望前兩位到美國求學也能順利。謝謝煥融、亞萱、韋霖和濬程，常常邀我一起運動，讓我抒發讀書和寫論文時的壓力。謝謝昱辰和瑜萍，時常幫我們出去買餐點，讓我們發掘更多的文山區美食。謝謝佳明，跟我分享一些有趣的事，讓我不再無聊。謝謝澤佑博士，不管是數學上的問題或是生活上的瑣事，學長總能提供專業又幽默的見解給我當頭棒喝的思考。謝謝碩一的學弟們，研究生室有你們在，增添幾分樂趣與生機。

最後，還是要謝謝默默支持我的家人，每次都會尊重我的任何決定，也會關心我是否吃飽穿暖，深怕在異地的我生活困苦，能完成這份論文，無疑你們是最大的功臣。很慶幸我就讀政大應數所，能遇到如此好的老師、同學與學弟們，是我上輩子修來的福份吧，這段美好的回憶我會永遠放在心中。

DOI:10.6814/NCCU202100471

摘要

本研究旨在探討數學能力是否影響未來成就。為了客觀量化數學能力及未來生涯，我們分別以 AMC（由美國數學協會主辦的美國數學競賽）分數及個人薪資代表數學能力及未來成就，除了數學能力以外，現有的研究顯示「教育年數」、「工作年資」、「家庭代表薪資」也都為影響個人薪資之因素。經由自行調查收集 AMC 考試的社會人士之資料，我們利用統計方法，如單邊 t 檢定、單因子變異數分析、複迴歸分析和路徑分析之統計模型進行分析，得出以下之結論：

1. AMC 人士之平均「個人薪資」顯著高於我國全體受僱人員之平均「個人薪資」。

2. 為了進行單因子變異數分析，我們將連續型自變數「教育年數」分成兩個組別、「工作年資」分成四個組別、「家庭代表薪資」分成四個組別、「AMC 分數」分成五個組別。雖然表面上「男性」之平均「個人薪資」顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」，但經進一步分析，我們發現職業別為平均「個人薪資」性別差異之干擾變數，因此不同職業別中的「個人薪資」並無顯著地性別差異；另外，「碩士以上」之平均「個人薪資」顯著地高於「大學以下」之平均「個人薪資」;「家庭代表薪資」在最高的組別，其平均「個人薪資」分別顯著地高於「家庭代表薪資」最低兩組的平均「個人薪資」;「AMC 分數」最高的組別，其平均「個人薪資」分別顯著地高於「AMC 分數」最低兩組的平均「個人薪資」。最後，我們沒有統計的證據顯示「工作年資」對於平均「個人薪資」有影響。

3. 提供複迴歸模型之迴歸參數的 95% Bonferroni 聯合信賴區間，並顯示若自變數「教育年數」、「工作年資」、「AMC 分數」及「家庭代表薪資」增加，則對於 95% 信賴區間之「個人薪資」也會同時增加。

DOI:10.6814/NCCU202100471

4. 提供一些典型 AMC 人士複迴歸模型之 50%與 95% 個人薪資預測區間。
5. 我們得到適配良好的路徑分析模型，經由此模型得到，「教育年數」、「工作年資」、「AMC 分數」和「家庭代表薪資」對於「個人薪資」皆為直接正向影響。

關鍵詞：數學能力、生涯、t 檢定、變異數分析、迴歸模型、路徑分析

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

Abstract

The main purpose of this research is to study whether the mathematical ability of an individual has an impact on his/her career achievement. To objectively quantify mathematical ability and career achievement, we shall use AMC (American Mathematical Competitions sponsored by the Mathematical Association of America) score and a personal income to represent his/her mathematical ability and career achievement, respectively, in this research. In addition to mathematical ability, the current research shows that "years of education", "years of working experience", and "head of household income" are also important possible factors on a person's income. We use statistical analysis methods, such as t-test, one-way analysis of variance, multiple regression, and path analysis to analyze the data collected through the self-designed sample survey of the persons who have taken the AMC tests or "AMC persons" for short. Our findings are as follows:

1. The average personal income of AMC persons is significantly higher than that of all employed in Taiwan.
2. For doing one-way analysis of variance, we classify independent continuous variables "years of education" into "college or below" or "above college" 2 levels, "years of working experience" into 4 levels, "head of household income" into 4 levels, and "AMC score" into 5 levels. Although men's average personal income is significantly higher than that of women's, we find that the gender bias is due to occupation, which is the confounding factor. In other words, there is no significance difference on the average personal income of both men and women after considering occupation. In addition, the average personal income of individuals with "college or below" level is significantly lower than the average

DOI:10.6814/NCCU202100471

income of those with “above college” level. The average personal income of those with “head of household income” in the top level is significantly higher than the average income of those of both in the bottom two levels. The average personal income of those with “AMC score” in the top level is significantly higher than the average income of those of both in the bottom two levels. Finally, there is no statistical evidence that “years of working experience” has an effect on average personal income.

3. The 95% Bonferroni joint confidence intervals of regression parameters in the multiple regression model are provided. These intervals show that there is a 95% confidence level that the personal income will increase if the values of independent variables “years of education”, “years of working experience”, “head of household income” or “AMC score” can be increased, even at the same time.
4. Some 50% and 95% personal income prediction intervals of typical people having AMC scores are given.
5. Our path analysis model fits well. Using this model, we find that “years of education”, “years of working experience”, “AMC score”, and “head of household income” all have positive direct influence to “personal income”.

Keywords：mathematical ability, career, t-test, analysis of variance, multiple regression model, path analysis

DOI:10.6814/NCCU202100471

目錄

致謝.....i

摘要.....ii

Abstract.....iv

目錄.....vi

表目錄.....vii

圖目錄.....viii

第一章 緒論.....1

第一節 研究背景與動機.....1

第二節 研究目的.....4

第三節 名詞釋義.....4

第二章 文獻探討.....6

第一節 文化再製理論.....6

第二節 國內外相關文獻.....7

第三章 研究方法.....10

第一節 研究變數與架構.....10

第二節 研究對象與抽樣.....11

第三節 研究工具.....13

第四節 研究流程.....13

第五節 統計分析.....14

第四章 討論與分析.....25

第一節 樣本資料之觀察.....25

第二節 平均個人薪資之差異性分析：受測樣本及全國受僱人員與各變數不同組間.....32

DOI:10.6814/NCCU202100471

第三節 複迴歸分析.....40
第四節 路徑分析.....44
第五章 結論與建議.....48
第一節 結論.....48
第二節 建議.....51
參考文獻.....53
附錄一：完整統計表.....57
附錄二：自變數的值為四分位數下之個人薪資預測值-複迴歸模型.....58
附錄三：數學能力與未來發展之問卷調查.....60

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

表目錄

表 3.1：ANOVA 表.....15
表 3.2：適配度檢核指標.....23
表 4.1：簡單統計表.....26
表 4.2：原變數名稱及 SAS 名稱對照表.....28
表 4.3：個人薪資之平均的檢定結果.....32
表 4.4：各自變數之組間是否具差異研究假設.....33
表 4.5：Levene 檢定值.....34
表 4.6：本問卷調查之變異數分析與 Scheffe 事後比較結果.....34
表 4.7：95% Scheffe 多重比較信賴區間.....38
表 4.8：各變數之 95% 信賴區間表.....39
表 4.9：AMC 分數改變下個人薪資預測值之變化.....41
表 4.10：迴歸係數之 Bonferroni 之 95% 聯合信賴區間.....42
表 4.11：典型 AMC 人士之個人薪資預測區間.....43
表 4.12：本問卷調查適配度分析.....45
表 4.13：研究假設與路徑係數.....46

DOI:10.6814/NCCU202100471

圖目錄

圖 2.1：Blau 與 Duncan 的地位取得基本模型.....7
圖 2.2：Duncan、Featherman 與 Duncan 的地位取得模型.....8
圖 3.1：路徑分析示例圖.....22
圖 4.1：主計處 108 年度全國受雇人員個人薪資分布圖.....27
圖 4.2：本問卷調查之個人薪資分布圖.....27
圖 4.3：個人薪資之常態分布 Q-Q 圖.....29
圖 4.4：個人薪資之直方圖.....29
圖 4.5：轉換後個人薪資之常態分布 Q-Q 圖.....30
圖 4.6：轉換後個人薪資之直方圖.....31
圖 4.7：路徑分析圖.....47

DOI:10.6814/NCCU202100471

第一章 緒論

第一節　研究背景與動機

數學是奠定科學推進、思想發展的基石，也是代表國家競爭力的一個重要指標，對於科技發展、便利生活都有其極大的重要性，往往投入數學研究較多的國家，國家發展程度相對比較高，所以培養數學人才往往為國家教育的重要方針之一，1982 年英國的《Mathematics Counts》報告中指出，數學教育的根本目的是為了滿足學生日後的成人生活、就業和進一步學習的需要，在 2020 年美國求職網站(Carrercast)公布了最佳工作前十名就有 6 個工作與數學息息相關，體現出數學在現今瞬息萬變的社會中佔有重要的地位，也代表學好數學可以成為找好工作的利器，況且身處在這網際網路如此發達的時代，人工智慧的發展已成為未來生活便利的重要核心，如影像辨識、自然語言處理、無人機巡視……等，也是藉由強大的數學基礎支撐所衍生出來的科學應用，而數學表現是否對於未來成就造成影響，是我們所關心的研究重點。在數學表現方面，我們利用在全球數學測驗中具代表性且客觀的 AMC 分數，作為數學表現的量化指標；在未來成就方面，國內從 1994 年以後，許多學者提出了各種新的社經地位測量方法，如魏麗敏（1999）的「二因子社會地位指數法」、林生傳（2000）的「二因子社經地位指數」及黃毅志（2003）的「台灣地區新職業聲望與社經地位量表」，都是對於在台灣環境下將各種職業分類給予適當的量化指標，以利於對未來成就定義有更客觀的評判標準，也提供廣大民眾以簡單且清晰的方式，了解台灣整個現在社經地位的結構分布，然而，由於近代職業更迭速度越來越快，且在黃毅志在 2003 年提出社經地位量表後，並沒有新的社經地位量表來量化現代的新穎職業，所以我們以社經地位量表中權重最高的個人薪資，作為未來成就的量化指標。

DOI:10.6814/NCCU202100471

本文作者平常觀察到只要是數理成績不錯的的學子，在學習任何新的觀念或課程，往往吸收與理解的速度都比其他人還要快，在大考的表現也相較突出。數理能力佳的人，利用本身的邏輯推理能力，找出適合的方法去解決他們面對任何科目的難題；一般而言，他們會先剖析考題所要表達的意義，再利用他們自身學到的知識去解決，不僅如此，還可能從不同角度得出答案，以靈活的運用自身所學。這不禁讓我們好奇導致數理能力表現好的因素有那些，一般猜測主要有兩點原因：第一個為家庭環境；假如父母時常帶子女造訪博物館、美術館或者陪伴小孩讀書，營造出良好的讀書環境，在這循循善誘的薰陶下，學科表現應該不差。第二個為自身對科學的好奇心；對於這世間萬物有探究根本的好奇心，從心裡誘發的求知渴望，好奇是人的天性，是一切發明、發現或創造的原動力，也正因為有好奇心進而去了解或嘗試，才能產生興趣對於喜歡的事物也能樂此不疲。整理出這些觀察之後，也讓我們萌生了一個想法，『是否這些在求學期間數理表現好的人，在未來成就也是如此呢?』

Blau 和 Duncan（1967）在《美國職業結構》一書利用路徑分析，發現「家庭的社經背景」與「個人的教育成就」為影響個人取得職業地位的兩個重要因素，而且 Sewell 與 Hauser（1975）所發展的威斯康辛模式（Wisconsin model）亦證實家庭職業地位與學生學業成就之間有相當強的關聯性，De Graff（1986）研究發現父母親教育程度以及父親職業、家庭所得、家中孩童數等因素對數學成就有顯著影響，然而有些學者認為這些因素並不是直接影響，而是透過 Bourdieu（1986）提出的文化資本[1]、社會資本[2]間接影響，如智力、父母教育期望、子女的學習興趣等社會心理變數為中介變數，再影響學生的學業成就，而這些理論都是建置在美國這個環境下的結果，也許在我們的國家會有不同的結論，張芳全（2009）指出，在國際上，有關學生學習成就表現之研究早

[1] 文化資本是指幼童在成長過程中從家庭環境繼承而來的優勢，通常具有世代相傳的特性。
[2] 社會資本是由社會關係所構成，個人或群體有相對穩定且有一定程度上的制度化互動關係網絡，逐漸累積而形成的資源總和。

DOI:10.6814/NCCU202100471

已受到重視，應從對學生的研究調查所得到的資料，適時掌握影響學生學習成就的因素，然而台灣有其他學者也有研究顯示，對於數學成就相比於天賦，文化資本或數學學習態度更加重要，洪健益（2013）說明了數學學習態度與數學成就在國小中高年級呈正相關，而謝孟穎（2003）也提出了父母社經地位較高的學生，其學業成就也會相對較高。總之，大部分的文獻都是探討學生學業成就的因素，然而，對於個人未來成就的討論甚少，因此，若能探討影響個人成就的重要因素，就相當重要。

基於上述，本研究希望探討數學能力與其他可能因素如何影響學生的未來發展，而學生數學能力及其未來發展，這些都需要量化且客觀的數據，才能作統計分析。因此，個人的數學能力我們採用具有全國（事實上是全球）共同標準且每年也在台灣舉辦的 AMC（American Mathematics competitions）分數，我們探討的母體為「全國具有 AMC 分數之人士」(以下簡稱 AMC 人士)；至於個人未來發展的指標，為方便量化我們採用已就業的 AMC 人士之個人薪資。但影響個人薪資可能有不同的因素，除了數學能力，也包括工作年資，以及前面所探討的家庭職業地位（本文以家庭代表薪資量化之）和個人教育成就（本文以教育年數量化之)。本研究承蒙九九文教基金會之協助提供資訊，讓本文作者對 AMC 人士進行抽樣調查。又 AMC 分數包含 AMC10 及 AMC12，為使調查具一致性，本研究僅針對具 AMC12 分數之部分在職人員送出問卷，最後得到的有效樣本總計為 239 位。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第二節　研究目的

基於上述研究動機與背景，本研究以參加過 AMC12 考試（以下簡稱 AMC 分數）的社會人士（亦即 AMC 人士）為對象，探討可能影響國內 AMC 人士個人薪資之因素。本文作者綜合上一節所提過去文獻之敘述，提出以下可能因素：性別、教育程度、工作年資、AMC 分數、家庭代表薪資，並探討這些因素如何分別或整體地影響個人之未來成就。

根據前述研究目的，本研究待答問題列述如下:

一、性別會影響個人薪資嗎？

二、教育程度會影響個人薪資嗎？

三、工作年資會影響個人薪資嗎？

四、AMC 分數會影響個人薪資嗎？

五、家庭代表薪資會影響個人薪資嗎？

六、前述因素如何整體地影響個人薪資？

七、本研究母體之平均個人薪資是否高於我國全體受僱人員之平均個人薪資?

第三節　名詞釋義

(一)家庭代表

家庭是一種以婚姻、血緣、收養或同居等關係為基礎而形成的共同生活單位，而家庭代表為在這親屬團體中的核心人物，負責管理家庭事務，通常為雙親之一擔任此角色。

(二)個人薪資

本研究根據參加九九文教基金會 AMC 考試的社會人士作為母體，以網路問卷形式填寫目前工作收入，為了增加答題意願，問卷中允許受測者以工作平均月收入或工作年收入擇一填答，本研究再將年收入轉換為月收

DOI:10.6814/NCCU202100471

入。而量測為等比尺度，為了合乎迴歸分析的尺度設定，本研究依各組的中點為測量基準，單位為萬元/月，以便詮釋數據。

(三)AMC12 測驗

AMC 由美國數學協會(Mathematical Association of America)於 1950 年成立，為目前世界上信度和效度最高的數學科試題之一。AMC12 為針對高中二、三年級學生的數學測驗，其宗旨為刺激學生對數學的興趣且能在競賽中享受數學，而題目設計希望考生能夠有縝密的思維，也期待發掘一些對數學有才能的學生。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

第二章 文獻探討

第一節 文化再製理論

「再製」原指生產關係以及使生產過程持續發生的條件重複出現，馬克思(Karl Marx)以此作為根基，討論資本主義下資本家與工人間，生產關係的維持與反覆出現(周淑卿，2000)，法國學家波迪爾(Pierre Bourdieu)擴大了馬克思經濟資本的概念，提出文化再製的理論模式，文化資本為此模式的核心概念，文化資本泛指個人從家庭中所獲得之語言與文化能力，而社經地位越高的家庭，能夠將自身擁有的經濟資本優勢轉換成文化資本，提供子女更優良的學習環境，進而提升子女的教育機會與學習成就，最終獲得與親代相對應的社經地位，將上一代的優勢透過文化資本的傳遞而延續給子代，造成高社經地位學生向上流動機會較大，低社經地位翻身機會較低的現象。Collins（1979）認為，高等教育的擴張所反映的是產業轉型與優勢階級的需求；特定職業團體的文化品味有利於獲得文憑或證照而取得優勢。擁有文化資本的人對於他人可發揮相當的影響力，既能獲取想要的社會地位，也能要求享有較多的經濟資本，上層階級的家庭，往往利用天賦優勢、家庭背景、社經地位……等有利條件，創造更多的文化資本，使子代有更高的機會追求更高學歷，最終，也得到較好的未來成就，然而，Gerber 和 Cheung(2008)指出，美國在高等教育擴張後，就業市場對於教育程度的要求從低學歷的篩選轉變為追求明星學校的選擇，因此，上層階級能將自身的經濟資本優勢轉換成相等的社會資本與文化資本，使後代也能繼承親代的優勢地位。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第二節 國內外相關文獻

社會階層與流動一直是社會學者與教育學家所研究的重心，起初 Lipset 與 Bendix (1959)利用資料去驗證社會階層理論，可惜的是他們只用敘述統計來理解資料分布情況，並無更嚴謹的理論支持社會階層理論，然而，Blau 和 Duncan（1967）在《美國職業結構》(The American Occupational Structure）一書，以美國在 1962 年人口普查的白人男性作為研究母體，提出了「地位取得基本模型」利用路徑分析，去探討美國人民其個人家庭因素（父親的教育程度與職業）是否影響子代的未來職業，奠定了未來學者研究影響職業地位的基礎模型，也開創了研究社會階層理論之先河，其模型如圖 2.1：

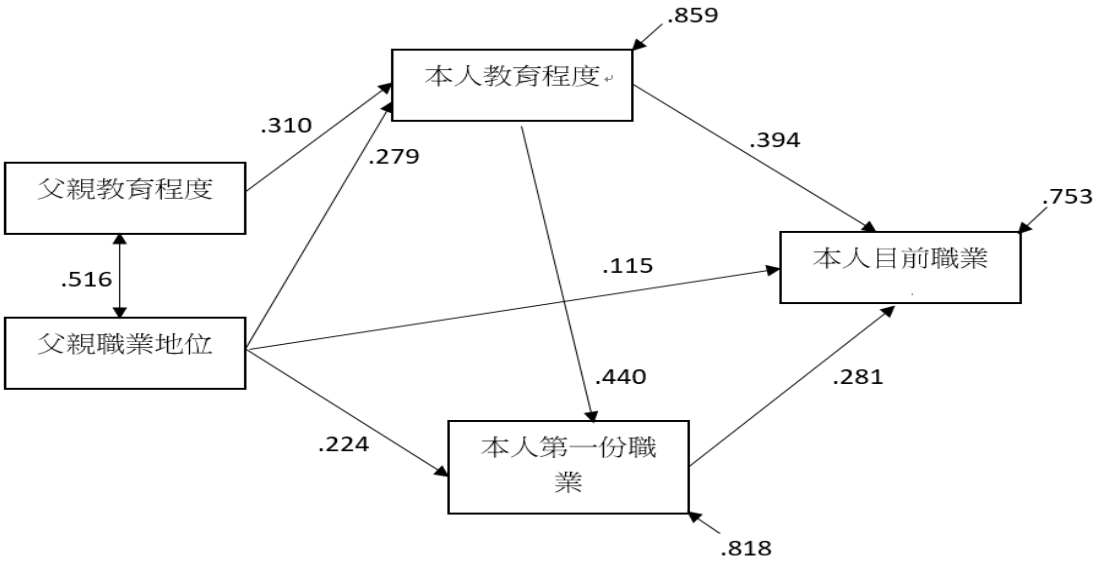


圖 2.1：Blau 與 Duncan 的地位取得基本模型

資料來源:Blau & Duncan（1967：170）

從上述文獻得知，模型之職業地位為教育程度及個人薪資高低之加權而得，我們也可以從圖 2.1 得知，父親教育程度與其職業地位有中度相關（0.516），亦指若有較高的教育程度其職業地位也會相對較高，也表現出當時社會的流動性並不高，而本人教育程度為直接影響其第一份職業與目前職業之重要因素，路徑係數為整體模型之冠分別為（0.440 與 0.394）。雖說父親職業

DOI:10.6814/NCCU202100471

地位對於本人目前職業之直接影響為 0.115，但並不代表家庭背景因素不重要，從 Blau 與 Duncan 模型研究發現，父親教育程度與職業地位會透過本人教育程度和第一份職業間接影響目前職業。Duncan、Featherman 與 Duncan（1972）運用與上述同份資料庫，對於世代與世代之間地位的傳遞關係做更深一步的研究，在自變數部分，除了有父親職業地位與教育程度之外，增加了家庭子女人數以及本人幼時智能，而在應變數方面，則多了本人收入，其研究發現教育程度越高對於目前職業的影響也隨之越高，反而父親職業地位對於本人教育與目前職業路徑係數有漸漸減弱的趨勢，亦即本人之出身背景對於目前職業的影響隨著世代的傳遞會逐漸減少，其模型如圖 2.2：

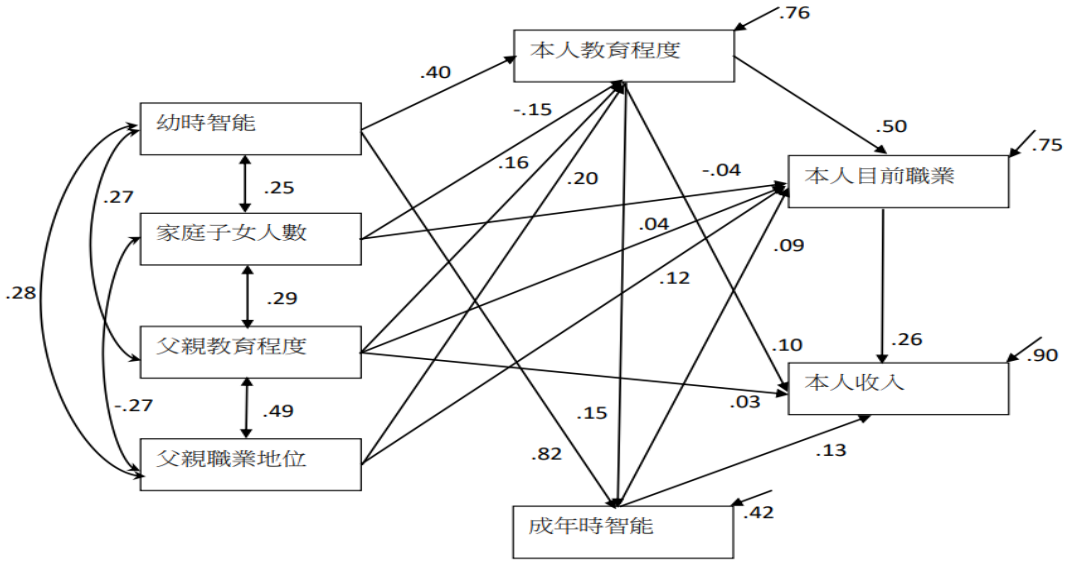


圖 2.2：Duncan、Featherman 與 Duncan 的地位取得模型

資料來源：Duncan、Featherman & Duncan（1972：100）

另外，由 William A. Sewell 為首的威斯康新派社會學家也在地位取得研究中占了一席之地，他們使用 Blau 與 Duncan 的統計分析方法，將 Blau 與 Duncan 地位取得模型多次改進，最後，建立威斯康新派的地位取得模型稱為威斯康新模型，模型加入了一些社會心理學的變數，通常以智能為主的社會心理變數，新模型不但加深了對於教育變數因果關係有更進一步的了解，也提高了

DOI:10.6814/NCCU202100471

模型的解釋力。而威斯康新學派發表過了許多論文與書籍，其中，Sewell 與 Hauser（1975）出版的（Education、Occupation and Earnings）一書，可謂集其大成。

國內也受到國外這波研究社會流動與階層的熱潮，國內教育學者黃毅志（1992）將文化資本與社會資本之間的關係，納入地位取得模型做分析，發現我國在經濟發展下，會直接影響到教育以及職業結構的變遷，進而提出了地位取得擴大模式，以增強對於階級複製因果關係與其在經濟發展過程中如何演變，也證實了教育對於地位取得之重要性。蔡淑玲與瞿海源（1988）把威斯康新學派的研究方法套用到我國環境，發現台灣不論族群、教育還是勞動就業的環境下，都存在性別階層化的結構，而陳建志（2002）參考 Duncan、Featherman 與 Duncan 的地位取得模型為基礎，將男女就業者分開，做個別之路徑分析，發現女性就業者之教育程度對於職業聲望、管理權力以及個人收入報酬率，均顯著較男性就業者低，更重要的是，就業市場性別歧視為重要因素會直接影響到不同性別的收入。駱明慶（2002）則發現台大法學院學生其父母的為大學畢業教育程度與公教人員的身分佔有極高的比例，且母親大學畢業的比例為 26.7%，遠遠高於當時一般人口大學畢業的比例（2.2%），可看出高教育、高成就的親代更能將自身優勢傳遞給下一代，使其也能取得較好的教育成就。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第三章 研究方法

第一節　研究變數與架構

(一)　研究變數

自變數：

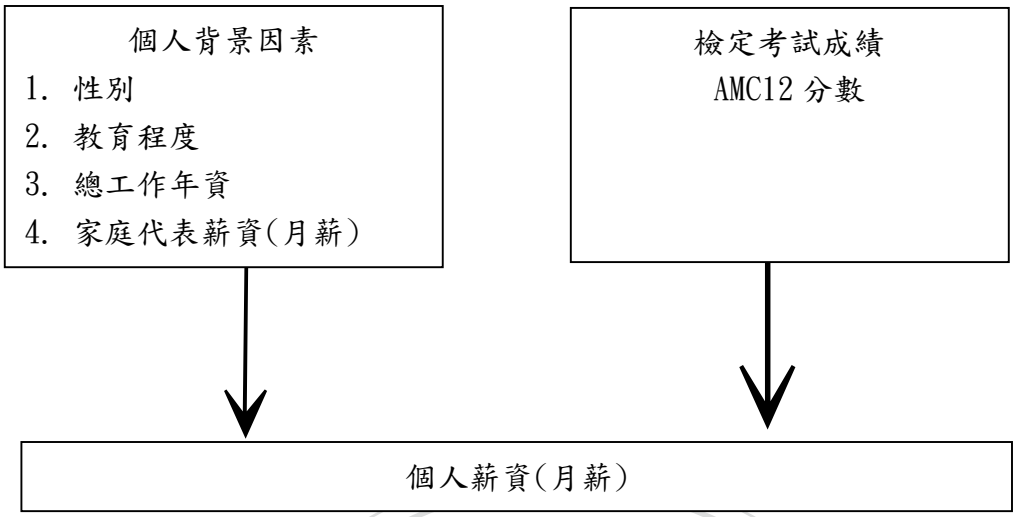
1. 性別：依受測者性別分為「男性」、「女性」。
2. 教育年數：依受測者教育年數分為「高中、五專以下(12 年以下)」、「大學(13~16 年)」、「碩士(17~18 年)」與「博士(19~22 年)」。
3. 總工作年資：依受測者總工作年資分為「1 年以下(含 1 年)」、「1~3 年」、「4~6 年」與「7~9 年」與「10 年以上」。
4. 家庭代表薪資（月薪）：依受測者家庭代表薪資分為「3(含)萬以下」、「3~4(含)萬」、「4~5(含)萬」與「5~6(含)萬」、「6~7(含)萬」、「7~8 萬(含 8 萬)」、「8~9(含)萬、「9~10(含)萬」、「10~11(含)萬」與「11 萬以上」。
5. AMC12 分數：依受測者 AMC12 分數分為「70 分以下」、「71~80 分」、「81~90 分」、「91~100 分」與「101 分以上」。

應變數：

1. 個人薪資（月薪）：依受測者個人薪資分為「3(含)萬以下」、「3~4(含)萬」、「4~5(含)萬」與「5~6(含)萬、「6~7(含)萬、「7~8(含)萬、「8~9(含)萬」、「9~10(含)萬」、「10~11(含)萬」與「11 萬以上」。

DOI:10.6814/NCCU202100471

(二)　研究架構



第二節　研究對象與抽樣

(一)研究母體

本研究以參加過 AMC12 考試的社會人士作為研究母體。

(二)抽樣方法(Sampling)

抽樣為一種統計方法，指從母體內抽取一部分個體作為樣本，通過觀察樣本某些特質，依據蒐集來的數據對於母體特徵得出某些程度上的可靠性估計和推斷，從而得到對母體的分布情況，抽樣方法大致分為四種:

簡單隨機抽樣(Simple Random Sampling):

每個樣本被抽取的機率相等且樣本間完全獨立，彼此無一定的關聯性，且任一組樣本被抽取的機率相等。

DOI:10.6814/NCCU202100471

系統抽樣(Systematic Sampling):

將母體中的所有樣本按一定順序排列，在規定的範圍內隨機地抽取一個樣本作為初始標記，然後按照自身事先規定好的規則以確定其他樣本的抽取。

分層抽樣(Stratified Sampling):

抽樣前先依母體特徵或規劃分成若干個不重疊的部分母體，稱之為「層」，層內個體需有高度同質性，且層與層之間需有明顯差異，然後從不同的層以簡單隨機抽樣抽出隨機樣本，將各層的隨機樣本合併，即構成一組分層隨機樣本。

群聚抽樣(Cluster Sampling):

將母體中若干個同質性高的樣本合併為群，抽樣時直接抽取群，再將被抽取的群進行全面普查。抽樣時只需群的抽樣框，可簡化工作量，缺點為估計的精確度較差。

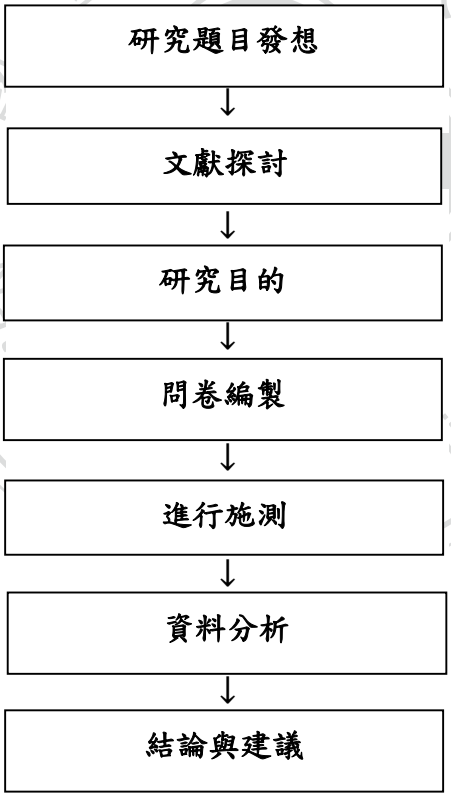
在本研究中，採取系統抽樣來確保樣本的精確度，將受測者 AMC 分數依 0~40 分、40.5~50 分、50.5~60 分、60.5~70 分、70.5~80 分、80.5~90 分、90.5~100 分、100.5~110 分、110.5~120 分與 120.5~150 分，共 10 個組距進行排序編號，再由每組依編號為單號之順序進行取樣，每組大約抽取 1000 份，由九九文教基金會之人員以簡訊與電子郵件兩種方式協助發放，總樣本約為 10000 份，問卷有效回收為 239 份。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第三節　研究工具

國內尚無針對 AMC 考生的數學能力對其未來發展之相關問卷，本文作者根據上述文獻探討、研究目的以及研究架構，並參考類似的問卷與量表，自行編製本研究之問卷「數學能力與未來發展之網路問卷」。本文作者再從九九文教基金會所提供之 AMC 人士（2008 年到 2011 年的參加 AMC12 考試）中，利用系統抽樣法，抽取約一萬位 AMC 人士，請他們進入 SurveyCake 網路平台，進行問卷之填答。後續經過整理，實際有效樣本為 239 份。

第四節　研究流程



DOI:10.6814/NCCU202100471

第五節　統計分析

敘述統計

敘述統計是將研究資料加以整理、分類、簡化或繪製成圖或表，用來描述或歸納資料的特徵，主要提供資料的集中趨勢、離散程度或相關強度，使得我們可以快速的理解資料分布情形，例如：平均數、變異數、相關係數、散佈圖。

推論統計

統計的推論一般可分為檢定與信賴區間，為方便說明，本文僅以 t 統計量簡單解釋 t 檢定及 t 信賴區間。若作檢定，需要先建立虛無假設及對立假設，例如探討一組資料樣本之平均數是否符合研究者給定的平均數，此時虛無假設為H_0：$\mu = \mu_0$，μ_0為固定的平均數，而對立假設為H_1：$\mu \neq \mu_0$。

此時其檢定統計量為

$$t = \frac{(\bar{y}-\mu_0)}{\frac{s}{\sqrt{n}}},$$

計算出 t 檢定統計量之 p 值，若 p 值≤ α，則拒絕虛無假設，反之，則不拒絕虛無假說，其中$\bar{y}$為樣本平均數，s 為樣本標準差，n 為樣本數，α 為顯著水準

另一種推論為信賴區間，相同的資料，若以（1-α）信賴區間的形式表示，則為

$$(\bar{y} - t_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{y} + t_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}})$$

DOI:10.6814/NCCU202100471

註：若信賴區間包含平均數μ_0，則在α顯著水準下，$\mu \neq \mu_0$（H_1）

以下再介紹一些其他進階的統計分析與推論：

變異數分析（The Analysis of Variance (ANOVA)）

給定兩組以上資料樣本，若欲探討各資料樣本所來自的小母體之平均數是否皆相等，此時，虛無假設為H_0：$\mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_k$，而對立假設為$H_1$：$\mu_i$之間不全等，其測量方式為建立資料的組間之變異程度以及資料的組內之變異程度，在使用 ANOVA 之前，樣本需符合下列三個前提假設：

1. 各組樣本需符合或逼近常態分配

2. 各組樣本相互獨立

3. 各組樣本之變異數需相同

符合上述條件，則可以建立 ANOVA 表，如表 3.1。

表 3.1：ANOVA 表

變異來源	平方和	自由度	均方	F 值
組間變異	SSB	k-1	MSB=SSB/(k-1)	F=MSB/MSW
組內變異	SSW	n-k	MSW=SSW/(n-k)	
總變異	SST	n-1		

註：有些作者將 SSW 及 MSW 分別以 SSE 及 MSE 形式表示

- $SSB = \sum_i n_i(\bar{y}_i - \bar{y})^2$，$n_i$為第 i 組之樣本數，$\bar{y}_i$為第 i 組之平均數，

$\bar{y}$為總樣本之平均數

- $SSW = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$，$y_{ij}$為第 i 組第 j 個樣本值

DOI:10.6814/NCCU202100471

- $\mathrm{SST} = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y})^2$
- k 為樣本資料之組數
- n 為總樣本數

由計算出之 F 值對照顯著水準α，所對應的 F 檢定表作比較，當 F 值≧檢定表之 F 值，則拒絕虛無假說，即資料樣本來自的小母體之平均數上不全等，相反地， F 值＜檢定表之 F 值，此時，不拒絕虛無假說，即暫時接受資料樣本來自的小母體之平均數完全相等。

而我們常利用 Levene 同質性檢定，來驗證各組樣本之變異數是否相同，其公式如下所示：

$$\mathrm{w} = \frac{(\mathrm{n}-\mathrm{k})\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}} \mathrm{n_i}(\mathrm{z_{i.}} - \mathrm{z_{..}})^2}{(\mathrm{k}-1)\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}} \sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{n_i}} (\mathrm{z_{ij}} - \mathrm{z_{i.}})^2}$$

- w 為檢定統計量
- k 為樣本資料之組數
- n 為總樣本數
- $\mathrm{n_i}$為第 i 組之樣本數
- y_{ij}為第 i 組第 j 個樣本值
- $z_{ij} = \left|\mathrm{y_{ij}} - \bar{y}_{i.}\right|$，$\bar{y}_{i.}$為第 i 組之平均數
- $\mathrm{Z_{..}} = \frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}} \sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{n_i}} \mathrm{z_{ij}}$ 為所有$\mathrm{z_{ij}}$之平均數

DOI:10.6814/NCCU202100471

- $z_{i.} = \frac{1}{n_i}\sum_{j=1}^{n_i} z_{ij}$ 在第 i 組所有z_{ij}之平均數

當組間之變異數相等，且沒有極小的n_i值時，w 所對應之隨機變數近似 F(k-1, n-k)的分配。

當 w 所對應的 p 值＞α時，則不拒絕虛無假設，即暫時接受各組樣本之變異數相同，而 w 所對應的 p 值≦α時，拒絕虛無假設，即各組樣本之變異數不同。

前述各組樣本有顯著差異時，可再利用事後比較（Post Hoc test）來找出組別有顯著差異，本研究利用「Schèffe」檢定當作我們事後比較之工具，因其檢定對於前提假設之常態分布假設與變異數同質性不敏感，且犯型一錯誤機率較小，對於檢定結果最為嚴謹。我們可以利用 Schèffe 多重比較（Schèffe multiple comparison）信賴區間來表示，其公式為

$$\hat{Z} \pm \text{Schèffe}_{MSD}，其中 \hat{Z} = \overline{Y}_i - \overline{Y}_j，$$

$$\text{Schèffe minimum significant difference}(\text{Schèffe}_{MSD})$$

$$= \sqrt{(k-1) * F_{critical} * MSW * (\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j})}$$

- $\overline{Y}_i$為第 i 組之平均數
- k 為樣本資料之組數
- $F_{critical}$=$F_{(\alpha;k-1,n-k)}$，（k-1, n-k）為模型之自由度，α為顯著水準

若 Schèffe 信賴區間不包含 0，則在α顯著水準下，第 i 及 j 組的平均不等（H_1），否則不拒絕虛無假設（H_0）。

DOI:10.6814/NCCU202100471

另外，亦可用，$F^* = \frac{\hat{Z}^2}{(k-1)*MSW*(\frac{1}{n_i}+\frac{1}{n_j})}$ 直接檢定。在虛無假設（H_0：$\mu_i = \mu_j$）下，$F^* \sim F_{(\alpha;k-1,n-k)}$，此時，當$F^*$對應的 p 值≦$\alpha$，則拒絕虛無假設，即測試之兩組樣本有顯著差異，否則，則不拒絕虛無假設，即暫時接受測試之兩組樣本無顯著差異。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

迴歸分析（Regression Analysis）

迴歸分析利用一個或多個自變數對某一個應變數建立關係式，以便作為預測使用，亦可作為評估自變數對應變數的效用。建立出的迴歸式可作為敘述、預測及控制使用，在敘述方面，由迴歸式的迴歸係數可看出自變數與應變數之關係，在預測方面，需給定自變數之值代入模型內，則可求出應變數之值，而在控制方面，控制想要的應變數之值，求出對應的自變數之值。(詳細內容請參見迴歸分析用書(陳順宇，2000))。為了方便起見，本模型須符合下列三個基本假設，以作線性迴歸之分析：

1. 應變數與自變數為線性關係

2. 誤差項為常態分配

3. 誤差項與自變數相互獨立且變異數相等

當資料型態不服從常態分配時，可利用 Box-Cox 轉換將應變數做非線性轉換，其公式如下所示：

$$Y^{\lambda} = \begin{cases} \dfrac{Y^{\lambda}-1}{\lambda}，\lambda \neq 0 \\ \ln Y，\lambda = 0 \end{cases}，Y \text{ 為應變數之值}$$

計算出最大概似估計量(maximum likelihood estimate)，找出最佳之λ值，減少不可觀測之誤差與預測變量的相關性，可讓資料更趨近於常態分配。

DOI:10.6814/NCCU202100471

我們利用受測者之「教育程度」、「AMC 分數」、「家庭代表薪資」及「總工作年資」4 個自變數，以及上述自變數的所有交互作用，建置最複雜的可能複迴歸模型，再利用逐步分析法（stepwise multiple regression），以順向進入法，將對於應變數具有顯著影響且最大之自變數依序納入，同時以反向淘汰法，檢驗留在關係式之自變數，將任何未達顯著水準α之自變數淘汰，建立出最佳的複迴歸模型。以下為本研究最佳複迴歸模型之假設：

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}_{n*1} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{bmatrix}_{n*(p+1)} \begin{bmatrix} b_0 \\ \vdots \\ \vdots \\ b_p \end{bmatrix}_{(p+1)*1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}_{n*1},$$

也就是$\mathbf{y} = \mathrm{x}^{\mathrm{T}}\mathbf{b} + \boldsymbol{\varepsilon}$，其中$\boldsymbol{\varepsilon}$~N(0, $\begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{bmatrix}_{n*n}$)，y_i為第 i 位受測者之個人薪資，x_{ij}為第 i 位受測者第 j 個自變項之值，b_0為截距項，b_j為對應於第 j 個自變項的迴歸係數，ε_i為第 i 個誤差項且服從獨立的常態分配

建立出最佳複迴歸模型後，利用 Bonferroni 聯合信賴區間（Bonferroni joint confidence intervals）（詳細內容請參見迴歸分析用書 Neter, Kutner, Nachtsheim, Wasserman(1996)）建立多個迴歸係數的信賴區間，讓原本的點估計轉換成區間估計，藉此，我們可以在一定的信賴水準下，迴歸係數的估計會同時落在 Bonferroni 聯合信賴區間之內，其公式如下所示：

$$\mathrm{b_i} \pm \mathrm{t}\left(1 - \frac{\alpha}{2\mathrm{g}}; \mathrm{n} - \mathrm{p}\right)，\mathrm{i}=0，1，2\cdots，\mathrm{p}$$

其中，b_i為複迴歸模型第 i 個迴歸係數估計值，g 為同時預測之迴歸係數個數，α為顯著水準，n 為樣本個數，p 為自變數個數

DOI:10.6814/NCCU202100471

最後，我們可以建立出預測區間（Prediction intervals），其公式如下所示：

$$\hat{Y}_{new} \pm \mathrm{B} * \mathrm{s}\{\mathrm{pred}\}$$

- $\hat{Y}_{new} = \mathrm{X}_{\mathrm{new}}^{\mathrm{T}} * \mathrm{b}$

  ，$\mathrm{X}_{\mathrm{new}}$為預測樣本之自變數向量的值，b 為複迴歸模型對應$\mathrm{X}_{\mathrm{new}}$迴歸係數向量之估計值

- $\mathrm{B} = \mathrm{t}\left(1 - \frac{\alpha}{2}; \mathrm{n} - \mathrm{p}\right)$

- $\mathrm{s}^2\{\mathrm{pred}\} = \mathrm{MSE} + \mathrm{s}^2\{\hat{\mathrm{Y}}_{\mathrm{new}}\}$，其中$\mathrm{s}^2\{\hat{\mathrm{Y}}_{\mathrm{new}}\} = \mathrm{MSE}$（$\mathrm{X}_{\mathrm{new}}^{\mathrm{T}} * \mathrm{s}^2\{\mathrm{b}\} * \mathrm{X}_{\mathrm{new}}$）

，$\mathrm{s}^2\{\mathrm{b}\}$為迴歸係數估計值之樣本標準差

若要預測某一位 AMC 人士之個人薪資，可將「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」和「AMC 分數」帶入$\mathrm{X}_{\mathrm{new}}$裡，再利用預測區間公式，可得出該 AMC 人士之個人薪資預測區間，使得我們可以在一定的信賴水準下，所預測的個人薪資會落在此區間內。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

路徑分析（Path Analysis）

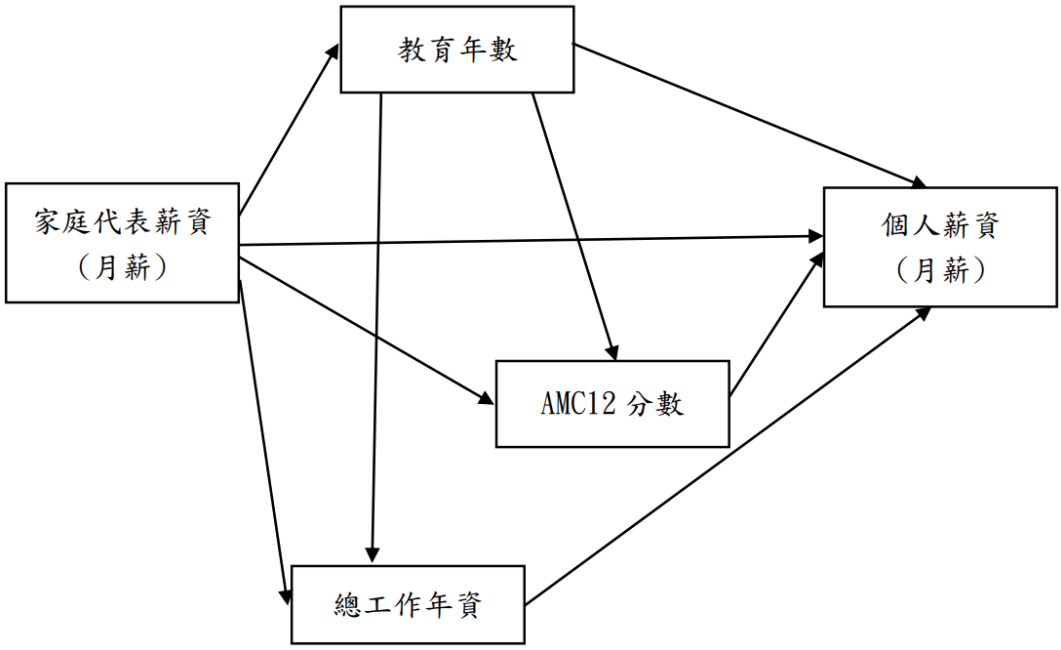


圖 3.1：路徑分析示例圖

我們將以本文所探討的幾個變數，可能的因果關係(如圖 3.1)，來解釋路徑分析。單箭號(⟶)表示因果關係的路徑關係，箭頭起點的一端稱為「因」，也就是在路徑分析模式中，由理論建構出來的自變項；而箭頭所指的另一端稱為「果」，也就是在路徑分析模式中，由理論建構出來的應變項，每個單箭號都代表一個迴歸式，虛無假設為H_0：迴歸式無顯著地因果關係，而對立假設為H_1：迴歸式有顯著地因果關係，由圖 3.1 可知，本研究有 9 個迴歸式。

DOI:10.6814/NCCU202100471

將圖 3.1 之迴歸式標準化後，其迴歸式之自變項係數即為路徑係數，需先檢驗自變項對於應變數是否顯著，若達到顯著，則路徑係數即為自變項對於應變數之影響力，而教育年數、AMC12 分數、總工作年資為中介變數，其作用為確認及解釋自變項與應變數之間的第三個假設變數，即闡述自變項與應變數之相關性，建立路徑分析模型後，則需要驗證模型與樣本資料是否相互適配，亦即說明假設的模型是否符合實際資料，以下表 3.3 為較重要的適配度檢核指標。(詳細內容可參考路徑分析用書余民寧(2006)、吳明隆(2007))

表 3.2：適配度檢核指標

指標名稱	公式	說明
卡方自由度比(CMIN/df)	$\frac{\text{CMIN}}{\text{df}}=\frac{\chi^2}{\text{df}}$	容易受到樣本大小影響
均方根近似誤(RMSEA)	$\text{RMSEA}=\sqrt{\frac{F_0}{\text{df}}}$	適配母群體共變數矩陣時的適配程度
適配度指標(GFI)與修正的適配度指標(AGFI)	$\text{GFI}=\left[\frac{\text{tr}(\Sigma^{-1}\text{S}-1)^2}{\text{tr}(\Sigma^{-1}\text{S})^2}\right]$ $\text{AGFI}=1-[(\frac{\text{k}}{\text{df}})(1-\text{GFI})]$ $\text{k}=\frac{(q+p)(q+p+1)}{2}$	1.AGFI 為 GFI 校正而來，使其不受單位影響 2.可用來比較兩個不同模式套用在同一份資料之間的適配程度
基準適配指標(NFI)	$\text{NFI}=\frac{\chi^2_{\text{null}}-\chi^2_{\text{proposed}}}{\chi^2_{\text{null}}}$	NFI 為比較某個所提模式與虛無模式之間的卡方值差距
非基準適配指標(NNFI)	$\text{NNFI}=\frac{\left(\frac{\chi^2_{\text{null}}}{\text{df}_{\text{null}}}\right)-\left(\frac{\chi^2_{\text{proposed}}}{\text{df}_{\text{proposed}}}\right)}{\left(\frac{\chi^2_{\text{null}}}{\text{df}_{\text{null}}}\right)-1}$	比較兩個對立模式之間的適配程度
增值適配指標(IFI)	$\text{IFI}=\frac{\chi^2_{\text{null}}-\chi^2_{\text{proposed}}}{\chi^2_{\text{null}}-\text{df}_{\text{proposed}}}$	表示某個待檢定之模式比虛無模式有多適配
相對適配指標(RFI)	$\text{RFI}=\frac{(\frac{\chi^2_{\text{n}}}{\text{df}_{\text{n}}}-\frac{\chi^2_{\text{m}}}{\text{df}_{\text{m}}})}{\frac{\chi^2_{\text{n}}}{\text{df}_{\text{n}}}}$	由 NFI 衍生出的指標
比較適配指標(CFI)	$\text{CFI}=\frac{\lambda_l-\lambda_k}{\lambda_l}$	測量從最少限制模式到最飽和模式時，非趨中參數的改善情形

DOI:10.6814/NCCU202100471

指標名稱	公式	說明
精簡正規化適配指標(PNFI)	$\mathrm{PNFI} = (\frac{df_{proposed}}{df_{null}})\mathrm{NFI}$	可用來比較兩個具有不同自由度的模式何者具精簡性
精簡適配度指標(PGFI)	$\mathrm{PGFI} = [\frac{df_{proposed}}{\frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)}]\mathrm{GFI}$	將模式的複雜度因素考量進GFI指標裡
適當樣本數(CN)	$\mathrm{CN} = \frac{\chi^2}{F} + 1$	模式要獲得一個可被接受的適配程度，所需最低數量的樣本大小
Akaike訊息效標(AIC)	$\mathrm{AIC} = \chi^2 - 2df$	用來比較兩個具有不同潛在變數數量模式之間的精簡程度

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

第四章 討論與分析

本研究分別以 SAS 9.4 FOUNDATION for windows 進行資料整理與統計分析、RStudio 進行圖之繪製以及 IBM SPSS Amos 21 進行路徑分析模型之建置。

本章共分四節，主要分析「性別」、「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」與「AMC 分數」是否與個人未來成就（個人薪資）有關，甚至是否有因果關係。首先，在第一節將對所收集的資料整理後作初步分析。由於 AMC 人士通常具有高三以上之學歷，且有適當管道獲取資訊且能參加 AMC 考試之人士，因此，他們的平均「個人薪資」是否高於我國全體受僱人員之平均「個人薪資」，將透過第二節單邊 t 檢定來作分析，接著，再分別利用單因子變異數分析及 t 檢定，以探討「性別」、「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」與「AMC 分數」是否具有組間平均「個人薪資」之顯著差異。在第三節中，我們將利用複迴歸分析探討「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」與「AMC 分數」如何共同影響「個人薪資」之變化，並對一般 AMC 人士提供「個人薪資」之預測區間。第四節，則利用路徑分析探討「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」與「AMC 分數」與「個人薪資」的因果關係。

第一節　樣本資料之觀察

(一)　合併資料統計表

本研究之問卷經整理後，其完整統計表如附錄一。但有的組數內存在極端值，影響到各個組數無法表達在該組內的真實平均情況，也為了符合後續分析需求，根據 Gravetter、Wallnau(1985)在《Statistics for the

DOI:10.6814/NCCU202100471

Behavioral Sciences》一書，說明進行單因子變異數分析時，每個細格人數應大於 30，本文作者將基本資料具有極端值之樣本以及人數低於 30 的組別進行合併，而總工作年資在 7 年以上之組別具有解釋意義，因此將其保留，得出簡單統計表如表 4.1。

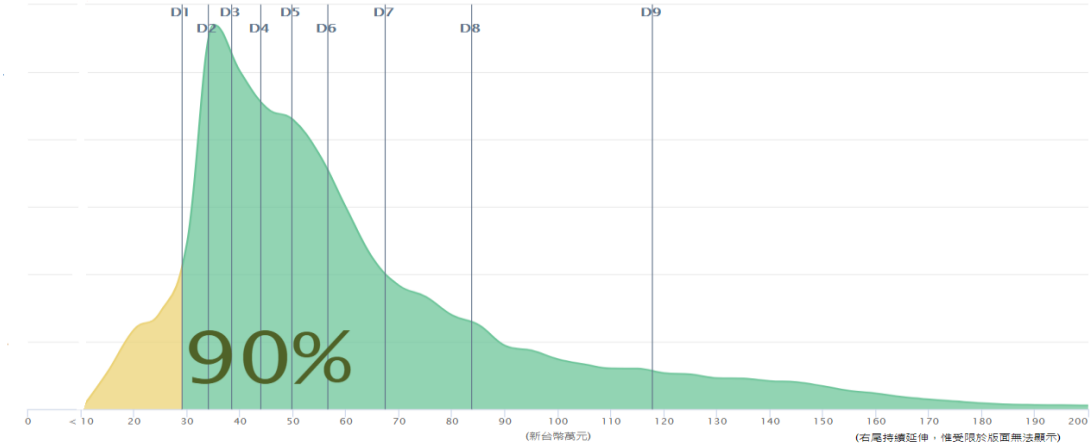
表 4.1：簡單統計表

資料名稱	類別	人數	個人薪資(萬元)	
			平均數	標準差
性別	男	131	6.42	3.7
	女	108	5.15	2.45
教育年數	大學以下	130	5.25	2.92
	碩士以上	109	6.56	3.49
總工作年資	1 年以下	43	5.91	3.72
	1~3 年	102	5.5	3.24
	4~6 年	69	6.32	3.15
	7 年以上	24	5.83	2.68
家庭代表薪資	4(含)萬以下	53	5.28	3.21
	4~7(含)萬	62	5.28	2.81
	7~10(含)萬	63	5.93	3.05
	10 萬以上	61	6.83	3.71
AMC 分數	70 分以下	32	4.82	2.88
	71~80 分	43	5.17	3.33
	81~90 分	66	5.59	2.87
	91~100 分	46	6.56	3.49
	101 分以上	52	6.73	3.4

(二) 本研究樣本及全國個人薪資之初步觀察

依據行政院主計處 108 年度所公布的全國受僱人員，其個人薪資平均為 5.37 萬，可看出本研究樣本之個人薪資分布略高於全國受僱人員之個人薪資分布，因此，我們在研究目的之待答問題七提出以下問題，「本研究母體之平均個人薪資是否高於我國全體受僱人員之平均個人薪資?」

DOI:10.6814/NCCU202100471



D1：第1十分位數 29.1 萬元 **D2**：第2十分位數 34.0 萬元 **D3**：第3十分位數 38.6 萬元 **D4**：第4十分位數 44.1 萬元
D5：第5十分位數(中位數) 49.8 萬元 **D6**：第6十分位數 56.7 萬元 **D7**：第7十分位數 67.4 萬元 **D8**：第8十分位數 83.8 萬元
D9：第9十分位數 117.9 萬元

圖 4.1：主計處 108 年度全國受雇人員個人薪資分布圖

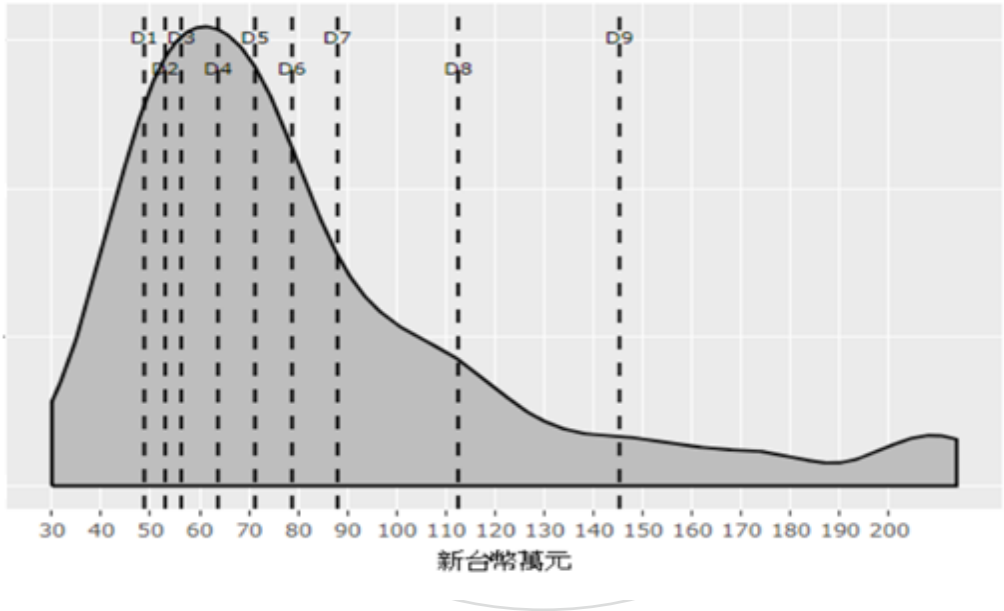


圖 4.2：本問卷調查之個人薪資分布圖

(三)資料初步分析

為了瞭解自變數「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」與「AMC 分數」，對於應變數「個人薪資」的整體關係為何，我們先進行簡單的初步分析找出估計式，其結果如下所示：

DOI:10.6814/NCCU202100471

個人薪資(月薪)

$$= -3.7949 + 3.2417 \times 10^{-5} \times \text{教育年數} + 1.5789 \times 10^{-5} \times \text{總工作年資} + 1.9329 \times 10^{-5} \times \text{家庭代表薪資(月薪)} + 2.515 \times 10^{-6} \times \text{AMC 分數}$$

由上述估計式，可得出「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」與「AMC 分數」變數係數為正，即上述這些變數對於「個人薪資」為正向關係。為驗證這些自變數與應變數是否為顯著相關，我們將先檢驗應變數是否為常態分布。

(四)　應變數(個人薪資)為非常態分配預處理

因後續分析之圖表為 SAS 之截圖，為方便閱讀，表 4.3 提供原變數名稱及 SAS 名稱對照表。

表 4.2：原變數名稱及 SAS 名稱對照表

原變數名稱	SAS 變數名稱
個人薪資	p_inc
教育年數	education
總工作年資	working_year
家庭代表薪資	f_inc
AMC 分數	score
轉換後個人薪資	t_p_inc

利用常態分布 Q-Q 圖以及直方圖觀察應變數資料分布情形，其結果如圖 4.3、圖 4.4。

DOI:10.6814/NCCU202100471

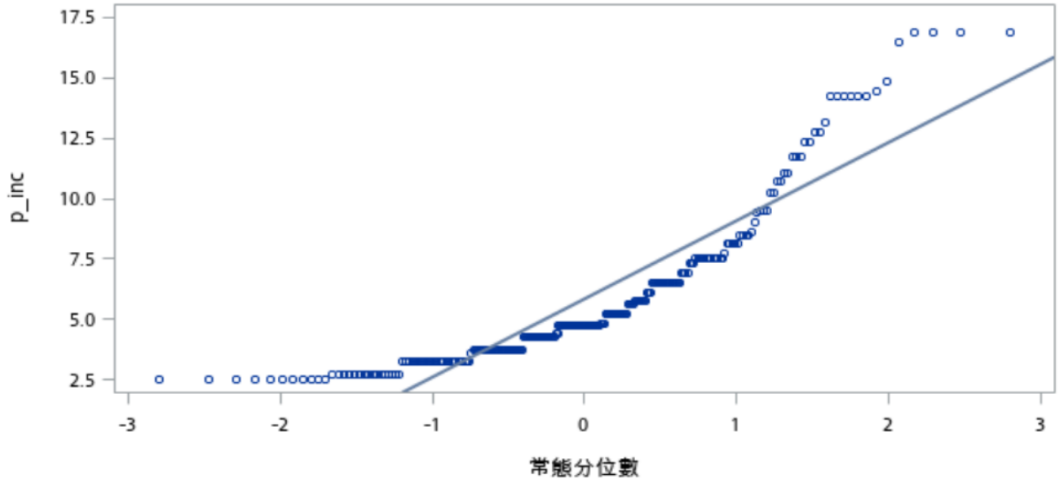


圖 4.3：個人薪資之常態分布 Q-Q 圖

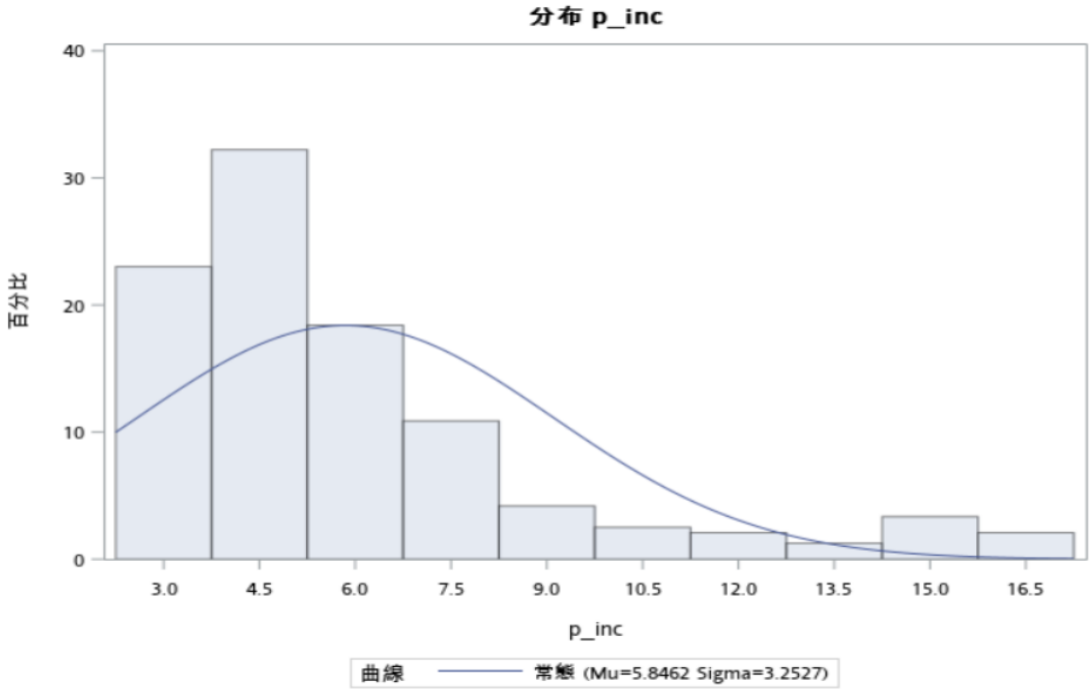


圖 4.4：個人薪資之直方圖

由圖 4.3 以及圖 4.4 可知，有許多樣本點偏離了常態分布 QQ-plot 直線，且直方圖右偏分布，因此猜測本研究應變數不符合常態分布，再利用 Shapiro-normality test，以檢定方式驗證應變數是否為常態，

DOI:10.6814/NCCU202100471

其 p 值為$5.69 * 10^{-16}$<0.001，拒絕常態分布假設，則更確信本研究應變數（個人薪資）為非常態分配。

接下來利用 Box-Cox 轉換，使應變數作非線性轉換，利用最大概似估計法求得最佳λ 值為 $-\frac{1}{2}$，亦即$t_p_inc = p_inc^{-\frac{1}{2}}$；也就是「轉換後個人薪資」＝(「個人薪資」)$^{-\frac{1}{2}}$，之後，利用常態分布 Q-Q 圖以及直方圖觀察轉換後之應變數資料分布情形，如圖 4.5、圖 4.6。

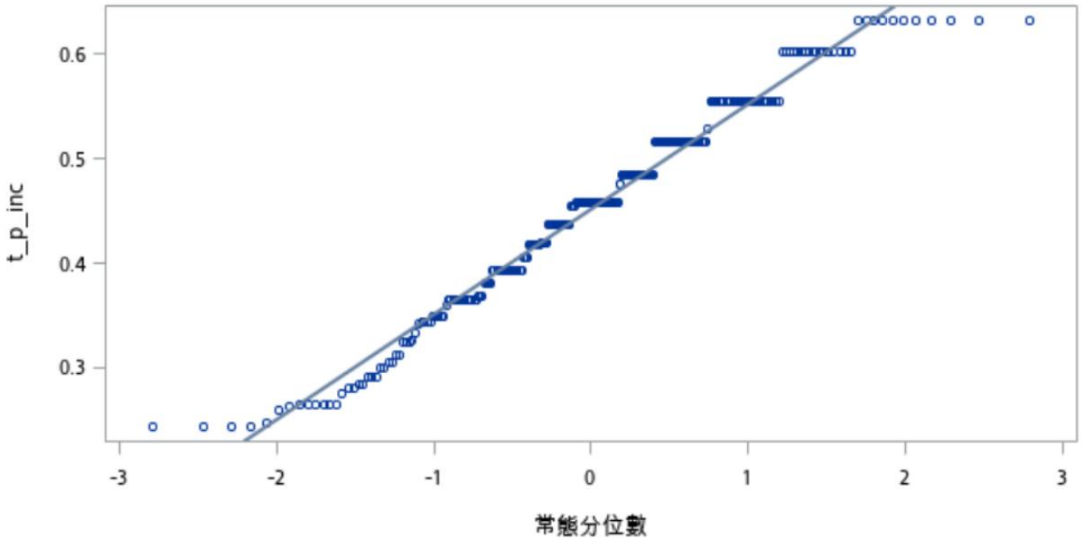


圖 4.5：轉換後個人薪資之常態分布 Q-Q 圖

DOI:10.6814/NCCU202100471

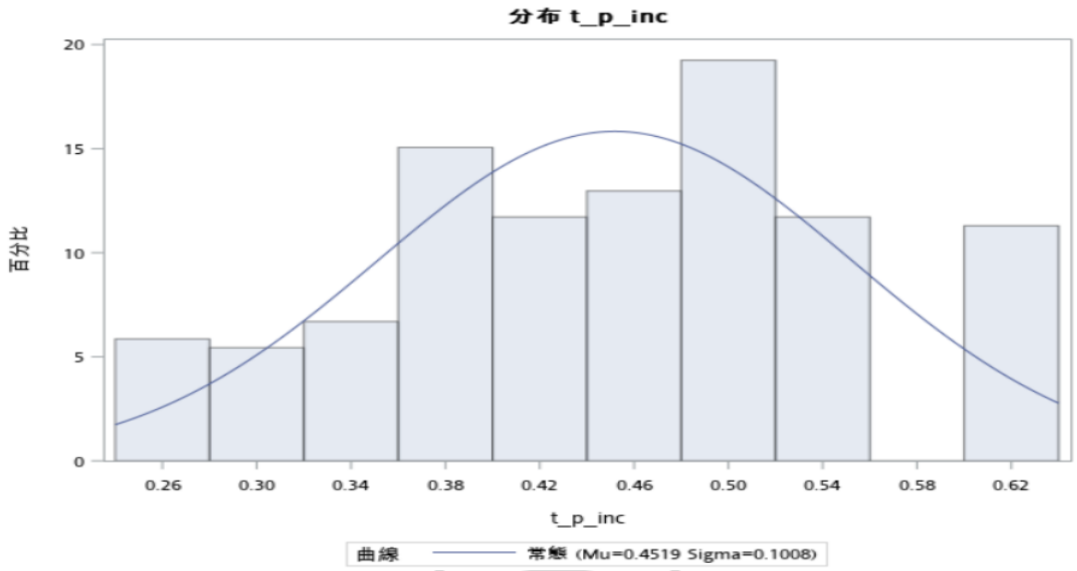


圖 4.6：轉換後個人薪資之直方圖

雖然轉換後應變數(t_p_inc)之 Shapiro-normality test 的 p 值為 0.0002372<0.001，拒絕虛無假設，但由於選取的λ值已經是最佳次方，且由圖 4.5 與圖 4.6 得知，「轉換後個人薪資」之常態分布 Q-Q 圖的樣本點更趨近於一條斜線，其直方圖也有往中間集中之趨勢，因此勉強接受轉換後應變數符合常態分布假設，所以在後續分析時，我們以「轉換後個人薪資」代替原始「個人薪資」。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第二節　平均個人薪資之差異性分析：受測樣本及全國受僱人員與各變數不同組間

本節將利用單邊 t 檢定與單因子變異數分析(one-way ANOVA)分析方法，回答第一章第二節研究目的之待答問題。

(一)　本研究母體之平均個人薪資是否高於我國全體受僱人員之平均個人薪資?

利用單邊 t 檢定做分析，令本研究假設母體平均數為μ，研究假設為 H_0：$\mu = 5.37$；H_1：$\mu > 5.37$，亦即虛無假設μ等同我國全體受僱人員之平均「個人薪資」為 5.37 萬，對立假設為大於 5.37 萬元，即便回答問題七：「本研究母體之平均個人薪資是否高於我國全體受僱人員之平均個人薪資?」之結論，統計檢定結果如表 4.3。

表 4.3：個人薪資之平均的檢定結果

虛無假設平均數=5.37(萬元)				
資料名稱	人數	平均數	標準差	t 值	p 值
個人薪資	239	5.85	3.25	2.2635*	0.01225

*p<0.05

因為 p 值<0.05，拒絕虛無假設，因此，本研究母體之平均「個人薪資」顯著高於全國受僱人員之平均「個人薪資」（5.37 萬元），所以，問題七答案為肯定的。

DOI:10.6814/NCCU202100471

（二） 各變數不同組別如何影響個人薪資

本小節將回答問題一：「性別會影響個人薪資嗎？」、問題二：「教育程度會影響個人薪資嗎？」、問題三：「工作年資會影響個人薪資嗎？」、問題四：「家庭代表薪資會影響個人薪資嗎？」和問題五：「AMC 分數會影響個人薪資嗎？」。

為了回答問題一至五，需先建立各自變數對於「個人薪資」之研究假設，如表 4.4。

表 4.4：各自變數之組間是否具差異研究假設

自變數	研究假設		備註
性別	虛無假設	$\mu_{s1} = \mu_{s2}$	μ_{s1}：男性之個人薪資平均、 μ_{s2}：女性之個人薪資平均
	對立假設	$\mu_{s1} \neq \mu_{s2}$	
教育年數	虛無假設	$\mu_{e1} = \mu_{e2}$	μ_{e1}：大學以下之個人薪資平均、 μ_{e2}：碩士以上之個人薪資平均
	對立假設	$\mu_{e1} \neq \mu_{e2}$	
總工作年資	虛無假設	$\mu_{w1} = \mu_{w2} = \mu_{w3} = \mu_{w4}$	μ_{w1}：1 年以下之個人薪資平均、 μ_{w2}：1~3 年之個人薪資平均 、 μ_{w3}：4~6 年之個人薪資平均、 μ_{w4}：7 年以上之個人薪資平均
	對立假設	μ_{wi}不全等 i=1, 2, 3, 4	
家庭代表薪資	虛無假設	$\mu_{f1} = \mu_{f2} = \mu_{f3} = \mu_{f4}$	μ_{f1}：4 萬以下之個人薪資平均、 μ_{f2}：4~7 萬之個人薪資平均、 μ_{f3}：7~10 萬之個人薪資平均、 μ_{f4}：10 萬以上之個人薪資平均
	對立假設	μ_{fi}不全等 i=1, 2, 3, 4	
AMC 分數	虛無假設	$\mu_{a1} = \mu_{a2} = \mu_{a3} = \mu_{a4} = \mu_{a5}$	μ_{a1}：70 分以下之個人薪資平均、 μ_{a2}：71~80 分之個人薪資平均、 μ_{a3}：81~90 分之個人薪資平均、 μ_{a4}：91~100 分之個人薪資平均、 μ_{a5}：101 分以上之個人薪資平均
	對立假設	μ_{ai}不全等 i=1, 2, 3, 4, 5	

DOI:10.6814/NCCU202100471

進行單因子變數分析時，需檢測各變數組間變異數是否相等，常利用 Levene 檢定進行驗證，我們將「性別」、「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」和「AMC 分數」五個自變數進行 Levene 檢定，其結果分析如表 4.5。

表 4.5：Levene 檢定值

變數	自由度	F 值	p 值
性別	1	0.6725	0.413
教育年數	1	0.0228	0.8802
總工作年資	3	2.3839	0.07
家庭代表薪資	3	0.2077	0.891
AMC 分數	4	0.5661	0.6875

由表 4.5 可知，所有變數 p 值>0.05，不拒絕虛無假設，表示接受所有變數變異數皆相等，再由變異數相等假設，進行單因子變異數分析，其結果分析整理如表 4.6。

表 4.6：本問卷調查之變異數分析與 Schèffe 事後比較結果

資料名稱	類別	人數	個人薪資(萬元)		F 值	p 值	Schèffe 事後比較
			平均數	標準差			
性別	1.男	131	6.42	3.7	7.548**	0.006	1>2
	2.女	108	5.15	2.45			
教育年數	1.大學以下	130	5.25	2.92	13.06***	0.0003	2>1
	2.碩士以上	109	6.56	3.49			
總工作年資	1. 1 年以下	43	5.91	3.72	1.971	0.119	
	2. 1~3 年	102	5.5	3.24			
	3. 4~6 年	69	6.32	3.15			
	4. 7 年以上	24	5.83	2.68			

DOI:10.6814/NCCU202100471

續前頁表格

資料名稱	類別	人數	個人薪資(萬元) 平均數	標準差	F 值	p 值	Schèffe 事後比較
家庭代表薪資	1. 4(含)萬以下	53	5.28	3.21	3.994**	0.008	4>1
	2. 4~7(含)萬	62	5.28	2.81			4>2
	3. 7~10(含)萬	63	5.93	3.05			
	4. 10 萬以上	61	6.83	3.71			
AMC 分數	1. 70 分以下	32	4.82	2.88	4.294**	0.002	5>1 5>2
	2. 71~80 分	43	5.17	3.33			
	3. 81~90 分	66	5.59	2.87			
	4. 91~100 分	46	6.56	3.49			
	5. 101 分以上	52	6.73	3.4			

p<0.01，*p<0.001

由表 4.6 可知，在各變數組間變異數相等之情況，本研究母體的「個人薪資」會因「家庭代表薪資」、「AMC 分數」、「性別」以及「教育年數」之不同而有顯著差異，其統計結果分析如下：

(i). 「性別」變數經單因子變異數分析後，其 F 值為 7.548（此時 p 值為 0.006<0.05），拒絕虛無假設，即平均「個人薪資」會因「性別」不同而有顯著差異，再由「Schèffe」事後比較分析得知，「男性」之平均「個人薪資」顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」。

本文作者觀察到從事「理工與醫療相關」職業之男性比例大於女性比例，且「理工與醫療相關」職業之平均「個人薪資」高於「非理工與醫療相關」職業之平均「個人薪資」，因此「個人薪資」之「性別」差異是否

DOI:10.6814/NCCU202100471

因職業不同而造成？本研究之樣本中職業為「理工與醫療相關」的人數為129 人，其中「男性」佔 63.6%，「女性」佔 36.4%；職業為「非理工與醫療相關」的人數為 110 人，其中「男性」佔 44.5%，「女性」佔 55.5%；平均個人薪資較高的「理工與醫療相關」職業中「男性」佔比較高，而平均個人薪資較低的「非理工與醫療相關」職業中「男性」佔比較低，是否因而造成「男性」之平均「個人薪資」顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」？也就是說，職業別是否為平均「個人薪資」性別差異之干擾變數？我們將在下一段利用單因子變異數分析之統計方法回答此問題。

我們將職業分為兩個組別，分別為「理工與醫療相關」及「非理工與醫療相關」。首先探討職業為「理工與醫療相關」之 AMC 人士的平均個人薪資中，「男性」之平均「個人薪資」是否仍然顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」？經單因子變異數分析後，得到 F 值為 1.235（此時 p 值為 0.208>0.05），不拒絕虛無假設，即職業為「理工與醫療相關」之「男性」的平均「個人薪資」不會顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」。接下來再探討職業為「非理工與醫療相關」之 AMC 人士的平均個人薪資中，「男性」之平均「個人薪資」是否也是顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」？經單因子變異數分析後，得到 F 值為 3.061（此時 p 值為 0.08>0.05），不拒絕虛無假設，即職業為「非理工與醫療相關」之「男性」的平均「個人薪資」不會顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」。所以職業別，應為平均「個人薪資」性別差異之干擾變數。

(ii). 「教育年數」變數經單因子變異數分析後，其 F 值為 13.06 （此時 p 值為 0.0004<0.05)，拒絕虛無假設，即平均「個人薪資」會因「教育年數」不同而有顯著差異，再由「Schèffe」事後比較分析得知，「碩士以上

DOI:10.6814/NCCU202100471

(含碩士)」之平均「個人薪資」顯著地高於「大學以下(含大學)」之平均「個人薪資」。

(iii). 「總工作年資」變數經單因子變異數分析後，其 F 值為 1.971（此時 p 值為 0.119>0.05），不拒絕虛無假設，即平均「個人薪資」不會因「總工作年資」不同而有顯著差異。

(iv). 「家庭代表薪資」變數經單因子變異數分析後，其 F 值為 3.994（此時 p 值為 0.008<0.05），拒絕虛無假設，即平均「個人薪資」會因「家庭代表薪資」不同而有顯著差異，再由「Schèffe」事後比較分析得知，家庭代表薪資在「10 萬以上」的組別，其平均「個人薪資」分別顯著地高於另兩組家庭代表薪資在「4 萬以下」以及「4~7 萬」的平均「個人薪資」。

(v). 「AMC 分數」變數經單因子變異數分析後，其 F 值為 4.294（此時 p 值為 0.002<0.05），拒絕虛無假設，即「個人薪資」會因「AMC 分數」不同而有顯著差異，再由「Schèffe」事後比較分析得知，AMC 分數在「101 分以上」的組別，其平均「個人薪資」分別顯著地高於另兩組 AMC 分數在「70 分以下」以及「71~80 分」的平均「個人薪資」。

DOI:10.6814/NCCU202100471

另外，我們也提供每個變數的 Schèffe 多重比較信賴區間（如表 4.7），若信賴區間不包含 0 時，則兩個組別有顯著差異，因此亦可看出如表 4.6 中「Schèffe 事後比較」相同的結果。

表 4.7：95%　Schèffe 多重比較信賴區間

資料名稱	類別	比較組別	95% Schèffe 信賴區間
性別	1. 男 2. 女	1-2	(-0.061, -0.01)
教育年數	1. 大學以下 2. 碩士以上	1-2	(-0.071, -0.21)
總工作年資	1. 1 年以下	1-2	(-0.049, 0.054)
		1-3	(-0.088, 0.216)
	2. 1~3 年	1-4	(-0.091, 0.053)
		2-3	(-0.079, 0.008)
	3. 4~6 年	2-4	(-0.085, 0.043)
	4. 7 年以上	3-4	(-0.052, 0.081)
家庭代表薪資	1. 4(含)萬以下	1-2	(-0.059, 0.046)
		1-3	(-0.083, 0.021)
	2. 4~7(含)萬	1-4	(-0.109, -0.004)
		2-3	(-0.075, 0.025)
	3. 7~10(含)萬	2-4	(-0.1, -0.0002)
		3-4	(-0.075, 0.025)
	4. 10 萬以上		
AMC 分數	1. 70 分以下	1-2	(-0.083, 0.059)
		1-3	(-0.103, 0.028)
	2. 71~80 分	1-4	(-0.133, 0.007)
		1-5	(-0.141, -0.004)
	3. 81~90 分	2-3	(-0.086, 0.034)
		2-4	(-0.116, 0.014)
	4. 91~100 分	2-5	(-0.124, -0.002)
		3-4	(-0.084, 0.034)
	5. 101 分以上	3-5	(-0.091, 0.022)
		4-5	(-0.072, 0.052)

DOI:10.6814/NCCU202100471

最後，為進一步了解各變數在不同組別時平均「個人薪資」的信賴區間，我們也提供以下結果，如表 4.8。例如，我們有 95%信心水準，「男性」之平均「個人薪資」會落在(5.783,7.057)萬元。另外我們觀察到，「總工作年資」在「4~6 年」的 AMC 人士中，他們「個人薪資」之樣本平均反而大於「7 年以上」的 AMC 人士「個人薪資」之樣本平均，這樣的原因，可能因為「教育年數」相較「總工作年資」對於「個人薪資」有更大的影響。由原始數據顯示，「總工作年資」在「4~6 年」之 AMC 人士中，「教育年數」為「碩士以上」佔 40%；而「總工作年資」在「7 年以上」之 AMC 人士中，「教育年數」為「碩士以上」僅佔 33%。

表 4.8：各變數之 95% 信賴區間表

資料名稱	類別	人數	個人薪資(萬元)		95% 信賴區間
			平均數	標準誤	
性別	1.男	131	6.42	0.3233	(5.783,7.057)
	2.女	108	5.15	0.2358	(4.685,5.615)
教育年數	1.大學以下	130	5.25	0.2561	(4.745,5.755)
	2.碩士以上	109	6.56	0.3343	(5.901,7.219)
總工作年資	1. 1 年以下	43	5.91	0.5673	(4.792,7.028)
	2. 1~3 年	102	5.5	0.3208	(4.868,6.132)
	3. 4~6 年	69	6.32	0.3792	(5.573,7.067)
	4. 7 年以上	24	5.83	0.5471	(4.752,6.908)
家庭代表薪資	1. 4(含)萬以下	53	5.28	0.4409	(4.411,6.149)
	2. 4~7(含)萬	62	5.28	0.3569	(4.577,5.983)
	3. 7~10(含)萬	63	5.93	0.3843	(5.173,6.687)
	4. 10 萬以上	61	6.83	0.475	(5.894,7.766)
AMC 分數	1. 70 分以下	32	4.82	0.5091	(3.817,5.823)
	2. 71~80 分	43	5.17	0.5078	(4.17,6.17)
	3. 81~90 分	66	5.59	0.3533	(4.894,6.286)
	4. 91~100 分	46	6.56	0.5146	(5.546,7.574)
	5. 101 分以上	52	6.73	0.4715	(5.801,7.659)

DOI:10.6814/NCCU202100471

第三節　複迴歸分析

為了回答問題六：「前述因素如何整體地影響個人薪資？」，我們將在本小節建立複迴歸模型，並且將「轉換後個人薪資」當作應變數，「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」和「AMC 分數」當作自變數。藉此建立出各自變數對於應變數之關係，也可作為預測「個人薪資」使用。

我們從過去相關文獻發現，自變數間可能存在交互作用項，因此，將「轉換後個人薪資」作為應變數，「家庭代表薪資」、「教育年數」、「總工作年資」、「AMC 分數」為自變數外，增加「家庭代表薪資× 教育年數」、「家庭代表薪資× 教育年數」、「家庭代表薪資× 總工作年資」、「教育年數× 總工作年資」、「教育年數× AMC 分數」和「總工作年資× AMC 分數」等交互作用項於模型中，再利用逐步迴歸法，建構最適合之複迴歸模型，並得到以下估計式。

$$\text{轉換後個人薪資} \equiv \left(\text{個人薪資}(\text{月薪})\right)^{-\frac{1}{2}}$$
$$= 0.75901 - 1.367 \times 10^{-2} \times \text{教育年數} - 7.299 \times 10^{-5}$$
$$\times [\text{家庭代表薪資}(\text{月薪}) \times \text{AMC 分數}] - 9.618 \times 10^{-5}$$
$$\times [\text{總工作年資} \times \text{AMC 分數}]，R^2 = 0.16$$

由上述估計式，可得知「轉換後個人薪資」之值越小，則原始變數的「個人薪資」之值越大，而「教育年數」對於「轉換後個人薪資」為負的線性關係，所以「教育年數」越高，其「轉換後個人薪資」越低，則「個人薪資」越高，為了觀察各變數對於「個人薪資」的變化，我們挑選一個變數作為改變變數，其餘三個變數不變稱為固定變數，觀察改變變數的變化對於「個人薪資」之變化，從我們建立的模型可知，各個自變數對於「個人薪資」皆為正向關

DOI:10.6814/NCCU202100471

係，觀察任一改變變數，其值越高，若其他固定變數之值越高，則「個人薪資」也隨之越高，且「個人薪資」變化幅度也有遞增的趨勢。

由於應變數為「個人薪資」的平分根之倒數，因此自變項值的增加，對於「個人薪資」的增加量並非為線性關係。我們在附錄二提供所有自變數在不同值（Q1（25%分位數）、Q2（中位數）或 Q3（75%分位數））時的「個人薪資」預測值。為顯示「AMC 分數」增加時，「個人薪資」預測值如何變動，我們從附錄二中擷取部分資料，整理後如表 4.8。

表 4.9：AMC 分數改變下個人薪資預測值之變化

				改變變數		個人薪資增加量(萬元)	
教育年數	總工作年資	家庭代表薪資(萬元)		AMC 分數	個人薪資預測值(萬元)	AMC 每增加 10 分	家庭代表薪資增加量(Q1→Q2 及 Q2→Q3)
16	2	Q1	3.75	75.25	3.6244		
16	2			85.25	3.6511	0.0267	
16	2			95.25	3.6781	0.027	
16	2	Q2	6.5	75.25	3.63		0.0056
16	2			85.25	3.6567	0.0267	0.0056
16	2			95.25	3.6838	0.0271	0.0057
16	2	Q3	10.25	75.25	3.6376		0.0076
16	2			85.25	3.6644	0.0268	0.0077
16	2			95.25	3.6915	0.0271	0.0078

由表 4.9 可知，在「AMC 分數」、「教育年數」及「總工作年資」固定下，當「家庭代表薪資」越高，其「個人薪資」預測值也會隨之變高；「AMC 分數」每增加 1 分，其「個人薪資」預測值大約增加 27 元。另外也可看出「家庭代表薪資」越高，「個人薪資」預測值越高；「家庭代表薪資」每增加 1 萬元，「個人薪資」預測值大約增加 20 元

DOI:10.6814/NCCU202100471

建立出最佳的複迴歸模型後，進一步提供所有自變項係數之 Bonferroni 95% 聯合信賴區間，結果如表 4.10。

其中 Bonferroni 公式之 t 值為

$$= t\left(1-\frac{\alpha}{2g};n-p\right) = 2.51708，\alpha = 0.05，g = 3，p = 4，n = 239$$

表 4.10：迴歸係數之 Bonferroni 之 95% 聯合信賴區間

	估計值	標準誤	Bonferroni 之 95% 信賴區間
教育年數(β_1)	-1.367×10^{-2}	4.547×10^{-3}	$(-2.463\times10^{-2}, -2.706\times10^{-3})$
家庭代表薪資×AMC 分數(β_2)	-7.299×10^{-5}	1.515×10^{-5}	$(-7.664\times10^{-4}, -6.934\times10^{-4})$
總工作年資×AMC 分數(β_3)	-9.618×10^{-5}	2.692×10^{-5}	$(-6.829\times10^{-4}, -5.531\times10^{-4})$

由表 4.10 可得出，我們有 95%的信心水準，所有β_k會落在 Bonferroni 的 95%聯合信賴區間之內，（β_1, β_2, β_3）信賴區間皆為負值，顯示我們有 95%的信心水準，上述 3 個自變項同時對於個人薪資有顯著地正相關。

最後，利用預測區間公式，我們可以在 50%與 95%的信賴水準下，可得出任一位 AMC 人士之個人薪資預測區間。以下提供幾位典型 AMC 人士之預測區間，將其代入公式內，其結果如表 4.11。例如，在 $\alpha = 0.5$ 時，我們有 50%信心水準，當「教育年數」、「家庭代表薪資」、「總工作年資」及「AMC 分數」皆為 Q2（中位數）的 AMC 人士，其個人薪資預測區間會落在(3.347,5.661)萬元。

DOI:10.6814/NCCU202100471

表 4.11：典型 AMC 人士之個人薪資預測區間

AMC 人士代號	教育年數	家庭代表薪資	總工作年資	AMC 分數	$\hat{Y}$	s{pred}	個人(月)薪資預測區間	
1	16 (Q1/Q2)	6.5 (Q2)	2 (Q1/Q2)	85.25 (Q2)	0.4834	0.0935	$\alpha = 0.05$	(2.243,11.169)
							$\alpha = 0.5$	(3.347,5.661)
2	18 (Q3)	6.5 (Q2)	2 (Q1/Q2)	85.25 (Q2)	0.4561	0.0935	$\alpha = 0.05$	(2.439,13.52)
							$\alpha = 0.5$	(3.709,6.476)
3	16 (Q1/Q2)	3.75 (Q1)	2 (Q1/Q2)	85.25 (Q2)	0.5006	0.0936	$\alpha = 0.05$	(2.131,10.006)
							$\alpha = 0.5$	(3.146,5.229)
4	16 (Q1/Q2)	10.25 (Q3)	2 (Q1/Q2)	85.25 (Q2)	0.4601	0.0936	$\alpha = 0.05$	(2.408,13.151)
							$\alpha = 0.5$	(3.651,6.348)
1	16 (Q1/Q2)	6.5 (Q2)	2 (Q1/Q2)	85.25 (Q2)	0.4834	0.0935	$\alpha = 0.05$	(2.243,11.169)
							$\alpha = 0.5$	(3.347,5.661)
5	16 (Q1/Q2)	6.5 (Q2)	5 (Q3)	85.25 (Q2)	0.4589	0.0934	$\alpha = 0.05$	(2.419,13.247)
							$\alpha = 0.5$	(3.669,6.383)
6	16 (Q1/Q2)	6.5 (Q2)	2 (Q1/Q2)	75.25 (Q1)	0.4901	0.0936	$\alpha = 0.05$	(2.198,10.693)
							$\alpha = 0.5$	(3.266,5.487)
7	16 (Q1/Q2)	6.5 (Q2)	2 (Q1/Q2)	95.25 (Q3)	0.4768	0.0935	$\alpha = 0.05$	(2.289,11.679)
							$\alpha = 0.5$	(3.43,5.845)

Q1（25%分位數）、Q2（中位數）、Q3（75%分位數）

DOI:10.6814/NCCU202100471

第四節　路徑分析

接下來，我們以路徑分析方法，從另一個角度回答問題六：「前述因素如何整體地影響個人薪資？」，本節利用 SPSS-AMOS 21 套件以及自助重抽法(bootstrap)之抽樣方法，建構路徑分析模型，對於建構的模型加以驗證，並繪製關係圖，以了解本研究樣本各變數對於個人薪資之直接效果與間接效果。

首先，對於本文作者所建構的路徑分析模型做適配度檢定，本研究採用 Hair et al.(1998)將整體模式適配度評估分成三類:「絕對適配度」(absolute fit measurement)、「增值適配度」(incremental fit measurement)以及「簡約適配度」(parsimonious fit measurement)，來評鑑假設的路徑分析模式與問卷資料是否相互適配，其適配度測量敘述如下:

1. 絕對適配度：根據實際資料的相關係數矩陣或共變數矩陣與假設理論模式推導的相關係數矩陣或共變數矩陣之間的差異。本研究衡量指標為：最小適配函數卡方值(CMIN)/自由度、均方根近似誤(RMSEA)、適配度指標(GFI)以及調整後適配度指標(AGFI)。由表 4.12 得知，CMIN/df 為 0.448，RMESA 為 0，GFI 為 0.999，AGFI 為 0.989，各適配度皆符合標準，故本研究絕對適配度良好。

2. 增值適配度：假設所有觀察變數間彼此獨立，稱為「基準線模式」，將待檢驗的假設理論模式與基準線模式之適配度相互比較，以判別模式的契合度。本研究衡量指標為：基準適配指標(NFI)、非基準適配指標(NNFI)、增值適配指標(IFI)、相對適配指標(RFI)以及比較適配指標(CFI)。由表 4.12 得知，NFI 為 0.992，NNFI 為 1.121，IFI 為 1.01，RFI 為 0.919，各適配度皆符合標準，故本研究增值適配度良好。

DOI:10.6814/NCCU202100471

3. 簡約適配度：在達到預測的適配程度下，模式所需要進行估計的最少參數個數。本研究衡量指標為：精簡正規化適配指標(PNFI)、精簡適配度指標(PGFI)、適當樣本數(CN)以及 Akaike 訊息效標(AIC)。由表 4.12 得知，PNFI 為 0.099，PGFI 為 0.067，CN 為 2043，AIC 為 28.4，除了 PNFI 和 PGFI 不符合標準，其他適配度皆符合標準，故本研究簡約適配度尚可。

表 4.12：本問卷調查適配度分析

	適配指標	理想值	模型檢定結果	模型適配判斷
絕對適配度	CMIN/df	<=3	0.448	良好
	RMESA	<0.05	0	良好
	GFI	>0.9	0.999	良好
	AGFI	>0.9	0.989	良好
增值適配度	NFI	>0.9	0.992	良好
	NNFI	>0.9	1.121	良好
	IFI	>0.9	1.01	良好
	RFI	>0.9	0.919	良好
	CFI	>0.9	1	良好
簡約適配度	PNFI	>0.5	0.099	不良
	PGFI	>0.5	0.067	不良
	CN	>250	2043	良好
	AIC	<30	28.4	良好

DOI:10.6814/NCCU202100471

在本研究中，由5個變數建構模型，分別為「個人薪資」、「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」及「AMC分數」，且提出9個假設，其研究假設結果如表4.13，我們從研究假設所得到的結果，繪製路徑關係圖，以便讀者可以更快理解本研究之路徑模型，其如圖4.7。

表4.13：研究假設與路徑係數

代號	路徑關係	路徑係數	t值	p值	是否有顯著
1	家庭代表薪資→教育年數	0.052	0.018	0.422	N
2	家庭代表薪資→AMC分數	0.108	0.46	0.094	N
3	家庭代表薪資→總工作年資	-0.099	-0.062	0.11	N
4	家庭代表薪資→個人薪資	0.243	0.193***	<0.001	Y
5	教育年數→AMC分數	0.074	0.933	0.252	N
6	教育年數→總工作年資	-0.279	-0.52***	<0.001	Y
7	教育年數→個人薪資	0.138	0.324*	0.031	Y
8	AMC分數→個人薪資	0.135	0.025*	0.029	Y
9	總工作年資→個人薪資	0.125	0.158*	0.05	Y

*p<0.05 ***p<0.001

DOI:10.6814/NCCU202100471

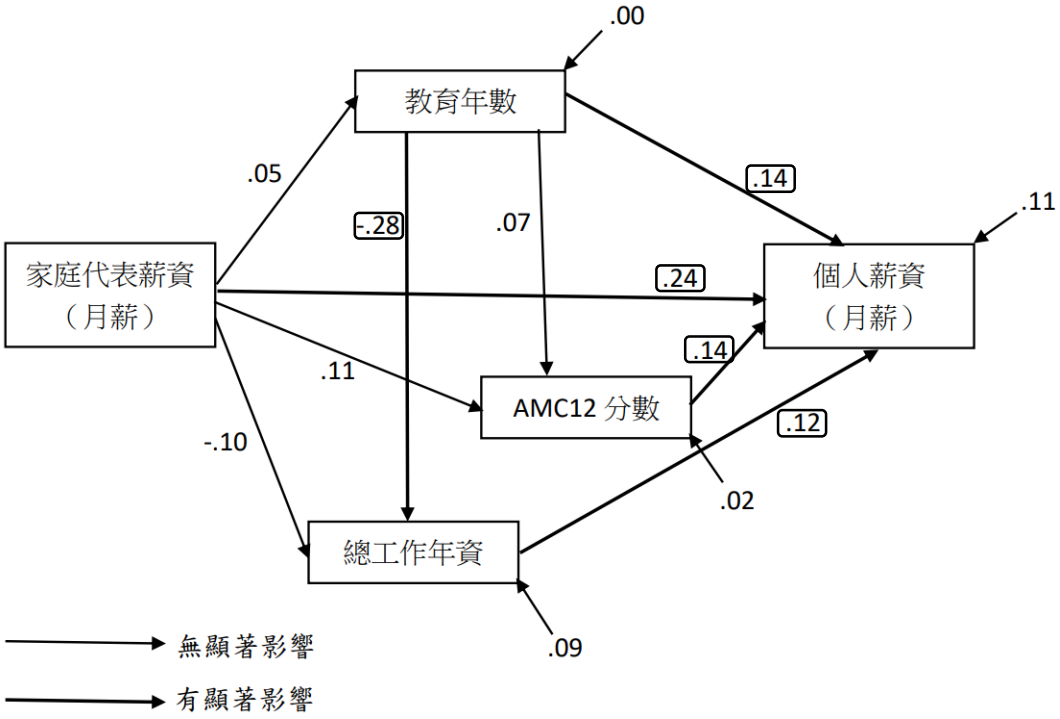


圖 4.7：路徑分析圖

由表 4.13 與圖 4.7 可知，

(i). 「家庭代表薪資」經模型檢驗後，其 p 值<0.05，拒絕虛無假說，即「家庭代表薪資」對於「個人薪資」有顯著地正向直接影響，其效果值為 0.243。

(ii). 「AMC 分數」經模型檢驗後，其 p 值<0.05，拒絕虛無假說，即「AMC 分數」對於「個人薪資」有顯著地正向直接影響，其效果值為 0.135。

(iii). 「教育年數」與「總工作年資」經模型檢驗後，其 p 值<0.05，拒絕虛無假說，即「教育年數」與「總工作年資」分別對於「個人薪資」有顯著地正向直接影響，其效果值分別為 0.138 與 0.125，而「總工作年資」為「教育年數」與「個人薪資」之中介變數，且「教育年數」對於「總工作年資」有顯著地負向影響，其效果值為-0.279，整體來說，總效果值為 0.138+(-0.279)*0.125=0.1。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第五章 結論與建議

依第四章統計分析之結果，我們得到“數學能力顯著地正向影響未來生涯”的綜合結論，但為增強預測能力，在問卷調查及統計分析中，我們增加了一些相關的個人背景變數，因此除了「數學能力」外，這些相關的背景變數，如何個別或群體地影響「個人薪資」，將在第一節中提供詳細的結論，並在第二節做出建議。

第一節　結論

根據先前單因子變異數分析、t 檢定、複迴歸模型及路徑分析之結果，除了“數學能力顯著地正向影響未來生涯”之外，統計分析結果對應本研究之目的與待答問題，並得到以下之結論：

(一)AMC 人士之平均「個人薪資」顯著高於我國全體受僱人員之平均「個人薪資」。

由變異數分析結果可知，在不同「性別」、「教育年數」、「家庭代表薪資」或「AMC 分數」之下的組別，其平均「個人薪資」皆有顯著差異，而不同的「總工作年資」之組別，其平均「個人薪資」則無顯著差異，詳如下述：

(i). 性別：雖然「男性」之平均「個人薪資」顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」，但若將職業分為兩個組別，分別為「理工與醫療相關」及「非理工與醫療相關」，其中職業為「理工與醫療相關」之「男性」的平均「個人薪資」不會顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」；而職業為「非理工與醫療相關」之「男性」的平均「個人薪資」也不會顯著地高於

DOI:10.6814/NCCU202100471

「女性」之平均「個人薪資」。所以職業別，應為平均「個人薪資」性別差異之干擾變數。

(ii). 教育年數：「碩士以上」之平均「個人薪資」顯著地高於「大學以下」之平均「個人薪資」。

(iii). 家庭代表薪資：「家庭代表薪資」分為 4 組，從數據觀察得知，「家庭代表薪資」越高之組別，則平均「個人薪資」也有遞增之趨勢。經統計檢定後，發現家庭代表薪資在「10 萬以上」的組別，其平均「個人薪資」分別顯著地高於另兩組家庭代表薪資在「4 萬以下」以及「4~7 萬」的平均「個人薪資」。

(iv). AMC 分數：「AMC 分數」分為 5 組，從數據觀察得知，「AMC 分數」越高之組別，則平均「個人薪資」也會隨之越高。經統計檢定後，發現 AMC 分數在「101 分以上」的組別，其平均「個人薪資」分別顯著地高於另兩組 AMC 分數在「70 分以下」以及「71~80 分」的平均「個人薪資」。

(v). 總工作年資：「總工作年資」分為 4 組，經統計檢定後，平均「個人薪資」不會因「總工作年資」不同而有顯著差異。因本研究樣本大約年齡落在 30 歲附近，進到職場工作年資並不會太高，可能「教育年數」相較「總工作年資」對於個人薪資有更大的影響，「教育年數」較高者，雖然「總工作年資」較低，但起薪可能也高，彌補「總工作年資」低的差距，也造就「個人薪資」不會因「總工作年資」而有顯著差異。

(二)由複迴歸模型發現，在 4 個自變數（教育年數、總工作年資、家庭代表薪資及 AMC 分數）中，固定其中任意 3 個自變數，第 4 個自變數越高，則個人薪資越高，另外，我們也建立了迴歸參數之 Bonferroni 聯合信賴區間，其中（β_1, β_2, β_3）信賴區間皆為負值，顯示我們有 95%的信心水準，模型

DOI:10.6814/NCCU202100471

自變項之係數對於個人薪資有顯著地正相關。因此「教育年數」、「總工作年資」、「家庭代表薪資」及「AMC 分數」，對於個人薪資皆為正相關，我們也建立 8 個典型 AMC 人士 50%與 95%之個人薪資預測區間，如表 4.11。

(三)由路徑分析模型以及文獻探討結果發現，有 4 個假設對於「個人薪資」有顯著地正向因果關係，分別為家庭代表薪資→個人薪資、教育年數→個人薪資、總工作年資→個人薪資與 AMC 分數→個人薪資，除此之外，教育年數→總工作年資有顯著地負向因果關係，以模型結果可得知，「總工作年資」為「教育年數」與「個人薪資」之中介變數，而其他變數對於「個人薪資」皆為直接正向影響，亦即「教育年數」、「家庭代表薪資」及「AMC 分數」對於「個人薪資」皆為直接正向影響，其中「家庭代表薪資」對「個人薪資」正向影響最大。

最後，整體而言，“數學能力顯著地正向影響未來生涯”。而數學為科學之母，一個國家的興衰與科學強弱有相當大的關係，因此可知，數學對於一個國家社會的重要性。而就個體的角度而言，若能讓國民瞭解個體之數學能力對其未來生涯具有正向的影響，可能會有更多國民提早規劃具有更廣或更深之數學的學習。

DOI:10.6814/NCCU202100471

第二節　建議

(一)提供更好的數學學習環境

「AMC 分數」對於「個人薪資」有顯著地正向影響，在教師方面，最重要的是引發學生對於數學的熱忱和興趣，使學生真正瞭解數學背後的原理；在學生方面，面對陌生的數學題目或領域時，可以毫不畏懼地找出正確的方向去解答，也需培養積極正向的數學態度，養成每日接觸數學相關知識的習慣；在政府方面，應積極提供完善的數學學習環境，推動數學競賽或活動的舉辦，宣導數學對於未來之益處，引起大眾對於數學的重視。

(二)擬定弱勢族群補教方案

由文獻探討以及本研究的統計分析結果，皆可得出「家庭代表薪資」對於「個人薪資」有顯著地正向影響，低社經地位家庭其子女也預期獲得較低的薪資收入，而高社經地位家庭其子女預期享有較優渥的薪資收入，造成階級再製的循環，因此，政府應對於弱勢族群補助適當的經濟資源，以及其他有效建立實質平等的補救辦法，消弭貧富差距過大，資源分配不均之問題。

(三)鼓勵更多女生往理工與醫療相關之職業發展

雖然「男性」之平均「個人薪資」顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」，但職業別為影響「個人薪資」的一個干擾變數；亦即職業為「理工與醫療相關」之「男性」的平均「個人薪資」不會顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」；而職業為「非理工與醫療相關」之「男性」的平均「個人薪資」也不會顯著地高於「女性」之平均「個人薪資」。所以，我們應鼓勵與提升女性投入理工與醫療相關產業，並且從學校與家庭教育做起，打破男女在職涯選擇上的刻板印象，同時，透過政府與企業合作，宣導理工與醫療相關對其未來生

DOI:10.6814/NCCU202100471

涯之益處，吸引「女性」往相關科系就讀或發展，並增加「女性」進入理工與醫療相關產業的機會。

(四)對未來研究建議

(i).研究對象

在本研究中，僅以參加過 AMC 考試的社會人士為研究母體，未能擴及我國全體高中生表現情況，因此，未來研究者可與各地區高中合作，藉此可進行地區的比較。

(ii). 研究變數

本研究依 4 個變數分別為「教育年數」、「家庭代表薪資」、「總工作年資」和「AMC 分數」作為影響「個人薪資」之重要因素，其模型解釋力僅有 16%，應有其他重要變數未能考慮到，未來可納入更多變數於模型中，使模型更加完善，更具有解釋力。

tional Chengchi Univers

DOI:10.6814/NCCU202100471

參考文獻

英文部分

1. Lipset, S.M., Bendix, R. (1959). *Social Mobility in Industrial Society*. Administrative Science Quarterly, Vol. 4, No.2 , 239-241.
2. Duncan, O. D., Featherman, D. L., Duncan, B. (1972). *Socioeconomic Background and Achievement*. New York：Seminar Press.
3. Wallnau, L. B., Gravetter, F. J. (1985). *Statistics for the Behavioral Sciences.* West Publishing Company.
4. Collins, R. (1979). *The credential society*. New York: Academic.
5. Blau, P. M., Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure.* John Wiley & Sons Inc.
6. Sewell, W. H., Hauser, R. M. (1976). *Causes and consequences of higher education: Models of the status attainment process*. In W. H. Sewell, R. M. Hauser, D. L., *Schooling and achievement in American society* (pp. 9-28). New York：Academic Press.
7. De Graff, P. M. (1986). *The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands*. Sociology of Education, 59, 237-246.
8. Bourdieu, P. (1986). *The forms of capital*. In J. G. Richardson（Eds）, *Handbook of theory and research for the sociology of education*（pp.241-260）. Connecticut: Greenwood.
9. Sewell, W. H., Hauser, R. M. (1975). *Education, Occupation, and Earnings. Achievement in the Early Career.* New York：Academic Press.
10. Gerber, T. P., Cheung, S. Y. (2008). *Horizontal stratification in postsecondary education: Forms, explanations, and implications*. Annual Review of Sociology,

DOI:10.6814/NCCU202100471

34, 299-318.

11. Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., Black, W.C. (1998). *Multivariate data analysis*. New York：Macmillan.
12. Neter, J., Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Wasserman, W. (1996). *Applied Linear Regression Models*. Chicago, IL.：Irwin.

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

中文部分

1. 周淑卿，《再製說》，網址：http://terms.naer.edu.tw/detail/1304486（瀏覽日期：2021 年 2 月 27 日）
2. 主計處：〈受僱員工薪資調查統計〉，《薪資及生產力統計》，網址：https://www.stat.gov.tw/lp.asp?ctNode=527&CtUnit=1818&BaseDSD=29&mp=4（瀏覽日期：2021 年 3 月 7 日）
3. 黃毅志（1992）。台灣地區教育對職業地位取得影響之變遷。中央研究院民族學研究所集刊，74，125-161。
4. 黃毅志（2003）。「台灣地區新職業聲望與社經地位量表」之建構與評估：社會科 68 學與教育社會學研究本土化。教育研究集刊，49（4），1-31。
5. 林生傳（2000）。教育社會學。台北：巨流。
6. 魏麗敏（1999）。國民中小學學生家庭因素，學習歷程與成就之分析研究。台北：五南。
7. 張芳全(2009)。家長教育程度與科學成就之關係：文化資本、補習時間與學習興趣為中介的分析，《教育研究與發展期刊》，5，P39－76。
8. 洪健益（2013）。國小中高年級數學科學習態度與學習成就之相關研究（未出版之碩士論文）。國立台中教育大學，臺中市。
9. 謝孟穎（2003）。家長社經背景與學生學業成就關聯性之研究，《教育研究集刊》，49：2 期，P255－287。
10. 陳建志（2002）。人力資本差異或性別歧視？就業市場性別階層化之探討，《人文及社會科學集刊》，14 卷 3 期，P363-407。
11. 駱明慶（2002）。誰是台大學生？－性別、省籍與城鄉差異，《經濟論文叢刊》，30 卷 1 期，P113-147。
12. 蔡淑鈴、瞿海源（1988）。性別與成就抱負：以臺大學生為例，《中國社會學刊》，第 12 卷，P135~168。

DOI:10.6814/NCCU202100471

13.余民寧（2006）。潛在變數模式 SIMPLIS 的應用。台北：高等教育。

14.吳明隆（2007）。結構方程模式—AMOS 的操作與應用。台北：五南。

15.陳順宇（2000）。迴歸分析 三版。台北：華泰書局。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471

附錄一：完整統計表

資料名稱	類別	人數	個人薪資(萬元)	
			平均數	標準差
性別	男	131	6.42	3.7
	女	108	5.15	2.45
教育年數	高中、五專以下(12 年以下)	4	7.73	4.88
	大學(13~16 年)	126	5.17	2.83
	碩士(17~18 年)	104	6.57	3.49
	博士(19~22 年)	5	6.28	3.94
總工作年資	1 年以下	43	5.91	3.72
	1~3 年	103	5.5	3.24
	4~6 年	69	6.32	3.15
	7~9 年	15	5.26	1.85
	10 年以上	9	6.79	3.64
家庭代表薪資	3(含)萬以下	22	5.17	2.63
	3~4(含)萬	31	5.36	3.6
	4~5(含)萬	38	4.99	2.75
	5~6(含)萬	24	5.73	2.91
	6~7(含)萬	24	5.57	3.22
	7~8(含)萬	15	5.76	3.02
	8~9(含)萬	10	6.64	3.3
	9~10(含)萬	14	6.23	2.83
	10~11(含)萬	22	5.3	2.65
	11 萬以上	39	7.69	3.97
AMC12 分數	70 分以下	32	4.82	2.88
	71~80 分	43	5.17	3.33
	81~90 分	66	5.59	2.87
	91~100 分	46	6.56	3.49
	101 分以上	52	6.73	3.4

DOI:10.6814/NCCU202100471

附錄二：自變數的值為四分位數下之個人薪資預測值-複迴歸模型

$$\left(\text{個人薪資(月薪)}\right)^{-\frac{1}{2}} = 0.75901 - 1.367 \times 10^{-2} \times \text{教育年數} - 7.299 \times 10^{-5} \times \text{家庭代表薪資(月薪)} \times \text{AMC 分數} - 9.618 \times 10^{-5} \times \text{總工作年資} \times \text{AMC 分數} \quad ,R^2 = 0.16 \quad \text{----(*)}$$

以下變數皆帶入(*)且用 QABC 表示,Q=分位數;A,B,C,D=1,2,3

A:教育年數,B:家庭代表薪資,C:AMC 分數,D:總工作年資

1:Q1(25%分位數),2:Q2（中位數),3:Q3(75%分位數）

	Q1(25%分位數)	Q2（中位數）	Q3(75%分位數)
A:教育年數	16	16	18
B:家庭代表薪資	3.75	6.5	10.25
C:AMC 分數	75.25	85.25	95.25
D:總工作年資	2	2	5

	個人薪資預測值（萬元）		個人薪資預測值（萬元）		個人薪資預測值（萬元）
Q1111	3.9178	Q2111	3.9178	Q3111	4.3789
Q1112	3.9178	Q2112	3.9178	Q3112	4.3789
Q1113	4.2776	Q2113	4.2776	Q3113	4.8057
Q1121	3.9911	Q2121	3.9911	Q3121	4.4656
Q1122	3.9911	Q2122	3.9911	Q3122	4.4656
Q1123	4.4143	Q2123	4.4143	Q3123	4.9687
Q1131	4.0665	Q2131	4.0665	Q3131	4.5549
Q1132	4.0665	Q2132	4.0665	Q3132	4.5549
Q1133	4.5577	Q2133	4.5577	Q3133	5.1402
Q1211	4.1630	Q2211	4.1630	Q3211	4.6694

DOI:10.6814/NCCU202100471

續前頁表格

	個人薪資預測值（萬元）		個人薪資預測值（萬元）		個人薪資預測值（萬元）
Q1212	4.1630	Q2212	4.1630	Q3212	4.6694
Q1213	4.5579	Q2213	4.5579	Q3213	5.1405
Q1221	4.2786	Q2221	4.2786	Q3221	4.8069
Q1222	4.2786	Q2222	4.2786	Q3222	4.8069
Q1223	4.7497	Q2223	4.7497	Q3223	5.3706
Q1231	4.3991	Q2231	4.3991	Q3231	4.9506
Q1232	4.3991	Q2232	4.3991	Q3232	4.9506
Q1233	4.9538	Q2233	4.9538	Q3233	5.6165
Q1311	4.5363	Q2311	4.5363	Q3311	5.1146
Q1312	4.5363	Q2312	4.5363	Q3312	5.1146
Q1313	4.9868	Q2313	4.9868	Q3313	5.6564
Q1321	4.7236	Q2321	4.7236	Q3321	5.3393
Q1322	4.7236	Q2322	4.7236	Q3322	5.3393
Q1323	5.2723	Q2323	5.2723	Q3323	6.0022
Q1331	4.9228	Q2331	4.9228	Q3331	5.5791
Q1332	4.9228	Q2332	4.9228	Q3332	5.5791
Q1333	5.5829	Q2333	5.5829	Q3333	6.3807

DOI:10.6814/NCCU202100471

附錄三：數學能力與未來發展之問卷調查

先生/小姐您好:

首先感謝您撥冗填答，本問卷主要目的在於探討數學能力與未來發展之關係。問卷並沒有標準答案，請依據您當時實際經驗作答即可。由於此問卷無須具名作答，因此您不需擔心個資問題，所得到的數據資料僅作學術研究之用，請放心填寫。

最後感謝九九文教基金會對本研究的協助

若有任何問題請寫信至政大應數系的E-mail:amc@math.nccu.edu.tw，我們會盡快回覆。感謝您的合作。

敬祝 事事順心

國立政治大學應用數學系
研究生 黃煥融 林瀚陞
指導教授 姜志銘博士 敬啟

中華民國 一零九年 十月

壹、基本資料

填答說明：請選擇您的答案，或在”_____”內填入適當答案。

一、個人

1. 請問您從哪個管道獲得邀請填答本問卷之訊息?
   a.簡訊 b.E-mail c.以上兩者
2. 性別
   a.男 b.女
3. 教育程度
   a.12年(高中、五專)[接第5題] b.16年(大學)[接第5題] c.18年(碩士) d.22年以上(博士)
4. 就讀途徑
   a.一般生 b.在職生 c.其他
5. 是否畢業
   a.畢業(接第7題) b.肄業 c.在學中(接第7題)
6. 請問肄業幾年
   a.1年 b.2年 c.3年 d.4年 e.5年以上(含5年)

DOI:10.6814/NCCU202100471

7. 目前階段

a.還在就學　b.服兵役　c.待業中(接第 9 題)　d.已有工作(接第 10 題)

e.其他:_____(接第 10 題)

8. 是否曾經有去工作(全職工作)

a.有　b.無

9. 最久一次待業時間(非必選)

a.無或 1 年以下　b.1~3 年　c.4~6 年　d.6 年以上

10. 總工作年資(非必選)

a.無或 1 年以下　b.1~3 年　c.4~6 年　d.7~9 年　e.10 年以上

11. 待過最久公司的工作年資(非必選)

a.無或 1 年以下　b.1~3 年　c.4~6 年　d.7~9 年　e.10 年以上

二、收入

12. 請問現在從事的行業是否為第一份工作?

a. 是(接第 20 題)

b. 否(接第 13 題)

13. 第一份工作收入(計算方式)

a. 月薪(接第 14 題)

b. 年薪(接第 15 題)

14. 第一份平均月收入

a. 2 萬 5 千元以下

b. 2 萬 5 千~3 萬元

c. 3 萬~3 萬 5 千元

d. 3 萬 5 千~4 萬元

e. 4 萬~4 萬 5 千元

f. 4 萬 5 千~5 萬元

g. 5 萬~5 萬 5 千元

h. 5 萬 5 千~6 萬元

i. 6 萬~7 萬元

j. 7 萬~8 萬元

k. 8 萬~9 萬元

l. 9 萬~10 萬元

m. 10 萬~11 萬 5 千元

n. 11 萬 5 千~12 萬元

o. 12 萬~13 萬 5 千元

p. 13 萬 5 千~15 萬元

(接第 20 題)

15. 第一份工作年收入

DOI:10.6814/NCCU202100471

a. 50 萬以下(接第 16 題)
b. 51~100 萬(接第 17 題)
c. 101~150 萬(接第 18 題)
d. 151~200 萬(接第 19 題)
e. 201 萬以上(接第 20 題)

16. 50 萬以下
a. 10 萬以下
b. 11~15 萬
c. 16~20 萬
d. 21~25 萬
e. 26~30 萬
f. 31~35 萬
g. 36~40 萬
h. 41~45 萬
i. 46~50 萬

(接第 20 題)

17. 51~100 萬
a. 51~55 萬
b. 56~60 萬
c. 61~65 萬
d. 66~70 萬
e. 71~75 萬
f. 76~80 萬
g. 81~85 萬
h. 86~90 萬
i. 91~95 萬
j. 96~100 萬

(接第 20 題)

18. 101~150 萬
a. 101~105 萬
b. 106~110 萬
c. 111~115 萬
d. 116~120 萬
e. 121~125 萬
f. 126~130 萬
g. 131~135 萬
h. 136~140 萬
i. 141~145 萬

DOI:10.6814/NCCU202100471

j. 146~150 萬

(接第 20 題)

19. 151~200 萬

a. 151~155 萬

b. 156~160 萬

c. 161~165 萬

d. 166~170 萬

e. 171~175 萬

f. 176~180 萬

g. 181~185 萬

h. 186~190 萬

i. 191~195 萬

j. 196~200 萬

20. 目前工作平均收入(計算方式)

a. 月薪(接第 21 題)

b. 年薪(接第 22 題)

21. 目前工作平均月收入

a. 2 萬 5 千元以下

b. 2 萬 5 千~3 萬元

c. 3 萬~3 萬 5 千元

d. 3 萬 5 千~4 萬元

e. 4 萬~4 萬 5 千元

f. 4 萬 5 千~5 萬元

g. 5 萬~5 萬 5 千元

h. 5 萬 5 千~6 萬元

i. 6 萬~7 萬元

j. 7 萬~8 萬元

k. 8 萬~9 萬元

l. 9 萬~10 萬元

m. 10 萬~11 萬 5 千元

n. 11 萬 5 千~12 萬元

o. 12 萬~13 萬 5 千元

p. 13 萬 5 千~15 萬元

(接第 27 題)

22. 目前工作年收入

a. 50 萬以下(接第 23 題)

b. 51~100 萬(接第 24 題)

c. 101~150 萬(接第 25 題)

DOI:10.6814/NCCU202100471

d. 151~200 萬(接第 26 題)

e. 201 萬以上(接第 27 題)

23. 50 萬以下

a. 10 萬以下

b. 11~15 萬

c. 16~20 萬

d. 21~25 萬

e. 26~30 萬

f. 31~35 萬

g. 36~40 萬

h. 41~45 萬

i. 46~50 萬

(接第 27 題)

24. 51~100 萬

a. 51~55 萬

b. 56~60 萬

c. 61~65 萬

d. 66~70 萬

e. 71~75 萬

f. 76~80 萬

g. 81~85 萬

h. 86~90 萬

i. 91~95 萬

j. 96~100 萬

(接第 27 題)

25. 101~150 萬

a. 101~105 萬

b. 106~110 萬

c. 111~115 萬

d. 116~120 萬

e. 121~125 萬

f. 126~130 萬

g. 131~135 萬

h. 136~140 萬

i. 141~145 萬

j. 146~150 萬

(接第 27 題)

26. 151~200 萬

DOI:10.6814/NCCU202100471

a. 151~155 萬
b. 156~160 萬
c. 161~165 萬
d. 166~170 萬
e. 171~175 萬
f. 176~180 萬
g. 181~185 萬
h. 186~190 萬
i. 191~195 萬
j. 196~200 萬

貳、家庭因素

一、家庭代表

27. 家庭代表的教育程度
    a. 6 年以下(小學)
    b. 9 年(國中)
    c. 12 年(高中、五專)
    d. 16 年(大學)
    e. 18 年(碩士)
    f. 22 年以上(博士)
28. 請問家庭代表是否畢業?
    a. 畢業(接第 30 題)
    b. 肄業
29. 請問家庭代表肄業幾年?(非必選)
    a. 1 年
    b. 2 年
    c. 3 年
    d. 4 年
    e. 5 年以上(含 5 年)

三、收入

30. 家庭代表工作收入(計算方式)
    a. 月薪(接第 31 題)
    b. 年薪(接第 32 題)
31. 目前平均月收入
    a. 2 萬 5 千元以下
    b. 2 萬 5 千~3 萬元
    c. 3 萬~3 萬 5 千元
    d. 3 萬 5 千~4 萬元
    e. 4 萬~4 萬 5 千元

DOI:10.6814/NCCU202100471

f. 4 萬 5 千~5 萬元
g. 5 萬~5 萬 5 千元
h. 5 萬 5 千~6 萬元
i. 6 萬~7 萬元
j. 7 萬~8 萬元
k. 8 萬~9 萬元
l. 9 萬~10 萬元
m. 10 萬~11 萬 5 千元
n. 11 萬 5 千~12 萬元
o. 12 萬~13 萬 5 千元
p. 13 萬 5 千~15 萬元

(接第 37 題)

32. 家庭代表工作年收入
a. 50 萬以下(接第 33 題)
b. 51~100 萬(接第 34 題)
c. 101~150 萬(接第 35 題)
d. 151~200 萬(接第 36 題)
e. 201 萬以上(接第 37 題)

33. 50 萬以下
a. 10 萬以下
b. 11~15 萬
c. 16~20 萬
d. 21~25 萬
e. 26~30 萬
f. 31~35 萬
g. 36~40 萬
h. 41~45 萬
i. 46~50 萬

(接第 37 題)

34. 51~100 萬
a. 51~55 萬
b. 56~60 萬
c. 61~65 萬
d. 66~70 萬
e. 71~75 萬
f. 76~80 萬
g. 81~85 萬
h. 86~90 萬

DOI:10.6814/NCCU202100471

i. 91~95 萬

j. 96~100 萬

(接第 37 題)

35. 101~150 萬

a. 101~105 萬

b. 106~110 萬

c. 111~115 萬

d. 116~120 萬

e. 121~125 萬

f. 126~130 萬

g. 131~135 萬

h. 136~140 萬

i. 141~145 萬

j. 146~150 萬

(接第 37 題)

36. 151~200 萬

a. 151~155 萬

b. 156~160 萬

c. 161~165 萬

d. 166~170 萬

e. 171~175 萬

f. 176~180 萬

g. 181~185 萬

h. 186~190 萬

i. 191~195 萬

j. 196~200 萬

37. 家庭代表與您的關係

答案:_____

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202100471