

# 美貌對候選人得票率的影響 — 以2004年立委選舉為例

李承達·駱明慶\*

本文以2004年台灣立法委員選舉為例，探討美貌對候選人得票率的影響。首先，使用選舉公報刊載之候選人相片，我們邀請16位評審為386名候選人評定相貌類別，發現男性候選人相貌類別的分佈較女性候選人偏向較差的類別。接著，我們嘗試由相貌分數中，分離出不受評審特性影響的相貌水準。相貌水準的分析顯示，相對於男性候選人，女性候選人相貌水準較高的現象隨年齡的增加而消失；在同一性別內，平均相貌水準隨年齡遞減，相貌的差異也逐漸縮小；隨著教育程度的增加，相貌水準則有遞增的現象；4個主要政黨的候選人，其相貌水準較無黨籍及其他政黨的候選人高。以所有候選人為對象的分析顯示，相貌水準提高1個標準差，將使得票率增加約20.5%。在政黨差異方面，相貌水準的係數在4個主要政黨的候選人之間並不顯著，政黨的配票策略使得候選人作為政黨代理人的角色更為突顯，也因而削弱了美貌的影響力。對無黨籍及其他政黨候選人而言，相貌水準提高1個標準差，將使得票率增加50%。此外，選區的都市化程度越高，美貌對無黨籍和其他政黨候選人得票率的影響越大。

**關鍵詞：**美貌，得票率，政治

**JEL 分類代號：**J44, J71

Beauty is an outward gift, which is seldom despised, except by those to whom it has been refused. — *Ralph Waldo Emerson*

---

\*作者分別為台灣大學經濟學研究所碩士與台灣大學經濟系教授（通訊作者）。本文曾於2005年12月23日在中央研究院人文社會科學研究中心《台灣經驗政治研究的現況與展望》學術研討會宣讀，作者感謝主持人黃秀端教授、評論人盛杏媛教授，以及二位匿名評審的意見與建議。駱明慶感謝台灣大學人文社會高等研究院「全球化與區域變遷計畫」的支持（95R0064-AH03-03）。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 36:1 (2008), 67–113。  
國立台灣大學經濟學系出版

## 1 前言

美貌 (beauty), 或者更廣義地說, 體態或容貌等外在特徵的美觀程度, 會影響個人求職、薪資、升遷以及各種經濟成就的想法, 其實普遍存在於人們的生活之中。由美容產業的發展觀察, 人們不僅有這樣的認知, 且更進一步地針對個人美貌進行各項投資。假如擁有美貌沒有帶來任何好處, 那麼人們為什麼要進行美容投資呢?

10餘年來, 經濟學開始針對個人體態或容貌方面的外在特徵如身高、體重、身體質量指數 (Body Mass Index, BMI,<sup>1</sup> Bray (1978)) 和個人的美醜, 以實證資料探討這些外在特徵與經濟成就的關聯性, 尤其是薪資高低。這些研究, 除了證實外在特徵確實會影響個人的經濟成就之外, 更進一步試圖釐清此一影響的來源。

第一篇探討美貌對薪資影響的文獻, 當屬 Hamermesh and Biddle (1994) 的研究, 他們以1977年美國的 Quality of Employment Survey (QES)、1971年的 Quality of American Life (QAL), 以及加拿大1981年的 Canadian Quality of Life (QOL) 等3筆家庭調查的資料, 探討相貌對薪資的影響。結果發現, 其他條件不變之下, 美貌超過平均水準者, 其薪資比長相一般的人高出將近5個百分點, 而美貌在平均水準之下者, 其薪資和長相一般的人之間, 存在7-9個百分點的差距, 且美貌對男性薪資的影響要稍微大於對女性薪資的影響。由於此一差距普遍存在於各種行業, 他們認為雇主歧視是此一現象最可能的原因,<sup>2</sup> 他們也不排除美貌可能也某種程度提高了個人的生產力。

除了長相之外, 身高、體重和肥胖的影響, 也是值得研究的問題。Averett and Korenman (1996) 使用美國 National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) 的資料, 研究肥胖對薪資和個人在婚姻市場表現的影響。他們發

---

<sup>1</sup>BMI = 體重 (公斤) / 身高<sup>2</sup> (公尺)。

<sup>2</sup>歧視在本文指的是, 交易一方因為交易原始目的之外的理由, 對交易另一方發生負面感受, 而使交易偏離原先的結果。舉例來說, 不願意與肥胖的櫃檯人員交易是歧視, 但不願意花錢觀看體態不佳的模特兒走秀則否。因為櫃檯人員肥胖與否, 通常與交易標的物的功能或創造的效用無關, 但在相當程度上, 模特兒這項工作所生產的正是隨良好體態而來的賞心悅目。

現，肥胖的女性無論在婚姻市場或勞動市場中，<sup>3</sup> 皆處於相對不利的地位。肥胖女性通常有較低的結婚機率，即使結婚也是與收入較低的配偶結婚，且肥胖女性的薪資通常也相對較低。這些因素使得肥胖女性有較低的家庭所得，其中又以在婚姻市場上的不利地位，所造成的影響最大。而對男性而言，雖然也有跡象顯示過輕與肥胖的男性都擁有相對較低的薪資，但其顯著性不夠穩定。

英國方面的研究，Harper (2000) 使用 National Child Development Study (NCDS) 的資料，研究長相、身高和體重對薪資和結婚機率的影響。他發現，在勞動市場方面，容貌不吸引人的男性 (女性)，其薪資比一般人低 15% (11%)，但吸引人的長相為薪資所帶來的好處卻往往是微小而不顯著的。此外，兩性身高最矮的 10%，和體重最重的 10% 女性，收入低了 5%。而身材最高的前 10% 男性，薪資則高了 5%。在婚姻市場表現上，容貌吸引人的女性 (不吸引人的男性)，其結婚機率比平均值高 (低) 了將近 4% (9%)。最矮的 10% 男性 (最高的 10% 女性)，結婚機率比平均值低 7% (5%)，而最高的 10% 男性，其配偶的收入比平均值高 15%。而體重最重的 10% 女性，結婚機率比平均值低了 7%，即使結婚，其配偶的收入也較平均值少 15%。Harper 認為，薪資之所以依工作者的外在特徵而有差異，主要原因來自於雇主的歧視，但也有證據支持職業特定 (occupation-specific) 的消費者歧視，以及不同職業的生產力差異的解釋。

在身高對薪資的影響方面，Persico et al. (2004) 使用前面提過的 NCDS 和 NLSY 資料，除了再次證實身高的確會對薪資造成影響，其主要貢獻在於發現並說明，至少對男性而言，真正影響薪資的不是其成年之後的身高，而是 16 歲時的身高。身高較高的成年人具有薪資優勢的現象，其實是因為身材較高的青少年，成年後通常身高也較高。而 16 歲時的身高之所以會對成年後的薪資造成影響，主要是因為在美國的校園中，身材較高的高中生較容易投入群體活動，例如社團或體育競賽。而參加群體活動，往往可以培養及激發各種能提高日後生產力的能力與態度，如人際溝通技巧、社會

---

<sup>3</sup>在歐美地區，男性的 BMI 建議區間為 20–25，女性則為 19–24。BMI 低於建議區間者為「過輕」(underweight)，BMI 在 25–30 (24–30) 間的男性 (女性) 為「過重」(overweight)，BMI 在 30 以上者為「肥胖」(obese) (Bray, 1979)。

適應能力、學習動機、自尊以及自律等。因此，薪資的身高差異與職場的歧視無關，而是青少年時期經歷的社會因素所導致的生產力差異所造成。

上述文獻的分析對象，都是不特定的勞動市場，雖然對其影響途徑尚未達成共識，不過可以肯定的是，身高、體重、肥胖和長相等美貌構成元素，確實會影響個人的經濟成就。

至於外在特徵在特定行業的影響方面，Pfann et al. (2000) 針對荷蘭的廣告業，討論公司主管階層的美貌與公司營運狀況的關係。他們發現，廣告公司因雇用美貌的主管人員而創造的收益，幾乎都超過該人員的雇用成本，擁有越美貌主管階層的廣告公司，其收益越高。此外，他們也發現，廣告公司業務的成長與主管階層的美貌之間存在正向關係。他們認為，就個人而言，美貌是一種人力資本。而對廣告公司來說，雇用美貌的主管階層人員類似於進行投資，主管階層的美貌增強了工作團隊的凝聚力，進而為公司帶來更高利潤，因此美貌對薪資的正向影響來自於它的生產力。

在律師業方面，Biddle and Hamermesh (1998) 以一所法律學院 (Law School X) 的畢業生為對象，研究美貌與律師收入的關係，發現越美貌的律師有越高的收入，而且此收入上的溢價 (beauty premium) 會隨執業年數增加而上升。他們認為，律師之間薪資的美貌差異，來自顧客對美貌律師的偏好，但無法肯定此偏好究竟純粹源於歧視，或是顧客相信美貌的律師較一般律師更能說服法官及陪審團，進而為顧客打贏官司所產生的理性選擇。

在教育服務業方面，Hamermesh and Parker (2005) 以美國德州大學奧斯汀分校 (The University of Texas at Austin) 的教授為對象，探討教授的美貌對其由大學部學生填答的教學評鑑的影響。他們發現，美貌對教授的教學評鑑結果有正面且顯著的影響，並且對男性教授的影響大於對女性教授的影響。他們認為，教學評鑑的結果反映了教授的教學生產力，加上學校在決定教職員薪資時會參考教學評鑑的結果，因此教授的美貌會經由提升教學評鑑的分數而影響其薪資。但在此並無法完全釐清美貌對教學評鑑結果的影響，是出於生產力的差異或是學生的歧視。

綜合而言，經濟學對於個人外在特徵如何影響薪資的解釋，大致可分為3類：(1) 個人特徵以某種方式與生產力發生關聯，進而影響其薪資，甚至影響公司的獲利與成長；(2) 雇主歧視；以及 (3) 消費者歧視。雖然許多

研究都發現，美貌對薪資的影響確實是存在的，但是美貌是透過什麼管道產生影響，其實尚無定論，也可能上述3種管道都同時存在。

上述文獻的研究對象，除了傳統勞動市場的受雇者之外，也擴及其他專業人士，例如廣告公司的主管，律師和大學教授。其中大學教授的教學評鑑，學生的評分其實有些類似民主選舉中，選民透過選票對政治人物的評分。如果我們把從政看成是一種職業的選擇，民主政治中政治人物的生涯發展，和能夠獲得多少選票的支持息息相關。由美貌對個人經濟成就的影響看來，政治人物的美貌應該也會對其政治成就有所影響。換言之，不論美貌的影響是因為選民認為擁有美貌的政治人物能力較強，還是美貌本身也是政治人物提供的選民服務，我們應該都可以看到美貌對政治人物的助益。因此，本文以2004年立法委員的選舉為例，探討美貌對候選人得票率的影響。

就我們所知，國內政治學文獻尚沒有針對候選人形象或外貌如何影響其政治表現的研究。不過，國外的文獻中，關於政治人物的外貌或形象如何影響選民的看法或選舉結果，已有許多相關的研究。Rosenberg et al. (1986) 首先使用實驗設計的方法，觀察眾議員候選人在競選海報上的相片所顯示出來的總和形象 (image)，對於當選與否的影響。不論使用大學生或一般成人做為選民觀看競選海報上候選人照片的實驗設計，都發現控制了所屬政黨和議題態度之後，相對於不討好的外貌 (unfavorable appearance)，擁有被選民喜歡外貌 (favorable appearance) 的候選人都有較高的機率會當選。同樣使用大學生和一般成人作為實驗對象，Rosenberg and McCafferty (1987) 進一步測試使用「同一候選人」由不同角度拍攝，或者臉上是否有笑容所構成的不同形象，如何影響候選人的得票情形，發現候選人照片展現出來的形象，確實會影響選民對候選人的投票選擇。

在政治人物的照片如何影響選民認知 (perceptions) 的研究上，Keating et al. (1999) 以 Photoshop 軟體修改3位美國總統 — Clinton, Reagan 和 Kennedy — 照片中眼睛和嘴唇的大小，以調整照片呈現的年輕或成熟程度，發現即使對人們相當熟悉的美國總統而言，照片的細微修整仍然會改變人們對政治人物在誠實、能力和親和力上的看法。Barrett and Barrington (2005) 同樣使用實驗設計，模擬報紙關於某位候選人的報導，以相同

的文字搭配該候選人拜訪選民的不同場景,包括微笑與女選民握手(好形象)、被記者包圍面露不悅的照片(不好形象),以及不附照片等三種情形,分析264位大學生閱讀報導之後對該候選人的印象以及投票給該候選人的可能性。結果發現,搭配好形象照片的文字報導可以提高讀者對候選人的綜合印象與投票給他的可能性。

另外,除了上述政治學文獻對政治人物的外貌或形象影響選民認知與投票傾向的研究, Todorov et al. (2005) 年在著名期刊 *Science* 上發表的文章,研究由受測者觀看候選人照片所形成對候選人能力 (competence) 的評價,是否可以預測美國2000, 2002 和 2004 年參議院以及 2002 與 2004 年眾議院的選舉結果。結果發現,由觀看照片所產生對候選人相對能力高低的判斷可以正確預測 71.6% 的參議院,以及 66.8% 的眾議院選舉結果,且能力的差距和實際得票差距也成正比。<sup>4</sup>

本文除前言之外,第2節描述候選人相貌類別的評定,以及由相貌類別到相貌分數的轉換,並討論評審特性與相貌分數的關聯。第3節則設立簡單模型,嘗試由前述的相貌分數中,分離出不受評審特性影響的相貌水準,並探討候選人特性與相貌水準之間的關係。第4節在控制選區固定效果和候選人特性之後,以迴歸分析探討美貌對得票率的影響。第5節進一步探討美貌的影響力在不同政黨和地區之間的差異。第6節則為結論。

## 2 相貌分數

### 2.1 相貌類別的評定

討論美貌對個人成就或表現的影響,首要的問題當然是如何測量美貌。既有文獻中測量美貌程度的方式大致有以下3種:(1)由原本抽樣調查的訪員在訪問結束之後,順便評定受訪者的容貌 (Hamermesh and Biddle, 1994), (2) 受訪者在7歲和11歲被調查時,由受訪者的老師評定其長相 (Harper, 2000), 以及 (3) 邀請評審依受訪者的相片評定其美貌程度。在前2種方式下,每個樣本的美貌程度分別由和受訪者有親身接觸的訪員和老師來評定,其中 Hamermesh and Biddle (1994) 使用的 QOL 是3年期的追蹤資料,評

<sup>4</sup>當然, Todorov et al. (2005) 的研究對象是受測者對候選人整體「能力」的評價,和本文所研究的「美貌」,並不完全相同。

審共有3位,而 QES 和 QAL 等兩筆資料則只有1名評審,Harper (2000) 使用的資料則有2位老師作為評審。第(3)類藉由相片評定受訪者美貌的研究中, Biddle and Hamermesh (1998) 以35歲以下的男女性各1名和35歲以上的男女性各1名,共4名評審,將相片中的對象分為5個相貌等級; Hamermesh and Parker (2005) 則以3名男性大學部學生和3名女性大學部學生,共6名評審,將相片中教授的長相分為10個等級; Pfann et al. (2000) 以40歲以上及以下的男性各2名和40歲以上及以下的女性各1名,共6名評審,將相片中廣告公司主管的容貌分為5個等級。

本文使用第(3)類測量美貌程度的方法,邀請16位評審為候選人的相片評分。我們由中央選舉委員會取得2004年立法委員選舉各選區的選舉公報,將公報上所刊載的候選人相片掃描成 JPEG (Joint Photographic Experts Group) 圖像格式,並彙集製作成 PowerPoint 投影片簡報,再由16位評審依候選人圖片評定每名候選人的相貌類別。<sup>5</sup> 評審填答的問卷中,每名候選人的容貌計有「非常好看」、「比一般好看」、「一般」、「比一般不好看」以及「非常不好看」等5個類別選項。每位評審除了在問卷單上對應每名候選人 ID 號碼的欄位內,勾選其相貌類別外,為了儘可能控制影響評審判斷的因素,除了個人基本資料外,評審還須針對「是否知道此人姓名」作答。<sup>6</sup> 最後,我們於問卷填答完畢後,也另外詢問取得每位評審的政黨傾向。<sup>7</sup>

美貌程度的測量,理想上應該涵蓋被測量對象投射給他人的整體觀感,包括身體方面的外在特徵、儀容的整潔程度、面部表情,以及言語時的姿態 (Biddle and Hamermesh, 1998)。選舉公報上的候選人相片僅僅捕捉了候選人的容貌和有限的儀容整潔程度,加上候選人在拍照瞬間的面部表情

<sup>5</sup>投影片簡報中,候選人圖片是依「選舉項目—選區別—候選人號次」的順序排列;每張候選人圖片上方並標有中央選舉委員會所編的 ID 號碼,以方便評審填答。除了候選人圖片以及 ID 號碼,投影片簡報中沒有其他任何關於候選人的資訊。而為了避免評審在觀看候選人圖片時,受到相鄰圖片中的面容干擾,所有圖片皆單獨陳列於不同的頁份上。此外,為了不讓相片有不必要的差異,每張相片的大小都相同。

<sup>6</sup>評審特性的詳細資料,見附表1。

<sup>7</sup>政黨傾向的資料來自於評審自己填報其政黨傾向為藍、綠或是無政黨偏好,其中偏向中國國民黨、親民黨或新黨者為「藍」,傾向民主進步黨或台灣團結聯盟者為「綠」,無特別偏好者政黨傾向為「無」。

可能異於其平時慣有的表情，因此經由相片評定出的候選人相貌類別必然會有測量上的誤差。然而在可以合理取得的資料中，以選舉公報的相片進行候選人美貌的評定是最可行的方式，由於每位候選人應該已經盡其所能地選擇能夠給選民最佳印象的相片，由觀看相片所產生的美貌程度應該不至於和本文所關心的焦點——得票率——產生系統性的誤差。<sup>8</sup>

此外，由於選舉公報是由各縣市選委會所印製，各選區選舉公報所刊載的候選人相片在規格與品質上並不完全一致，因此不同選區候選人被評定的相貌類別其實建立於不同的相片規格與品質之上，但在同一選區內所有候選人相片的規格和印刷品質，都是相同的。我們在製作投影片簡報時，已嘗試控制各選區候選人圖片的尺寸，但選舉公報印刷品質不同所造成的圖片的選區差異仍舊存在。不過，立法委員選舉是以選區為單位進行，每名候選人的得票數、得票率和當選與否，皆由選區內各候選人的相對差異所決定，因此只要相同選區候選人的美貌是在相同基準上評定的，當我們在第4節和第5節的迴歸分析中控制了選區固定效果之後，選區之間相片品質的差異，就本文的研究目的而言，並不會有影響。<sup>9</sup>

2004年立法委員選舉中，共有區域候選人368名、平地原住民候選人9名，及山地原住民候選人9名，總共386位候選人，候選人的背景資料與原始得票資料均來自中央選舉委員會。由於386位候選人均經16位評審評定相貌類別，因此樣本總數是6,176個，表1是男女候選人相貌類別的分佈。由表中可以看出，男女兩性候選人相貌類別的分佈皆以「一般」為最多，且比例相當，但女性較男性往好看的方向分布。女性在「比一般好看」與「非常好看」兩個類別的比例都較男性為高，兩類合計女性為21.93%，遠高於男性的7.05%。另一方面，女性屬於「比一般不好看」及「非常不好看」的比例都比男性為低。此外，男性候選人的相貌類別處於「比一般不好看」的比例，與處於「一般」的比例相去不遠，女性則只有6.63%屬於「非常不好看」。

<sup>8</sup>事實上，立法院網站上有當選的所有立法委員的彩色相片，品質比由選舉公報掃描的相片更好，但由於我們需要包括落選者在內，所有候選人的照片，因此無法直接使用立法院網站上的彩色相片。

<sup>9</sup>感謝評審之一的提醒，在控制選區固定效果之後，選區之間相片品質的差異，對本文迴歸分析的結果並不會有影響。



表 1: 候選人相貌類別分佈

	男性	女性
非常好看	0.45	3.85
比一般好看	6.60	18.08
一般	41.88	41.44
比一般不好看	40.48	30.00
非常不好看	10.59	6.63
樣本數	5,136	1,040

如果美貌在人與人之間不存在共通的標準,那麼討論美貌的影響力就沒有意義。不過,人類學者、社會學者以及社會心理學者針對此一主題已經有大量的研究。文獻上的共識是,在特定時點上,在同一文化之內,美貌的標準確實在同一社會成員之間存在可觀的共通性,雖然這標準會隨時間發生變化,但其變化速度非常緩慢 (Hatfield and Sprecher, 1986)。

如前所述,我們請了16位評審分別評定386名候選人的相貌類別。假如美貌如同相關文獻所言,其標準在同一社會的成員之間存有一定共識,那麼這16位評審對同一個候選人的容貌應會有類似的認知以及評定結果。為了檢驗這項預期,以及往後的分析,我們也遵循文獻上的作法,依美貌程度將前述5種相貌類別轉換為不同的分數:非常好看,5分;比一般好看,4分;一般,3分;比一般不好看,2分;非常不好看,1分。表2列出386名候選人被評定的相貌類別轉換為相貌分數後,16位評審所評分數的相關係數。由表中可以看出,16位評審所評定的相貌分數間全部具有正相關,絕大部份相關係數值落在0.3到0.5之間,最大值是0.5771,平均值為0.3934,<sup>10</sup>並且只有評審K之評分與其他評審有相關性不顯著的現象,但其不顯著性只出現於評審K和評審D、H、I等3位評審之間。因此我們再次證實,美貌的確在人與人之間存有相當程度的共識。

我們在表1發現,女性候選人相貌類別的分佈,較男性稍往好看的方向分佈。事實上,將每名候選人的16筆相貌類別評等轉換為相貌分數並計算

<sup>10</sup>此相關係數的平均值與 Biddle and Hamermesh (1998) 之結果 (約 0.40) 十分接近;較 Pfann et al. (2000) 之結果 (0.29) 為高。

表 2: 各評審所評定的相貌分數之相關係數

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
A	1.0000															
B	0.3846	1.0000														
C	0.4248	0.4811	1.0000													
D	0.3433	0.3788	0.3670	1.0000												
E	0.4324	0.4046	0.4869	0.3175	1.0000											
F	0.4351	0.4923	0.5546	0.3853	0.5118	1.0000										
G	0.4699	0.3652	0.3971	0.3946	0.3786	0.3905	1.0000									
H	0.3871	0.2676	0.2991	0.3997	0.2520	0.3472	0.4412	1.0000								
I	0.3793	0.3416	0.3257	0.3587	0.3056	0.3455	0.4033	0.4357	1.0000							
J	0.4581	0.4216	0.4883	0.3860	0.4603	0.4527	0.3922	0.3348	0.3607	1.0000						
K	0.2932	0.3578	0.2970	0.1401	0.4163	0.2898	0.3007	0.1590	0.1306	0.2682	1.0000					
L	0.4416	0.5211	0.5388	0.4076	0.3979	0.5033	0.4265	0.3832	0.3514	0.5012	0.2842	1.0000				
M	0.3865	0.3319	0.4379	0.2679	0.4052	0.3779	0.4055	0.3346	0.4064	0.3731	0.3537	0.4146	1.0000			
N	0.4683	0.5104	0.5425	0.4309	0.4707	0.5668	0.4050	0.3438	0.3646	0.4370	0.3793	0.5771	0.4483	1.0000		
O	0.3799	0.3972	0.4913	0.2428	0.4171	0.4223	0.4336	0.2751	0.3971	0.4328	0.2480	0.4612	0.4507	0.4248	1.0000	
P	0.3736	0.3780	0.5304	0.3773	0.4420	0.4762	0.4135	0.3190	0.3092	0.4176	0.3254	0.4697	0.3576	0.5287	0.3053	1.0000
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P

1. 大寫英文字母為評審代號。2. 下方數字為 Sidak-adjusted p-values.

其平均數後，男性候選人的相貌平均分數是 2.46 分，女性為 2.82 分，且此差異顯著。即使分別計算兩性評審的評分結果，男性候選人的相貌平均分數較女性為低的現象並沒有改變，男性評審對男女候選人評定的相貌平均分數分別是 2.36 和 2.64 分，而女性評審則分別為 2.62 和 3.13 分。<sup>11</sup>

換個角度來看，相貌平均分數最高的前 5 名候選人皆為女性，其最大值為 4.19；相貌平均分數最高的前 12 名候選人之中，只有 1 名為男性。另一方面，相貌平均分數最低的前 23 名候選人全是男性，最小值為 1.13；而在相貌平均分數最低的前 50 名候選人之中，只有 4 名為女性。綜合來說，女性的相貌平均分數的分佈在男性之上。

## 2.2 評審特性與相貌分數

以評審來評判候選人的美貌程度，第一個必須注意的問題當然是，評審的特性是否會對評審所評定的相貌分數產生影響。分析美貌對候選人得票情形的影響之前，我們必須先盡可能地排除因評審特性所造成的測量誤差。表 3 是評審特性與所評候選人相貌分數之間的關係。

首先，評審特性的分佈情形如表 3 最右欄所示，評審背景的完整資訊，參見附表 1。其次，10 位男性和 6 位女性，共 16 位評審的年齡分佈在 22 歲至 26 歲之間，教育程度均為大學、碩士或博士班學生等 3 種。<sup>12</sup> 換句話說，這些評審在幾項個人特性上的變異程度不大，加上我們並不清楚這些個人特性如何影響他們對對相貌的評判，雖然我們似乎可以在表中看到諸如年齡越大給分越低等趨勢，還是不應做過度的解讀。

理論上，最適當的評審組成應該是由各選區的選民隨機抽樣，來為該選區的候選人評分。不過，由於成本的考量，我們沒有以這個方式來選取評審。評審和選民結構的差異，將如何影響對候選人得票率的分析，其實

<sup>11</sup>Biddle and Hamermesh (1998) 也發現類似情形。另外，在 Pfann et al. (2000) 的研究中，男性受訪者的相貌平均分數也有低於女性的現象。

<sup>12</sup>由於評審皆為在學學生，表 3 中的評審教育程度為評審填答問卷時的就學層級。例如評審教育程度為大學者，係指評審填答問卷當時為大學在學生。Todorov et al. (2005) 在 *Science* 上發表，發現由觀看照片所產生對候選人相對能力高低的判斷可以正確預測 71.6% 的參議院和 66.8% 的眾議院選舉結果，且能力的差距和實際得票差距成正比的論文，使用的評審也是 Princeton 大學在學的大學生。

表 3: 評審特性與候選人相貌分數

	平均	標準差	評審人數
評審性別			
男性	2.41	0.85	10
女性	2.70	0.75	6
評審年齡			
22	2.96	0.49	1
23	2.32	0.92	1
24	2.56	0.82	11
25	2.43	0.76	2
26	1.99	0.83	1
評審教育程度 <sup>1</sup>			
大學	2.60	0.81	5
碩士	2.47	0.85	10
博士	2.68	0.56	1
評審政黨傾向 <sup>2</sup>			
綠	2.33	0.88	5
藍	2.60	0.75	4
無	2.61	0.80	7
所有評審	2.52	0.82	16

<sup>1</sup> 評審教育程度為評審填答問卷當時的就學層級。

<sup>2</sup> 政黨傾向的藍綠之分依一般社會習慣。

也不清楚。雖然我們相信, 相較於文獻上由訪員 (Hamermesh and Biddle, 1994) 或老師 (Harper, 2000) 組成1-3位評審, 以及由4-6名評審 (Biddle and Hamermesh, 1998; Hamermesh and Parker, 2005; Pfann et al., 2000) 來評分, 本文的評審組成應該是可以接受的。不過, 考量本文的16位評審並無法代表選民結構, 如何排除評審特性對評分的影響, 就相當重要, 我們將在第3節處理此一問題。<sup>13</sup>

<sup>13</sup> 評審之一正確指出, 由於評審都是年輕高學歷的學生, 第3節透過迴歸分析排除評審特性的方法, 無法完全排除年齡和教育程度對評分的影響。不過, 如果年輕高學歷的評審

前面提到，我們要求評審在評定候選人相貌類別時，也同時回答「是否知道此人姓名」。我們以此為評審是否認識該候選人的標準，這是為了控制候選人知名度以及評審與候選人之間可能存在的互動關係，對相貌分數的影響。在 6,176 個樣本中，有 499 個樣本為評審認識，比例大約是 8.08%。雖然此一比例只能代表本文的 16 位評審對候選人的認識程度，但有趣的是，這 499 個為評審認識的樣本中，有半數是在台北市參選的候選人——台北市第一選區占 21.64%，台北市第二選區占 27.86%，明顯高出台北縣 3 個選區的總和 (13.03%)，高雄市 2 個選區的總和 (7.01%) 許多。至於其他選區，除了新竹市在所有為評審認識的樣本中占 4.81%，台中市占 3.61% 外，都僅有零星的分布。這似乎顯示，在以台北為中心的媒體政治時代，在該選區內活動的政治人物，相較於其他地方的政治人物，確實更容易獲得全國性的知名度。一個有趣而值得探究的問題，評審是否會因為認識某位候選人，而給該候選人較高的評分，表 4 探討知名度對相貌分數的影響。

首先，我們只以評審是否認識候選人來解釋候選人的相貌分數，結果如表 4 欄 (1)。欄 (1) 顯示，若評審認識某候選人，其對該候選人評定的相貌分數平均而言會顯著地高出 0.326 分。不過，這裡的因果關係是不清楚的，可能是評審對於自己認識的候選人，會給予較高的評分，<sup>14</sup> 但是也可能是由於美貌程度較高的候選人，較容易透過媒體為評審所認識。因此，我們於欄 (2) 加入每位候選人的虛擬變數 (dummy variables)，以控制候選人本身的容貌，候選人虛擬變數吸收了真正反映候選人長相那部分的相貌分數。如果欄 (1) 的結果是因為較美的候選人比較容易為人所認識，那麼加入候選人的虛擬變數之後，欄 (1) 的顯著係數就應該消失了。結果發現，控

---

將系統性地「高估」年輕高學歷候選人的相貌水準，而年齡和教育程度對得票率有顯著正向的影響，那麼高估了的相貌水準對得票率的迴歸係數就會是低估的。換言之，以教育程度為例，在此情況之下，給定高教育程度候選人和低教育程度候選人的得票率差距，由於高教育程度候選人的相貌水準是高估的，高低教育程度候選人相貌水準的差異是被高估的，因此直覺上相貌水準的差異對得票率的影響就會被低估。但是，後面的分析結果顯示，控制所屬政黨之後，年齡的影響並不顯著，且教育程度的影響只有博士階段在 10% 的水準之下是正向而顯著的。因此，年輕高學歷的評審結構，至少應該不會導致相貌水準對得票率影響的高估。

<sup>14</sup>感謝評審之一的提醒。理論上，認識候選人可能導致評審給予候選人較高或較低的評分，認識候選人對評分的影響是可正可負的。

表 4: 評審認識候選人對候選人相貌分數的影響<sup>1</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)
評審認識候選人 <sup>2</sup>	0.326 (6.686)**	0.128 (2.471)*	0.179 (3.563)**	0.176 (3.505)**
候選人虛擬變數		✓	✓	✓
評審虛擬變數				✓
評審為男性			-0.312 (13.087)**	
評審年齡				
23			-0.314 (5.392)**	
24			-0.339 (8.699)**	
25			-0.374 (8.259)**	
26			-0.710 (13.049)**	
評審教育程度 <sup>3</sup>				
碩士			0.047 (1.590)	
博士			0.113 (3.202)**	
評審政黨傾向 <sup>4</sup>				
綠			-0.001 (0.030)	
藍			0.266 (8.018)**	
常數項	2.494 (236.338)**	2.510 (272.766)**	2.942 (107.178)**	2.362 (74.126)**
樣本數	6,176	6,176	6,176	6,176
R <sup>2</sup>	0.012	0.352	0.427	0.440

<sup>1</sup> 括弧中為  $t$  值。\* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, \*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於 0。

<sup>2</sup> 候選人是否為評審認識以評審是否知道其姓名為標準。

<sup>3</sup> 評審教育程度為評審填答問卷當時的就學層級。

<sup>4</sup> 政黨傾向的藍綠區分依一般社會習慣。

<sup>5</sup> 評審特性對照組為女性、22 歲、學士和無政黨傾向。

制了候選人虛擬變數之後，雖然評審認識候選人的係數明顯下降很多，但是仍有 0.128，且相當顯著。因此，評審認識的候選人相貌分數較高，不完全只是因為美貌程度較高的候選人知名度較高，還有其他原因使得評審傾向認為自己認識的候選人，會比其他不認識的候選人，美貌程度來的高。

接著，我們加入各種可能衡量的評審特性，以控制評審之間的差異。表 4 欄 (3) 顯示，加入評審的性別、年齡、教育程度，以及政黨傾向等個人特性後，評審認識候選人對候選人相貌分數的加分效果反而更高，係數為 0.179 且仍然顯著。此外，我們也觀察到，男性評審給候選人的相貌分數較低，年齡越高的評審給的分數越低，教育程度越高的評審給的分數則越高。最後，政黨傾向偏藍的評審給的分數較高。欄 (4) 則以評審虛擬變數取代評審性別、年齡、教育程度和政黨屬性等變數，以完全控制所有評審的個人特性，此時評審認識候選人對相貌分數的影響，依然是正向而顯著的，且與欄 (3) 結果幾乎完全相同。

至此，我們討論了評審個人特性，以及因認識候選人與否，而對相貌分數可能的影響。另一個評審和候選人可能存在的互動關係，是社會上常見的所謂「藍綠分歧」。換言之，評審是否會因為與候選人的政黨屬性的異同，而影響他們對候選人評定的相貌分數，表 5 分析這個面向的影響。在欄 (1) 中，我們先以所有樣本檢視候選人所屬的政黨、評審的政黨傾向，以及二者的交乘項對候選人相貌分數的影響。假如評審會因候選人所屬政黨不同而改變相貌的評分尺度，應該會反映在候選人所屬政黨與評審政黨傾向的交乘項上。舉例來說，如果交乘項 (候選人，評審) 為 (綠，綠) 有正向而顯著的係數值，表示其他條件相同時，綠色政黨傾向的評審會給予屬於綠色政黨之候選人較高的相貌分數。但是，欄 (1) 中 4 個交乘項皆不顯著，檢定 4 個係數皆為零的  $F$  統計量為 0.63， $p$  值為 0.6419，也不顯著。至於候選人所屬政黨為綠以及為藍之變數，其係數都為正值並且顯著，表示若其他條件相同，藍綠 2 色政黨的候選人，其相貌分數皆較無黨籍及其他政黨的候選人為高，而藍色政黨又比綠色政黨有更高的相貌分數。這部份反映的是政黨之間候選人相貌分數的相對高低。此外，政黨傾向為藍色的評審，其評分也顯著地較高。

前面曾經提過，除了候選人相片及其 ID 號碼之外，評審沒有任何有關

表 5: 評審與候選人政黨屬性之異同對候選人相貌分數的影響<sup>1</sup>

	(1)	(2)	(3)
僅含評審認識的候選人 <sup>2</sup>		✓	✓
候選人虛擬變數			✓
候選人所屬政黨 <sup>3</sup>			
綠	0.169 (4.806)**	-0.136 (0.720)	—
藍	0.318 (8.545)**	0.381 (2.437)*	—
評審政黨傾向			
綠	-0.014 (0.300)	0.062 (0.240)	0.040 (0.160)
藍	0.288 (5.378)**	0.271 (0.980)	0.306 (1.350)
交乘項 (候選人, 評審)			
(綠, 綠)	0.037 (0.650)	0.197 (0.630)	0.172 (0.610)
(綠, 藍)	-0.004 (0.080)	0.137 (0.410)	0.222 (0.760)
(藍, 綠)	-0.038 (0.630)	-0.258 (0.900)	-0.382 (1.490)
(藍, 藍)	-0.068 (1.170)	-0.222 (0.840)	-0.331 (1.390)
常數項	2.805 (86.634)**	3.235 (15.590)**	3.422 (18.211)**
樣本數	6,176	499	499
$R^2$	0.092	0.095	0.455

<sup>1</sup> 括弧中為  $t$  值。\* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, \*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於 0。

<sup>2</sup> 候選人是否為評審認識以評審是否知道其姓名為標準。

<sup>3</sup> 政黨 (傾向) 的藍綠區分依一般社會習慣。不屬藍綠二色的政黨皆歸類為無 (無黨籍及其他政黨)。

<sup>4</sup> 評審性別、評審年齡, 以及評審教育程度亦包含於迴歸式中。對照組為候選人所屬政黨 = 無, 評審政黨傾向 = 無, (候選人, 評審) 交乘項的對照組為候選人與評審中之任一人無藍綠政黨傾向。



候選人的資訊，因此如果不認識候選人，評審就不可能隨著候選人所屬政黨而改變相貌評定的標準。因此，考量評審只認識8.08%的候選人，表5欄(1)中交乘項的不顯著似乎是理所當然的。因此在表5欄(2)中，我們將樣本範圍縮小至評審認識的499個樣本上。<sup>15</sup> 結果發現，雖然4個交乘項的係數皆大幅增加，但仍然沒有任何一個達到顯著水準，4個係數皆為零的  $F$  統計量為0.91， $p$  值為0.4601，也不顯著。此外，欄(2)交乘項係數的正負方向也未符合一般的預期。舉例來說，(綠, 綠) 為正，(藍, 綠) 為負似乎有道理，但(藍, 藍) 為負，(綠, 藍) 為正卻又與一般的預期不同。因此，就本文中的16位評審而言，評審的政黨傾向與候選人所屬政黨的異同並未影響其相貌分數的評定。在欄(3)內我們進一步加入候選人虛擬變數以控制候選人的相貌與其他可能影響相貌分數的特性，結果並沒有根本的改變。

### 3 相貌水準

#### 3.1 相貌水準的估計

衡量候選人之美貌程度最直覺而簡單的方式，是使用16位評審相貌分數的平均值。但由上一節關於評審認識候選人對候選人相貌分數影響的討論，我們知道相貌分數並不僅純粹反映候選人的美貌程度。若某位評審認識某位候選人，則其對該候選人評定的相貌分數中，至少還包含了評審認識候選人的成分，然而這部分可能與候選人的美貌程度無關。此外，評審個人特性對相貌評分的影響，也是必須考慮的因素。平均的相貌分數或許可以經由平均的過程消弭評審特性的影響，但無法將評審認識候選人這部分的影響排除。

為了處理這些問題，並估計不受評審特性影響的美貌程度，我們設定了以下2個簡單模型：

$$g_{ij} = \lambda_i + \alpha k_{ij} + \mathbf{x}_j \beta + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

以及

$$g_{ij} = \lambda'_i + \alpha' k_{ij} + \gamma_j + \varepsilon'_{ij}. \quad (2)$$

<sup>15</sup>由於候選人是否為評審認識以評審是否知道其姓名為標準，感謝評審之一提醒，這裡應該隱含了評審知道候選人姓名，就知道候選人所屬政黨的假設。

其中在式 (1) 中,  $g_{ij}$  表示候選人  $i$  被評審  $j$  評定的相貌分數,  $\lambda_i$  表示候選人  $i$  真正的美貌程度; 若候選人  $i$  為評審  $j$  所認識, 則  $k_{ij} = 1$ , 反之則為 0;  $\alpha$  為  $k$  的係數, 表示評審  $j$  認識候選人  $i$  對相貌分數造成的邊際影響; 向量  $\mathbf{x}_j$  表示  $j$  評審的個人特性, 向量  $\beta$  表示評審的個人特性對其評定之相貌分數相對的邊際影響,  $\varepsilon_{ij}$  則為誤差項。

式 (1) 表示, 候選人相貌分數除了反映候選人實際的美貌程度, 還受到評審是否認識該候選人、評審的個人特性, 以及其餘我們無法掌握的因素 (即  $\varepsilon_{ij}$ ) 所影響。式 (2) 中的  $\lambda'_i$ 、 $\alpha'$ , 以及  $\varepsilon'_{ij}$  與式 (1) 中沒有上標 ' 的同一符號意思相同,  $\gamma_j$  是評審  $j$  評分時的固定效果。式 (2) 與式 (1) 的不同之處, 僅在於式 (2) 改以評審的虛擬變數來控制評審特性的差異。式 (2) 表示, 候選人相貌分數除了反映候選人實際的美貌程度, 還受到評審是否認識該候選人、這筆分數是由那一位評審評定的, 以及其餘我們無法掌握的因素 (即  $\varepsilon'_{ij}$ ) 所影響。我們在式 (1) 之外增加了式 (2), 是因為或許有其他會影響相貌分數評定的評審個人特性, 是資料中所缺乏的, 但是所有評審個人特性 (無論是否在我們的資料中) 對相貌分數的綜合影響, 應該會顯現在式 (2) 的  $\gamma_j$  中。此外, 由於前面我們檢驗出評審並不因為其與候選人間政黨屬性的異同, 而影響相貌分數評定, 因此政黨交乘項並未包含在此 2 個模型中。

接下來, 我們嘗試將每名候選人真正的美貌程度, 也就是式 (1) 中的  $\lambda_i$ , 或式 (2) 中的  $\lambda'_i$ , 從 16 筆相貌分數中分離出來。概念上,  $\lambda_i$  和  $\lambda'_i$  所代表的是每名候選人被評定的相貌分數之中, 不受評審的個人特性和是否為評審所認識而影響的部分。換言之, 在我們的模型中,  $\lambda_i$  以及  $\lambda'_i$  是一個人特定效果 (individual-specific effects)。它以候選人為單位, 各自橫跨 16 筆相貌分數而保持不變。因此, 我們使用固定效果模型 (fixed-effects model) 來估計  $\lambda_i$  和  $\lambda'_i$ 。

由於我們的模型中包含虛擬變數, 因此估計出來的  $\lambda_i$  和  $\lambda'_i$  會隨對照組的不同而整組平移, 但其在任意 2 個候選人間的差距是固定的。換句話說, 無論估計出的數值因使用不同對照組而有何種改變, 其所透露的候選人美貌程度的相對關係都是一致的。<sup>16</sup> 此外, 為了使估計出的  $\lambda_i$  或  $\lambda'_i$  與

<sup>16</sup>舉例來說, 假如我們使用某對照組估計出候選人  $a$  的  $\lambda$  是 3.5, 候選人  $b$  的  $\lambda$  是 1.3,

表 6: 美貌程度指標的相關係數<sup>1</sup>

	$g$	av	$\hat{\lambda}$	$\tilde{\lambda}$
$g$	1.0000			
av	0.6255	1.0000		
$\hat{\lambda}$	0.6242	0.9978	1.0000	
$\tilde{\lambda}$	0.6242	0.9979	1.0000	1.0000

1.  $g$  表示候選人的相貌分數, av 表示候選人的相貌平均分數,  $\hat{\lambda}$  和  $\tilde{\lambda}$  分別為平移之後的候選人實際美貌程度  $\lambda$  和  $\lambda'$  的估計值。

原先之相貌分數有較一致的比較基點, 我們將2組估計結果分別平移, 使兩組結果的平均數皆等於原始相貌分數的平均值, 即 2.52, 並以  $\hat{\lambda}$  代表平移之後的候選人實際美貌程度  $\lambda$  的估計值, 以  $\tilde{\lambda}$  代表平移之後的候選人實際美貌程度  $\lambda'$  的估計值。表 6 列出衡量候選人美貌程度的各組指標, 包括相貌原始分數  $g$ 、相貌原始分數的平均值 (以 av 表示), 以及由式 (1) 與式 (2) 依上述作法得到的  $\hat{\lambda}$  與  $\tilde{\lambda}$  等指標之間的相關係數。<sup>17</sup>

表 6 顯示,  $\hat{\lambda}$  和  $g$ , 以及  $\tilde{\lambda}$  和  $g$  的相關係數都是 0.6242, 而 av 和  $g$  的相關係數為 0.6255, 這表示以 av、 $\hat{\lambda}$  和  $\tilde{\lambda}$  取代原始評分的确排除了評審差異對原始評分的影響。另外,  $\hat{\lambda}$  和  $\tilde{\lambda}$  與候選人相貌平均分數 av 的相關係數分別為 0.9978 和 0.9979, 顯示  $\hat{\lambda}$ 、 $\tilde{\lambda}$  和 av 都相當類似。由於  $\hat{\lambda}$  與  $\tilde{\lambda}$  幾乎是一致的, 且  $\tilde{\lambda}$  的估計中以虛擬變數控制了評審的所有個人特性, 以下我們選擇以  $\tilde{\lambda}$  代表候選人實際的美貌程度, 並且稱之為「相貌水準」。<sup>18</sup>

則他們彼此在美貌程度上的差距是 2.2。若我們使用另一個對照組, 求出的  $\lambda_i$  也許分別變為 3.75 和 1.55, 但兩者的差距仍然是 2.2, 兩組數值都表現出候選人  $a$  實際的美貌程度比候選人  $b$  高出 2.2 的相對關係。不過, 就我們的目的而言, 取得這項相對關係的資訊就已經足夠。

<sup>17</sup> 所使用樣本為 386 位候選人, 每人 16 筆資料, 共 6,176 個樣本。

<sup>18</sup> 我們也嘗試以  $\hat{\lambda}$  作為候選人相貌水準進行往後討論, 無論在數值的大小或顯著水準方面, 結果皆幾乎一致。我們也嘗試使用 av (候選人相貌平均分數) 進行了相同討論, 在數值的大小及顯著水準上, 仍然沒有值得注意的改變。

表 7: 候選人相貌水準 (%)

	男性	女性
$\tilde{\lambda} \geq 3$	14.64	35.38
$2 \leq \tilde{\lambda} < 3$	67.60	58.46
$\tilde{\lambda} < 2$	17.76	6.15
樣本數	321	65

### 3.2 候選人特性與相貌水準

本文接下來的分析, 都以控制了評審的所有個人特性, 和是否認識候選人等因素之後, 所得到的相貌水準  $\tilde{\lambda}$  為基礎。首先, 和第 2 節相同, 我們先觀察男女候選人相貌水準的差異, 表 7 是男女候選人相貌水準的分佈情形。

表 7 顯示, 和表 1 中候選人相貌類別的分佈情況類似, 兩性候選人的相貌水準大多處於中央區間 ( $2 \leq \tilde{\lambda} < 3$ ), 但女性較男性往好看的方向分佈。女性相貌水準高於 3 的比例為 35.38%, 遠高於男性的 14.64%。

另一個有趣的問題是, 女性相貌水準高於男性的趨勢, 如何隨著年齡而變化。因此, 我們在表 8 列出候選人性別與年齡和相貌水準的關係。由表 8 男女候選人的人數分佈可以看出, 女性候選人比例上明顯較男性候選人年輕, 總計 65 位女性候選人中, 就有 17 位, 約 26% 未滿 40 歲。321 位男性候選人中, 未滿 40 歲者則只有 45 位, 約 14%。此外, 表 8 顯示, 除了在任何一個年齡區間中, 男性候選人的相貌水準皆較女性為低外, 我們還發現, 男女兩性候選人的相貌水準皆嚴格隨年齡增加而遞減, 但女性遞減的速度高於男性。未滿 40 歲的女性候選人相較於同年齡層的男性候選人相貌水準明顯較高, 但此優勢在越高的年齡區間越小。在 50 歲以上的區間, 相對於男性候選人, 女性候選人在相貌水準上的優勢已經幾乎不存在。雖然平均來說, 越年輕的候選人有越高的相貌水準,<sup>19</sup> 由表 8 我們也發現, 不論男性或女性候選人, 相貌水準的標準差都有隨年齡增加而縮小的趨勢, 尤其是 50 歲以上的女性候選人。

<sup>19</sup>事實上, 相貌水準最高的前 10 名候選人中, 有 8 名未滿 40 歲, 另外 2 名則分別為 43 歲與 46 歲。

表 8: 性別、年齡與相貌水準

	男性			女性		
	平均	標準差	人數	平均	標準差	人數
未滿 40 歲	2.68	0.59	45	3.39	0.50	17
40-49 歲	2.53	0.45	119	2.77	0.52	29
50-59 歲	2.39	0.41	119	2.44	0.35	14
60 歲以上	2.22	0.44	38	2.26	0.28	5
總計	2.46	0.47	321	2.82	0.51	65

因此，女性候選人平均的相貌水準隨年齡增加而逐漸趨近男性，這種隨年齡增加而在相貌水準上逐漸趨於一致的情況，並不單出現於兩性之間，也同時出現在同性別之內。相貌水準的分佈在較年老的候選人之間要比在較年輕的候選人之間集中，或許是因為美貌是一種隨年齡增加而耗損的存量，相貌水準較高的人在老化的過程中，會比相貌水準較低的人「蒸發」更多美貌（或者換句話說，有較多美貌得以「蒸發」），於是年紀越大的人彼此間相貌水準的差異就越小。

在進一步分析相貌水準對得票率的影響之前，我們先討論候選人的各種特性和相貌水準之間的關係，表 9 描述各項特性之下的平均相貌水準。首先，在性別差異方面，與表 7 和表 8 的發現類似，女性有較高的相貌水準，平均相貌水準為 2.82 分，比男性的 2.46 分高了 0.36 分。其次，在年齡方面，美貌水準有隨著年齡增加而遞減的趨勢，由「未滿 40 歲」的 2.87 分，逐漸下降至「60 歲以上」的 2.22 分，年齡和美貌有相當密切的關係。

此外，在教育程度方面，除了「國中以下」的候選人，相貌水準為 2.02 分，明顯較低外，相貌水準也有隨教育程度提高而增加的趨勢，其中又以碩士和博士教育程度者為最高。

而在黨籍差異方面，除了無黨籍及其他政黨候選人相貌水準為 2.38 分，較 4 個主要政黨為低之外，4 個主要政黨之間又以親民黨的相貌水準最高，高達 2.74 分，其次分別為中國國民黨、台灣團結聯盟和民主進步黨。最後，就現任與否而言，現任者平均相貌水準為 2.61 分，高於非現任者的 2.47 分。

上述依照候選人特性區分的相貌水準差異，只是一個初步的觀察。由

表 9: 候選人特性與相貌水準

	平均	標準差	人數
性別			
男性	2.46	0.47	321
女性	2.82	0.59	65
年齡			
未滿 40 歲	2.87	0.64	62
40-49 歲	2.57	0.47	148
50-59 歲	2.39	0.40	133
60 歲以上	2.22	0.42	43
教育程度			
國中以下	2.02	0.41	5
高中職	2.38	0.46	41
專科	2.51	0.58	27
大學	2.46	0.49	129
碩士	2.63	0.53	116
博士	2.58	0.48	61
其他 <sup>1</sup>	2.37	0.54	7
所屬政黨			
中國國民黨	2.61	0.46	74
台灣團結聯盟	2.57	0.41	30
民主進步黨	2.56	0.53	92
親民黨	2.74	0.53	41
無黨籍及其他 <sup>2</sup>	2.38	0.50	149
現任與否			
現任	2.61	0.51	146
非現任	2.47	0.51	240
總計	2.52	0.51	386

<sup>1</sup>「其他」包括以高考取得學歷者、未記載者，以及在中央選舉委員會的候選人學歷資料中列為其他者。

<sup>2</sup>「無黨籍與其他」包括無黨籍、無黨團結聯盟和其他政黨。

於候選人的各個特性之間可能存在相關性，例如政黨間相貌水準的差異，可能是由於各政黨候選人在教育程度、性別或年齡方面的差異，因此這些差異是否顯著，需要以迴歸分析的架構來釐清。表 10 將候選人特性——性別、年齡、教育程度、所屬政黨和現任與否，一一加入相貌水準的迴歸式中，觀察這些特性和相貌水準的關係。

首先，表 10 欄 (1) 顯示，男性候選人較女性候選人的相貌水準低 0.359 分，這其實是表 9 中，男女候選人平均相貌水準的差異。欄 (2) 加入候選人的年齡之後，男女候選人的差異減少到 0.289 分，表示男性的相貌水準之所以比較低，部分是因為如表 8 所示，男性候選人年齡較大所致。此時，相對於未滿 40 歲的候選人，40–49 歲、50–59 歲和 60 歲以上等 3 個年齡層的候選人，其相貌水準都較低，且隨著年齡增加而遞減，分別低了 0.274、0.427 和 0.604 分。

表 10 欄 (3) 再加入候選人的教育程度，此時性別和年齡的係數都略降，表示教育程度和性別與年齡之間存在相關性。而教育程度對相貌水準的影響，除了教育程度為「其他」之候選人，<sup>20</sup>或許是因為樣本數太少而不顯著之外，相較於教育程度為國中以下的候選人，高中職、專科、大學、碩士和博士分別顯著地高了 0.379、0.499、0.445、0.542 和 0.578 分，相貌水準隨著教育程度提高而穩定增加。在此特別值得注意的是，不只「大家的相貌水準都比教育程度為國中以下者高」，且相貌水準隨教育程度的增加而層層遞增。

欄 (4) 加入候選人所屬政黨的虛擬變數，性別、年齡和教育程度與相貌水準的關係仍然顯著。值得注意的是，性別和教育程度的係數有較大的變化。控制了所屬政黨之後，男性的係數降至  $-0.258$ ，大學、碩士和博士的係數仍分別降至 0.371、0.442 和 0.462，表示各政黨之間在性別和教育程度之間有明顯的不同，且美貌程度較高的政黨，其女性候選人較多，教育程度也較高。就所屬政黨本身而言，相對於「無黨籍和其他政黨」，4 個主要政黨的美貌水準都較高，其中以親民黨的係數最大，為 0.301，民進黨的係數最小，只有 0.139。

<sup>20</sup>「其他」包括以高考取得學歷者、未記載者，以及在中央選舉委員會的候選人學歷資料中列為其他者。

表 10: 候選人特性與相貌水準<sup>1</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
男性	-0.359 (4.621)**	-0.289 (4.278)**	-0.286 (4.255)**	-0.258 (3.906)**	-0.254 (3.857)**
年齡					
40-49 歲		-0.274 (3.253)**	-0.265 (3.071)**	-0.289 (3.380)**	-0.299 (3.486)**
50-59 歲		-0.427 (5.105)**	-0.410 (4.764)**	-0.446 (5.164)**	-0.454 (5.245)**
60 歲以上		-0.604 (6.040)**	-0.588 (5.663)**	-0.574 (5.591)**	-0.587 (5.690)**
教育程度					
高中職			0.379 (2.876)**	0.345 (2.750)**	0.339 (2.725)**
專科			0.499 (3.193)**	0.441 (2.904)**	0.439 (2.888)**
大學			0.445 (3.702)**	0.371 (3.237)**	0.362 (3.158)**
碩士			0.542 (4.470)**	0.442 (3.772)**	0.430 (3.672)**
博士			0.578 (4.438)**	0.460 (3.718)**	0.452 (3.655)**
其他 <sup>2</sup>			0.417 (1.768)	0.385 (1.698)	0.38 (1.672)
所屬政黨					
中國國民黨				0.162 (2.508)*	0.140 (2.009)*
台灣團結聯盟				0.182 (2.427)*	0.174 (2.294)*
民主進步黨				0.139 (2.214)*	0.112 (1.650)
親民黨				0.301 (3.444)**	0.267 (2.751)**
現任					0.053 (0.950)
常數項	2.819 (38.525)**	3.08 (34.720)**	2.581 (17.823)**	2.548 (18.391)**	2.557 (18.525)**
樣本數	386	386	386	386	386
R <sup>2</sup>	0.069	0.183	0.210	0.243	0.245

<sup>1</sup> 括弧中為  $t$  值。\* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, \*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於 0。

<sup>2</sup> 「其他」包括以高考取得學歷者、未記載者, 以及在中央選舉委員會的候選人學歷資料中列為其他者。

<sup>3</sup> 對照組為年齡 = 未滿 40 歲, 教育程度 = 國中以下, 所屬政黨 = 無黨籍及其他政黨。



爲了判斷控制性別、年齡與教育程度之後，4個主要政黨相貌水準的相對高低，我們分別對4個主要政黨的係數，兩兩分組作  $t$  檢定，其中只有係數最大的親民黨和係數最小的民進黨之間，其  $t$  值爲 1.77， $p$  值爲 0.077，在 10% 的顯著水準之下是顯著的，其他政黨間的係數差異則都不顯著。<sup>21</sup>

控制了候選人的性別、年齡和教育程度之後，4個主要政黨的候選人比起無黨籍及其他政黨者，顯著地擁有較高的相貌水準，其中又以親民黨爲最。這是個有趣且將和後面討論美貌影響的政黨差異相關的現象。爲什麼4個主要政黨的候選人，平均而言擁有比無黨籍及其他政黨之候選人更高的相貌水準？

各主要政黨在立法委員選舉中以席次數目的極大化爲目標，在總席次有限的情況下，各主要政黨爲了避免同黨候選人相互爭食票源，不可能無限制地提名候選人，加上黨內欲參選者衆，因此各黨都存在一套黨內的提名機制。而無黨籍或其他小黨的候選人，除了極少數特定人士，一來參選可能著眼於當選外的目的，譬如宣揚某種理念，<sup>22</sup> 再者幾乎沒有激烈的黨內競爭，以至需要動用到黨內提名程序的問題，對獨立參選人而言更是如此。因此主要政黨的候選人和無黨籍及其他政黨的候選人之間，有一個重要的差別是，代表主要政黨參選的候選人幾乎都已經通過某種方式被篩選過了。4個主要政黨的候選人和無黨籍及其他政黨候選人相貌水準的差異，事實上是一群經過篩選和一群未經篩選的候選人之間的差異。由於無法取得各黨初選過程的詳細資料，我們不能直接對此篩選過程進行檢驗。不過，假如這個推測是正確的，那麼在討論美貌對得票率的影響之前，已經有跡象顯示，美貌的影響力早在投票日之前，在4個主要政黨的黨內提名階段就以其他形式出現了。<sup>23</sup> 一旦候選人獲得主要政黨的提名，就確保了較高的得票率以及較高的當選機率。

最後，欄 (5) 再加入現任與否的虛擬變數，雖然在表 9 中現任與非現任

<sup>21</sup> 感謝評審之一關於4個政黨之間係數的比較，需作  $t$  檢定的建議。

<sup>22</sup> 如桃園縣選區的余惠南。「曾經選過立委、國代、縣議員、市民代表的余惠南，這次登記參選立委，是第六次參加選舉。他說，再度投入選舉，『是希望選民認同我用選舉取代戰爭的理念』。」(2004年11月18日，《聯合報》)

<sup>23</sup> 相同推理也可指出美貌在更早的篩選階段就發生影響力，在決定誰能先在主要政黨中晉升到足以爭取黨內提名的地位時，美貌已經起了一定的作用。

候選人，其平均相貌水準存在著差異，但在控制了性別、年齡、教育程度和所屬政黨之後，現任者的相貌水準並沒有顯著地高於非現任者。

綜合而言，表9依候選人各種特性所做相貌水準的比較，在表10的迴歸分析中，除了現任與否並沒有顯著差異之外，其他特性都存在顯著的差異。女性、年齡較輕、高教育程度和4個主要政黨的候選人，都有較高的相貌水準。

另外，我們也比較了各選區之間以及各地區之間的相貌水準。在選區方面，各選區候選人平均的相貌水準雖然有些差異，最高者為的台中市選區的2.92，最低的同時有高雄市第一、高雄市第二、台北縣第一、宜蘭縣，以及金門縣選區，平均相貌水準均為2.31。但若以台北市第二選區為比較基準，僅有台中市選區與它的差異在5%的顯著水準上具有統計上的顯著性，其平均相貌水準比台北市第二選區為高。在區域差異方面，相對於北部地區，中部、南部、東部、外島和原住民選區，<sup>24</sup>沒有一個地區在相貌水準的差異上具有統計上的顯著性。

#### 4 相貌水準對得票率的影響

上一節，我們討論了盡可能控制評審特性之後，相貌水準的測量，以及候選人特性和相貌水準之間的關係。這一節，我們將以前面產生的相貌水準，探討它對候選人得票情形的影響。

首先，我們將候選人依相貌水準分組，初步觀察不同相貌水準候選人的得票差異，表11分別列出其得票數和得票率。<sup>25</sup>在得票數上，表11清楚顯示，越上層相貌水準區間內的候選人，其得票數也越高。相貌水準3分以上的候選人，平均得票數為31,734票，相貌水準低於2的候選人，得票數則只有18,905票，差距達12,829票。在得票率方面，表11顯示，雖然相貌水準在2和3之間，以及相貌水準在3以上的候選人，得票率並沒有明顯差異，但是兩者都比相貌水準在2以下者，得票率高出許多。此外，相貌水準大於3的候選人，其得票率雖然與相貌水準在2與3之間的候選人相差無幾（甚

<sup>24</sup>北部指基隆以南、苗栗以北，中部指台中以南、雲林以北，南部指嘉義以南、屏東以北，東部指宜蘭、花蓮、台東，外島指澎湖、金馬。

<sup>25</sup>得票率指的是得票數除以選區總投票數，而不是得票數除以選區選民總數。

表 11: 候選人相貌水準與得票情形

	得票數		得票率		人數
	平均	標準差	平均	標準差	
$\tilde{\lambda} \geq 3$	31,734	17,637	0.0839	0.0692	70
$2 \leq \tilde{\lambda} < 3$	24,874	19,954	0.0848	0.0996	255
$\tilde{\lambda} < 2$	18,905	20,189	0.0576	0.0753	61
總計	25,175	19,901	0.0803	0.0915	386

至還低了一點,大約是 1/1000),但其標準差卻小了許多。這表示相貌水準大於 3 的候選人,比起相貌水準在 2 與 3 之間的候選人,其得票率更穩定地較相貌水準小於 2 的候選人為高。

由表 11 可知,候選人的美貌程度與得票數及得票率間都具有某種正向關係。不過,如果相貌水準較高的候選人恰巧都於人口較多,且同選區參選人數較少的選區參選,也會造成相貌水準較高候選人得票數較多的情況。但是,人口較多的選區通常有較多立法委員席次,也會招來較多同選區的競爭者,且事實上,選區有效票數與選區候選人數的相關係數是 0.8878,兩者間具有十分強烈的正向關係,上述巧合發生的機會不大。

為了進一步控制其他可能影響得票情形的變數,以探討美貌的影響,我們將得票率取自然對數 (ln) 之後進行迴歸分析。由於公民數多寡不同,各選區的有效票數也存在相當的差距 (最高者為桃園縣選區的 736,843 票,最低者為連江縣選區的 4,451 票,台灣本島內最低者為台東縣選區的 61,988 票)。「得票率」是考量各選區選民人數多寡之下,描述候選人得票情形最自然的設定,我們之所以決定以「得票率的對數值」作為被解釋變數,除了因為得票率會隨選區候選人人數的多寡而有不同規模,以及候選人得票率分佈範圍由最低的 0.01% 到最高的 61.6%,得票率分佈範圍很大之外,也因為以得票率作為被解釋變數得到的估計結果將有詮釋上的困難。舉例而言,以得票率作為被解釋變數之下,假設我們得到相貌水準對得票率影響的迴歸結果是,相貌水準提高一個單位將使得票率增加 5%,此一影響的意義與重要性將隨選區候選人人數的多寡而有相當的不同。對於候選人人數最多的台北市第二選區而言,30 位候選人的平均得票率為 3.33%,得票率

增加5%的影響是相當大的影響。但是對於只有三位候選人，得票率平均為33.3%的台東縣、澎湖縣和連江縣而言，得票率增加5%的影響就遠不如同樣的得票率增加幅度對台北市第二選區候選人的影響來的重要。換言之，以得票率作為解釋變數會有在迴歸結果詮釋上的困難。相反地，將得票率取自然對數，除了能夠降低極端樣本 (outliers) 的影響，也可以將迴歸分析的結果詮釋為解釋變數變動時，得票率的「百分比」變動，避免上述因選區候選人人數多寡而產生的詮釋困難。

不過，由於每筆得票率的對數值其實等於得票數的對數值在同選區中各減去同1個常數。<sup>26</sup> 因此，用得票率的對數值作為被解釋變數，或使用得票數的對數值，在控制了選區的虛擬變數之後，結果應該相同，<sup>27</sup> 表12是相貌水準對得票率影響的迴歸分析。

首先，欄(1)顯示，單獨觀察相貌水準對得票率的影響，相貌水準越高的候選人得票率越高，係數高達1.165。接著，我們在欄(2)加入選區虛擬變數，嘗試控制選區間包括選區大小和候選人人數等各種差異，相貌水準對得票率影響的係數為1.212，仍然是正向而顯著的。

欄(3)則進一步加入候選人性別、年齡，以及教育程度等候選人個人特性，相貌水準的係數雖然略降為1.000，但仍然相當顯著。在性別差異方面，男性有較低的得票率，但不顯著。而在年齡方面，相對於未滿40歲，年齡對得票率的影響，隨著年齡增加而有先增後減的變化，其中50-59歲的係數為顯著的0.821。另外，在教育程度方面，相對於教育程度為國中以下的候

<sup>26</sup>假設某選區共有3名候選人，得票數分別為  $a$ 、 $b$ 、 $c$ 。因此3名候選人的得票率各別是  $a/(a+b+c)$ 、 $b/(a+b+c)$ 、 $c/(a+b+c)$ 。將得票率取對數後，我們得到：

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{a}{a+b+c}\right) &= \ln a - \ln(a+b+c), \\ \ln\left(\frac{b}{a+b+c}\right) &= \ln b - \ln(a+b+c), \\ \ln\left(\frac{c}{a+b+c}\right) &= \ln c - \ln(a+b+c).\end{aligned}$$

所以得票率的對數等於得票數的對數以選區為單位各減去同1個常數——即  $\ln(a+b+c)$ 。

<sup>27</sup>控制選區虛擬變數之後，兩者在係數及顯著性方面的唯一差異，只出現在常數項上。我們也嘗試以「得票數的對數值」作為迴歸分析的被解釋變數，在控制了選區固定效果之後，結果完全符合預期，兩者除了常數項之外，係數完全相同。

表 12: 相貌水準對得票率的影響<sup>1</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
相貌水準	1.165 (5.670)**	1.212 (6.009)**	1.000 (4.036)**	0.417 (2.539)*	0.402 (2.421)*
選區虛擬變數		✓	✓	✓	✓
男性			-0.395 (1.513)	-0.118 (0.780)	-0.103 (0.681)
年齡					
40-49 歲			0.416 (1.500)	0.005 (0.027)	-0.066 (0.367)
50-59 歲			0.821 (2.680)**	0.199 (1.024)	0.141 (0.702)
60 歲以上			-0.046 (0.099)	-0.043 (0.130)	-0.134 (0.397)
教育程度					
高中職			0.773 (0.766)	0.593 (1.132)	0.543 (1.008)
專科			1.103 (1.041)	0.650 (1.160)	0.643 (1.114)
大學			1.554 (1.627)	0.737 (1.567)	0.674 (1.359)
碩士			2.119 (2.206)*	0.871 (1.835)	0.775 (1.560)
博士			2.38 (2.430)*	1.008 (2.124)*	0.949 (1.906)
其他			1.596 (1.205)	1.590 (1.614)	1.505 (1.499)
所屬政黨					
中國國民黨				2.918 (14.820)**	2.796 (13.132)**
台灣團結聯盟				2.533 (12.555)**	2.469 (12.105)**
民主進步黨				2.944 (15.649)**	2.786 (13.136)**
親民黨				2.602 (12.280)**	2.401 (10.230)**
選區同屬性候選人人數 <sup>2</sup>				-0.103 (2.236)*	-0.097 (2.088)*
現任					0.327 (2.092)*
常數項	-6.784 (11.929)**	-6.902 (12.658)**	-8.181 (6.859)**	-7.535 (12.243)**	-6.627 (8.389)**
樣本數	386	386	386	386	386
R <sup>2</sup>	0.093	0.233	0.321	0.723	0.727

<sup>1</sup> 被解釋變數為得票率的自然對數值，括弧中為 t 值，\* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於 0，

\*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於 0。

<sup>2</sup> 同屬性與否依社會慣用的藍綠二分法。

<sup>3</sup> 對照組為年齡 = 未滿 40 歲，教育程度 = 國中以下，所屬政黨 = 無黨籍及其他政黨。

<sup>4</sup> 以各選區有效票數加權。

選人，教育程度對得票率的影響與前一節所討論，教育程度對相貌水準的影響，有類似次序性上升的現象。不同的是，此處教育程度對得票率的影響，只顯著地出現在碩士及博士學歷上。

此外，政黨，尤其是4個主要政黨，在選舉中往往是關鍵性的力量，<sup>28</sup> 在討論得票率的決定因素時，政黨的影響力是不容忽視的。因此，在表12的欄(4)中，我們再加入4個主要政黨的虛擬變數，用意是將每名候選人背後的政黨影響力單獨分離出來，同時我們也加入選區內同屬性候選人人數作為解釋變數。同屬性的定義是依社會慣用的藍綠之分。此變數的目的在於捕捉同黨候選人或同「色」候選人，在同一選區內相互爭食票源對得票率造成的影響。至於採取藍綠之分而非政黨之別的理由，主要是考量在當時的時空環境下，同「色」的候選人（譬如台聯候選人與民進黨候選人）似乎有某種程度替代性。由欄(4)中我們可以看出，加入這5個與政黨有關的變數後，欄(3)中原有變數的係數值皆大幅下降，年齡變數的係數的顯著性甚至消失了。 $R^2$  從欄(3)的0.321大幅上升至欄(4)的0.723。4個政黨虛擬變數的係數值都相當大，而且括弧中的  $t$  值也透露出非常強烈的顯著性，這些結果都顯示主要政黨在選舉中具有十分強大的影響力。其他條件不變之下，由主要政黨提名的候選人，其得票率平均而言會比無黨籍及其他政黨的候選人高出2.5倍以上，<sup>29</sup> 因此政黨是獲得選票的重要關鍵。而選區同屬性候選人人數的係數，則如預期為  $-0.103$ ，而且是顯著的。若非如此，政黨在提名候選人時採取總量管制就沒有意義，更不必提跨政黨的總量管制。<sup>30</sup> 至於我們關心的相貌水準，其係數雖然與其他個人特性之係數值一樣，因政黨相關變數的加入而明顯變小，但仍有0.417，且達到5%的顯著水準。此外，教育程度的係數值仍然有次序性上升的趨勢，只有博士學歷對得票率的正向影響在5%的水準之下仍然顯著，但碩士學歷的顯著

<sup>28</sup>事實上，2004年立委選舉的區域立委與原住民立委部份，總共176名當選人之中，只有11名不屬於4個主要政黨。

<sup>29</sup>由原始資料來看，無黨籍及其他政黨共149名候選人的平均得票率是3.35%，而4個主要政黨共237名候選人的平均得票率為10.97%，差異相當明顯。

<sup>30</sup>「國親新等泛藍陣營... 其勝選關鍵主要在於藍軍『總量管制提名』策略奏效。相對地，綠營提名卻犯了高額提名的冒進毛病，使得立委選舉結果不如預期。... 至於親民黨...，若未與國民黨共採總量管制提名策略的話，其席次縮減幅度恐怕不只如此...。」(2004年12月12日,《自由時報》)。

水準則下滑至10%。

現任者已經在上次立委選舉中，得到足夠的選票而當選，因此現任者的身份包裹了某些對選情有正面幫助的候選人特性，但除了其所包裹的對選情有益、欄(4)已經控制的候選人個人特性之外，就現任者這個身份本身而言，是否還會影響候選人的得票率？或者它純粹只是一個包含了欄(4)所控制候選人特性的變數？假如它確實只是其他變數的代理變數，那麼將它加入表12的迴歸式之後，應該不會有顯著的係數，因為欄(4)的迴歸式已捕捉了所有資料許可範圍內，可能影響得票率的個人特性。欄(5)為加入現任變數後的結果，結果發現現任變數的係數為0.327，且達到5%的顯著水準。這表示，撇開其所包裹的候選人個人特性不談，現任者身份依然能對得票率發生正面影響。此影響可能來自現任者於任期當中累積的人脈、知名度，以及基層實力等各種形式的政治資本。此外，加入現任者這個變數之後，相貌水準對得票率的影響仍然是正向而顯著的，其係數大小僅略為下降，仍為0.402，其他解釋變數的係數則都變小了。選區同屬性候選人人數的係數值只有些微改變，所屬政黨虛擬變數的影響也變小，但都沒有改變係數的顯著性。顯著性發生變化的唯一變數是教育程度，博士項的顯著性在5%的顯著水準之下消失了，但在10%顯著水準之下仍然是顯著的。

另外值得注意的是，在表12中，性別因素對得票率始終沒有顯著影響。單就係數值來說，若其他條件不變，男性候選人的得票率相較於女性候選人的得票率還稍微處於劣勢。由原始資料出發，男性候選人的平均得票率是8.05%，女性則為7.95%，兩者的差距只有1/1000。得票數方面，男性候選人平均得票是24,247票，女性則為29,757票，平均而言女性候選人的得票數較多。在當選機率方面，男性候選人的當選機率是44.86%，女性則為49.23%，就算扣除因婦女保障名額而當選的女性候選人後，<sup>31</sup>女性的當選機率依然是較男性為高的48.44%。雖然種種跡象皆顯示，以選舉結果而論，在2004年的立委選舉中，女性候選人相對於男性候選人並未處於不利地位，但男女參選人數間確有懸殊的比例(男女候選人分別有321名及65名，男女比為4.94:1)，性別差異在參選與否的階段就已經表現出來。

<sup>31</sup>在2004年立法委員選舉的區域立委與原住民立委部份，僅有1名候選人(台南縣選區的葉宜津)因憲法增修條文第四條第二項規定的婦女當選名額而當選。

綜合而言,在考慮各種可能影響得票率之因素的過程中,相貌水準項在係數上始終保持一致的正向,以及一貫的顯著性。候選人的相貌水準,即美貌程度,的確對其得票率有不容忽視的影響。若其他條件不變,以相貌水準分配的標準差0.51為單位,相貌水準每提高1個標準差,得票率將提高20.5%。

另外,我們也嘗試在如同表12欄(5)的模型設定中,再加入相貌水準與性別變數的交乘項,以觀察美貌對得票率的影響是否存在性別差異。結果發現,交乘項的係數值是0.0286,  $p$  值為十分不顯著的0.916,至於其他原有變數的係數,其正負號及顯著性皆未改變。因此美貌對得票率的影響程度在男女間是相同的,並未顯現性別不對稱的跡象。<sup>32</sup> 其他會影響得票率的因素包括,4個主要政黨提名的候選人(正向)、選區同屬性候選人人數(負向),以及候選人是否為現任立委(正向)。至於兩性在得票率上的差異,則始終是不存在的。

表12的分析中,雖然我們已經盡可能地控制所有可以取得的變數,觀察相貌水準對得票率的影響,但是,表12欄(5)的結果,仍然可能存在諸如「知名度」或「曝光率」等遺漏變數,使得相貌水準的影響被高估了,這是我們在既有資料之下仍然無法完全克服的問題。<sup>33</sup> 事實上,所有關於美貌對薪資影響的既有研究中,都尚未完全解決遺漏變數的問題,因為使用橫斷面資料的分析中,無論如何加入所有可能蒐集到的解釋變數,仍然存在遺漏變數的問題。文獻上徹底解決遺漏變數問題的方法,是使用追蹤資料(panel data)或者工具變數估計法,其中追蹤資料的分析需要觀察到候選人在兩次選舉中得票率的差異,更重要的是候選人相貌水準在兩次選舉的明顯變化,真實世界中幾乎無法觀察到短期內相貌水準的明顯變化。而工具變數估計法則需要找到一個與相貌水準高度相關,且與得票率不相關的變數。不過,資料中可以觀察到的所有變數,都同時與相貌水準和得票率相關,所以無法使用工具變數估計法。因此,由於資料的有限性,我們實際上並無法徹底解決遺漏變數的問題。

<sup>32</sup>然而在類似研究中,美貌對薪資的影響(Hamermesh and Biddle, 1994),以及美貌對大學教授教學評鑑結果的影響(Hamermesh and Parker, 2005),在程度上,皆有男性高於女性的現象。

<sup>33</sup>感謝評審之一指出可能仍然存在的遺漏變數問題。



以上討論，我們將相貌水準視為一個連續變數，主要是因為由多個評審評定的相貌類別估計一個相貌的指標，線性模型的設定是比較簡單的作法，文獻上使用多個評審為相片評分的研究也都採取此種作法。Pfann et al. (2000) 使用相貌分數的平均值、Hamermesh and Parker (2005) 和 Biddle and Hamermesh (1998) 以標準差將相貌分數的平均值標準化，都將相貌分數視為連續變數。不過，嚴格來說，5 個相貌類別只是美醜的排序關係，而不必然是線性關係，我們可以將式 (2) 關於相貌水準的估計，視為一個 ordered probit 模型。<sup>34</sup> 因此，我們也嘗試以 ordered probit 模型估計第 (2) 式，將其中的個人相貌水準  $\lambda_i$  分離出來，由於此時估得的相貌水準已經排除了認識候選人和評審個人特性的影響，且其數值大小只有美醜排序關係，和原本的相貌分數之間的關係已不清楚，因此我們不以此相貌水準直接作為解釋變數，而改以相貌水準高低的3 個分組，即最低三分之一（對照組）、中等三分之一和最高三分之一等3 組，作為解釋變數。

針對表 12 欄 (5) 包含所有其他解釋變數的模型，改以 ordered probit 模型估計相貌水準之後，相對於相貌水準為最低三分之一的候選人，相貌水準為中等三分之一的估計係數為 0.376，最高三分之一的估計係數為 0.407，且兩者在 5% 水準之下都是顯著的。換言之，在非線性的模型設定之下，美貌的影響主要存在於相貌水準最低三分之一的候選人，和其他候選人之間的差異，中等三分之一和最高三分之一的候選人之間的差異則不明顯。

## 5 美貌影響力的政黨與地區差異

到此為止，除了上一節發現美貌影響力並無性別差異之外，關於美貌影響力的討論，都是針對全體候選人，尚未討論到美貌影響力在其他面向上的差異。由前面的分析，我們發現主要政黨在選舉中具有不容忽視的重要性，美貌的影響力在不同政黨之間的差異性，自然是重要的課題。此外，美貌的影響力可能存在的地區差異，也值得我們進一步觀察。

### 5.1 政黨差異

圖 1 畫出所有候選人的相貌水準與得票率之間的關係。雖然各選區的參選

<sup>34</sup>感謝評審之一對於使用 ordered probit 模型的建議。

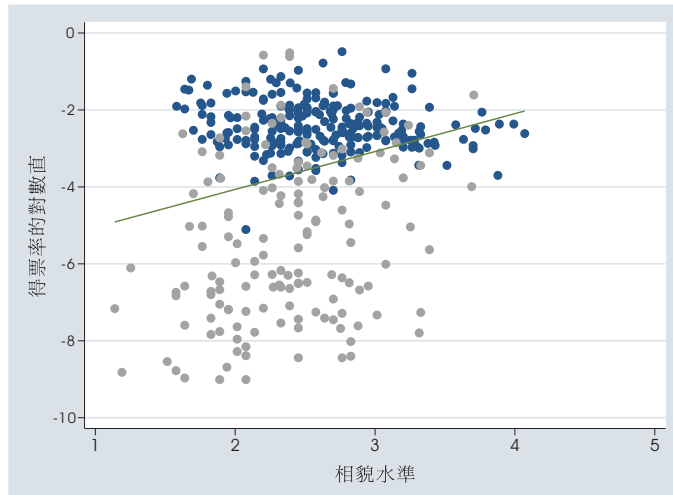


圖 1: 相貌水準與得票率

人數差異很大，使得不同選區候選人得票率的規模也大不相同，因此得票率的比較應該在個別選區中進行比較適當，圖 1 將所有選區的候選人一起呈現，其實已經某種程度弱化了相貌水準與得票率的關係。但是即使如此，我們還是可以由圖 1 看出相貌水準和得票率同向變動的趨勢。

圖 1 基本上視覺化了我們在前一節中，由全體候選人的角度得到的結果。為了觀察相貌水準對得票率的影響在不同政黨之間的差異，我們將圖 1 中各點依候選人所屬政黨區分，深色點代表 4 個主要政黨的候選人，淺色點則代表無黨籍及其他政黨的候選人。如同表 9 中依所屬政黨區分的相貌水準，4 個主要政黨候選人都比無黨籍及其他政黨來的高，以及表 12 迴歸分析中，4 個主要政黨候選人的得票率比無黨籍及其他政黨候選人高的發現，我們也可以看到圖 1 代表主要政黨候選人的深色點，比較集中在相貌水準較高和得票率較高的右上方，而代表無黨籍及其他政黨的淺色點，比較集中在相貌水準較低和得票率較低的左下方。為了更清楚看到政黨的差異，圖 2 和圖 3 分別畫出 4 個主要政黨和無黨籍及其他政黨候選人，其相貌水準和得票率之間的關係。

圖 2 呈現 4 個主要政黨的候選人其相貌水準與得票率的關係。圖中各

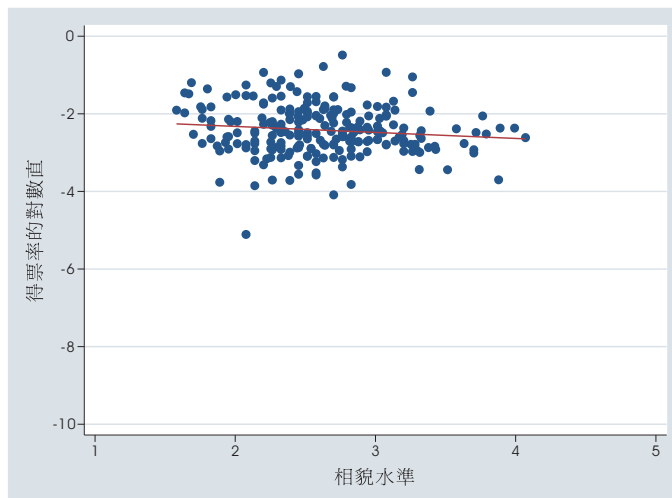


圖 2: 相貌水準與得票率 — 4個主要政黨

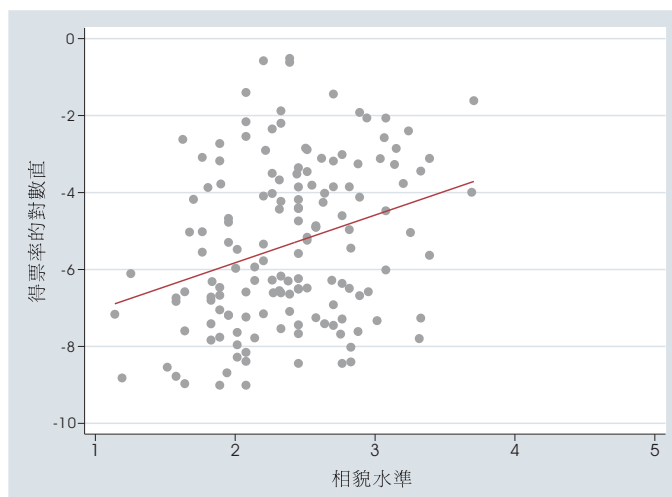


圖 3: 相貌水準與得票率— 無黨籍及其他政黨

點幾乎以水平形式分布在偏高的位置。對照圖 1 觀察，我們還可以發現圖 1 右半部各點，有三分之二以上同時出現於圖 2 中。所以，4 個主要政黨的

候選人有較高平均得票率，平均而言相貌水準也較高，但其美貌程度與得票率間的相關性較低。相反地，觀察圖3所呈現，無黨籍及其他政黨候選人的相貌水準與得票率的關係，我們發現到比圖2明顯許多的正相關，但其分佈相較於圖2稍往左半邊集中。這表示，雖然無黨籍及其他政黨的候選人平均相貌水準和得票率均較低，但其相貌水準與得票率之間存在正向的關係。至此，我們可以知道圖1各點的正斜率分佈，幾乎都是無黨籍及其他政黨的候選人所貢獻的。

爲了進一步考量美貌影響力的政黨差異，我們接續表12欄(5)的模型設定，並在迴歸式中加入相貌水準與政黨的交乘項，以觀察候選人的相貌水準是否會隨其所屬政黨不同而對得票率發生不同的影響，表13是迴歸分析的結果。

首先，必須說明的是，表中各迴歸式都還控制了選區固定效果，候選人性別、年齡和教育程度等變數。表13欄(1)先使用所有386位候選人的樣本，並以相貌水準和所屬政黨的交乘項，考慮相貌水準對得票率的影響在政黨之間的差異。由於我們以無黨籍及其他政黨的候選人爲對照組，相貌水準本身的係數所代表的，即爲相貌水準在無黨籍及其他政黨候選人中對得票率的影響，其係數值爲相當顯著的0.957，比先前表12欄(5)不分政黨時，相貌水準係數的0.402，大了2倍有餘。此外，所屬政黨和相貌水準的交乘項顯示，在4個主要政黨中，相貌水準的影響力都顯著地比對照組來的低，除了與中國國民黨的交乘項，其負向的程度低於0.957之外，相貌水準和台灣團結聯盟、民主進步黨和親民黨交乘項，其負向的程度都已經超過0.957，美貌的正向影響力在這些政黨中幾乎都消失了。換言之，欄(1)初步驗證了圖2和圖3中，4個主要政黨候選人的相貌水準和得票率的關係並不顯著，而相貌水準和得票率的關係在無黨籍和其他政黨候選人之中比較明顯的觀察。

在其他解釋變數方面，選區同屬性候選人人數和現任者的影響，則幾乎和表12欄(5)的結果完全相同，同屬性候選人人數會降低得票率，現任者的得票率則較高。另外，表中沒有列出的性別、年齡和教育程度也和表12欄(5)類似，控制了其他變數之後，男性和年齡對得票率沒有影響，教育程度則只有博士在5%的水準之下是顯著的。

表 13: 相貌水準與政黨對得票率的影響<sup>1</sup>

	全部樣本		4個主要政黨		無黨籍及 其他政黨
	(1)	(2)	(3)	(4)	
相貌水準	0.957 (3.013)**	-0.023 (0.406)	0.108 (1.225)	0.998 (2.761)**	
所屬政黨					
中國國民黨	4.987 (5.042)**	0.485 (4.946)**	0.364 (2.584)*		
台灣團結聯盟	5.574 (5.395)**				
民主進步黨	5.166 (6.179)**	0.398 (4.875)**	0.322 (3.349)**		
親民黨	5.069 (5.278)**	0.228 (2.009)*	0.197 (1.667)		
所屬政黨 × 相貌水準					
中國國民黨 × 相貌水準	-0.896 (2.348)*				
台灣團結聯盟 × 相貌水準	-1.280 (3.192)**				
民主進步黨 × 相貌水準	-0.980 (3.002)**				
親民黨 × 相貌水準	-1.037 (2.844)**				
配票			0.759 (2.284)*		
配票 × 相貌水準			-0.229 (2.010)*		
選區同屬性候選人人數 <sup>2</sup>	-0.095 (2.053)*	-0.010 (0.239)	-0.031 (0.709)	0.080 (0.966)	
現任	0.360 (2.289)*	-0.006 (0.114)	-0.010 (0.193)	2.585 (6.115)**	
常數項	-7.809 (8.230)**	-2.484 (6.282)**	-2.785 (6.982)**	-8.626 (5.881)**	
樣本數	386	237	237	149	
R <sup>2</sup>	0.741	0.556	0.577	0.564	

<sup>1</sup> 被解釋變數為得票率的自然對數值，括弧中為 *t* 值，\* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於 0，\*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於 0。

<sup>2</sup> 同屬性與否依社會慣用的藍綠二分法。

<sup>3</sup> 對照組所屬政黨在欄 (1) = 無黨籍及其他政黨，欄 (2) (3) = 台灣團結聯盟。

<sup>4</sup> 各迴歸式皆控制了性別、年齡、教育程度以及選區固定效果。

<sup>5</sup> 以各選區有效票數加權。

接下來，我們將樣本依所屬政黨分為兩組，分別探討相貌水準對得票率的影響，直接比較美貌影響力在政黨間的差異。表 13 欄 (2) 和欄 (3) 使用的樣本是 4 個主要政黨的候選人，欄 (4) 則為無黨籍和其他政黨的候選人。

表 13 欄 (2) 顯示，控制了選區固定效果以及候選人性別、年齡和教育程度之後，只有所屬政黨的變數是顯著的。相較於對照組台灣團結聯盟，中國國民黨、民主進步黨和親民黨等 3 個政黨都有較高的得票率，其中又以中國國民黨對得票率的影響最大，民主進步黨次之，親民黨再次之。此時，相貌水準的係數反而是負的，但不顯著。換言之，相貌水準並無法解釋 4 個主要政黨內，候選人得票率的差異。此外，同屬性候選人人數和現任者對得票率都沒有影響。

雖然欄 (2) 的結果表示主要政黨候選人相貌水準的差異，並無法解釋彼此得票率的差異，但這不一定表示相貌對主要政黨的政治人物不重要，可能是因為主要政黨內的篩選機制，在政治人物通過黨內競爭以及初選的過程中，相貌水準已經起了淘汰的作用，而導致樣本選擇偏誤 (sample selection bias) 的問題。<sup>35</sup> 換言之，設想一個被解釋變數為政治成就的迴歸式，母體為該黨的所有政治人物，相貌水準為政治成就的解釋變數之一，假設相貌水準的影響為正向，而相貌水準與誤差項是無關的。不過，通過黨內初選或其他黨內競爭機制的政治人物所組成篩選過後的候選人中，相貌水準較高者者，其誤差項即使較低也可以通過黨內篩選，即誤差項與個人相貌水準成負相關，造成以主要政黨候選人為對象的迴歸分析中，解釋變數 (相貌水準) 會與誤差項負相關，會有估計係數向下偏誤的問題，使得相貌水準的係數不顯著。主要政黨在美貌上的篩選效果，可以由主要政黨的候選人，其平均相貌水準 2.61 分，明顯地比無黨籍及其他政黨候選人平均相貌水準的 2.38 分高看出來。

不過，如同前面關於表 12 的討論所述，我們的資料並無法完全解決遺漏變數的問題。換言之，「四個主要政黨候選人」和「無黨籍及其他政黨候選人」的相貌差異，反映的可能只是選舉資源的差異，選舉資源的差異則造成了得票率的差異。由於我們並無法衡量各個候選人的選舉資源，本文

<sup>35</sup> 感謝評審之一提醒可以直接使用樣本選擇 (sample selection) 的架構來看待這個問題。不過，黨內競爭的篩選過程導致迴歸係數的不顯著，是一仍待進一步檢驗的假說。

的分析仍然可能存在遺漏變數的問題。<sup>36</sup>

另一個可能影響主要政黨候選人得票率的因素是，政黨為了極大化當選席次而採取的配票策略。理論上來說，配票將使得選民更將候選人視為政黨的代理人，使得同選區同黨候選人之間得票率的差異縮小，削弱美貌對得票率的正面影響。因此，我們在欄 (3) 加入所屬政黨於該選區採取配票策略的虛擬變數，以及配票和相貌水準的交乘項。<sup>37</sup> 結果顯示，所屬政黨未在該選區配票候選人，相貌水準的係數由原先欄 (1) 中負的 0.023，變為正的 0.108，但仍未達到統計上的顯著性。而所屬政黨於選區配票的係數為 0.759，且具 5% 的顯著水準，乍看之下似乎表示候選人所屬的政黨若在其選區中採取配票策略，平均而言能為候選人帶來更多選票。不過，如果配票只是讓選票在同一政黨候選人之間重新分配，而不會為政黨開拓新的新的選票，那麼候選人的平均得票率應該不會增加。<sup>38</sup> 事實上，瞭解配票對得票率的全部影響，除了要觀察「配票」的係數 0.759 之外，還需加上配票與相貌係數的交乘項  $-0.229$ 。以主要政黨候選人相貌水準的平均值 2.64 計算，配票的平均影響應為  $0.759 - 0.229 * 2.64 = 0.154$ ，而不是 0.759。事實上，如果我們改只以「配票」、相貌水準和模型中的其他變數，而不以配票與相貌水準的交乘項作為解釋變數，「配票」的係數為 0.175， $t$  值為 1.64， $p$  值為 0.104，在 10% 的顯著水準之下並不顯著。另外，配票對美貌影響力的作用，則可以由配票與相貌水準交乘項看出來，其係數為  $-0.229$ ，在 5% 的水準下是顯著的，表示當政黨採取配票策略的時候，候選人更成為政黨的代理人，相貌水準的作用就顯著地變小了。

此外，加入 2 個與配票有關的變數後，欄 (3) 中 3 個政黨的虛擬變數，相較於欄 (2) 的影響都下降了，其中中國國民黨下降的幅度又較民主進步黨為大。這或許是因為，中國國民黨或民主進步黨提名對候選人得票率的助益，有一部份是來自於配票的策略，而中國國民黨變數的係數值下降幅度較大，則反映 2004 年立委選舉中，中國國民黨的配票策略較民主進步黨成

<sup>36</sup> 感謝評審之一指出「選舉資源」可能是遺漏變數的問題。

<sup>37</sup> 選區配票資訊，取自選舉期間各黨的網頁。台灣團結聯盟只在高雄市、台中市和台南市與民進黨聯合配票。

<sup>38</sup> 感謝評審之一對配票應該不會提高候選人個人得票率的指正。

功。<sup>39</sup>

表13的欄(4)只使用主要政黨之外,無黨籍和其他政黨候選人的樣本。結果顯示,相貌水準的係數是相當可觀的0.998,並且具有5%的顯著水準。這表示若其他條件相同,由於無黨籍及其他政黨候選人相貌水準的標準差為0.50,候選人相貌水準每提高1個標準差,將使得票率增加50%。比表12使用所有候選人樣本時,相貌水準提高1個標準差,得票率提高20.5%的影響大了許多。

此外,其他解釋變數包括表中未列出來的性別、年齡和教育程度,唯一重要且顯著的是現任者身份,其係數值高達2.585,非常顯著。在沒有主要政黨奧援的無黨籍及其他政黨候選人中,已經能夠通過上次選舉考驗的現任者,應該擁有許多我們沒有觀察到,但有助於獲取選票的特性,才使得現任者的係數如此重要。

綜合而言,表13欄(2)和欄(3)使用4個主要政黨候選人的樣本,驗證了圖2所顯示,在已經獲得主要政黨提名的候選人之間,美貌並沒有顯著的作用,配票則更進一步削弱美貌的影響力。欄(4)則驗證了圖3所顯示相貌水準對得票率的顯著影響。

另外,以 ordered probit 模型衡量非線性相貌水準的結果顯示,就4個主要政黨的237位候選人而言,控制了性別、年齡、教育程度、所屬政黨和選區固定效果等其他與表13相同的變數之後,相對於相貌水準為最低三分之一的候選人,相貌水準為「中等三分之一」和「最高三分之一」的估計係數分別為-0.031和-0.018,其  $t$  值分別為0.504和0.290,兩者都不顯著。對無黨籍及其他政黨候選人而言,相貌水準為「中等三分之一」和「最高三分之一」的估計係數分別為0.853和0.979,其  $t$  值分別為1.949和2.268,分別在10%和5%的水準之下是顯著的,「兩者係數均為零」的  $F$  統計量為3.19,  $p$  值為0.0450,在5%水準之下是顯著的。換言之,使用非線性的相貌水準所得的結果,和線性相貌水準的模型設定之下所得的結果

<sup>39</sup>「國民黨秘書長林豐正分析三大勝選原因為:一、總量管制成功;二、國親新三黨充分合作;三、配票成功,席次衝高。」(2004年12月12日,《中時電子報》)民主進步黨內部則出現關於配票的檢討聲音:「民進黨秘書長張俊雄12日表示,此次立委選舉失利主要原因是配票操作不當...。郭正亮則...指出,民進黨組織不強...不如國民黨以區里責任配票來得有效。(2004年12月12日,《東森新聞報》)



類似。

## 5.2 地區差異

以上，我們探討了美貌的影響力在不同政黨之間的差異。另一個重要的面向是，美貌在不同都市化程度的地區是否也有不同的影響力。由前面的討論，我們知道美貌只在4個主要政黨之外的候選人對得票率有顯著影響，因此我們只針對無黨籍和其他政黨的候選人進行討論。表14將樣本大略依都市化的程度區分，進行迴歸分析。<sup>40</sup>

首先，表14的欄(1)其實就是表13的欄(4)，相貌水準會提高無黨籍或其他政黨候選人的得票率，其他解釋變數則只有現任者相當顯著，且其係數值高達2.585。接著，我們大略依縣市的都市化程度，以直轄市與省轄市、大台北都會區的台北縣和桃園縣、以及其他省轄縣區區分，觀察美貌對無黨籍及其他政黨候選人得票率的影響，是否存在地區的差異。表14欄(2)的樣本包含台北與高雄兩個直轄市以及基隆、新竹、台中、嘉義以及台南等5個省轄市的58位候選人，由於候選人中並沒有教育程度為國中以下之候選人，教育程度的對照組為高中職教育程度。結果發現，控制了選區固定效果、候選人性別、年齡和教育程度等個人特性之後，相貌水準項的係數為1.809，且具1%的顯著水準。同樣地，其他解釋變數仍然只有現任者是顯著的。

表14欄(3)則在欄(2)原有的直轄市與基隆、新竹、台中、嘉義以及台南等5個省轄市之外，加入大台北都會區範圍內的台北縣與桃園縣的樣本，總共83位的無黨籍及其他政黨候選人，此時相貌水準項的係數變為1.280，在5%的顯著水準是顯著的。其他解釋變數只有現任者是顯著的。

最後，欄(4)則使用包括所有未出現於欄(3)的選區，即台北縣與桃園縣之外的省轄縣和原住民選區的66位候選人，相貌水準項的係數不僅變為負的，其顯著性也消失了。此時，與欄(2)與欄(3)相同，現任者的影響仍然相當顯著。不過，其他解釋變數則和欄(2)和欄(3)有相當不同的結

<sup>40</sup>事實上，我們也針對4個主要政黨的候選人，依照與表14相同的區分方式作了分析，結果美貌的影響在不同都市化程度的縣市都一樣不顯著。

表 14: 相貌水準對得票率的影響 — 無黨籍及其他政黨<sup>1</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)
樣本縣市	所有縣市	台北市/高雄市 基隆市/新竹市 台中市/嘉義市 台南市	台北市/高雄市 基隆市/新竹市 台中市/嘉義市 台南市/台北縣 桃園縣	欄 (3) 以 外縣市
相貌水準	0.998 (2.761)**	1.809 (3.075)**	1.280 (2.540)*	-0.576 (0.903)
男性	-0.610 (1.307)	-0.104 (0.114)	-0.465 (0.800)	-1.348 (1.793)
年齡				
40-49 歲	0.165 (0.394)	-0.068 (0.094)	-0.404 (0.735)	1.160 (1.888)
50-59 歲	0.480 (1.081)	-0.027 (0.034)	0.101 (0.160)	0.602 (0.982)
60 歲以上	0.715 (1.148)	0.453 (0.560)	0.293 (0.378)	1.402 (1.295)
教育程度				
國中以下		0.000 (0.000)		
高中職	-0.631 (0.994)		-0.402 (0.682)	3.044 (2.259)*
專科	-0.405 (0.583)	0.450 (0.414)	-0.516 (0.719)	3.032 (3.416)**
大學	-0.094 (0.171)	-0.045 (0.060)	-0.426 (0.871)	4.480 (3.813)**
碩士	-0.373 (0.667)	-0.270 (0.279)	-0.620 (1.184)	3.288 (4.533)**
博士	0.404 (0.714)	0.460 (0.597)	0.204 (0.412)	4.620 (4.817)**
其他	0.766 (0.550)	0.885 (0.658)	0.540 (0.396)	5.271 (3.345)**
選區同屬性候選人人數	0.080 (0.966)	0.139 (1.441)	0.098 (1.124)	0.473 (1.755)
現任	2.585 (6.115)**	2.919 (3.411)**	2.570 (5.465)**	2.320 (3.097)**
常數項	-8.626 (5.881)**	-12.236 (5.196)**	-9.709 (4.777)**	-9.653 (3.832)**
樣本數	149	58	83	66
R <sup>2</sup>	0.564	0.528	0.487	0.676

<sup>1</sup> 得票率的自然對數值，括弧中為  $t$  值。\* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於 0，\*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於 0。

<sup>2</sup> 對照組為年齡 = 未滿 40 歲，教育程度 = 國中以下，欄 (2) 由於沒有教育程度為國中以下之候選人，教育程度之對照組為高中職。

<sup>3</sup> 控制了選區固定效果，並以各選區有效票數加權。

果。最明顯的是候選人教育程度的影響，在都市化程度相對較低的選區，教育程度反而變得非常重要。

表 14 顯示，美貌對得票率的影響，似乎有隨都市化程度降低而有減弱的趨勢。換句話說，在都市化程度較高的選區，美貌的影響力較大，都市化最低的選區，美貌的影響力則不顯著，這或許和都市化程度不同地區候選人和選民互動的管道不同有關。

同樣地，我們也以 ordered probit 模型估計的相貌水準，以相貌水準「中等三分之一」和「最高三分之一」作為解釋變數，結果與表 14 類似。就北高直轄市與五個省轄市的 58 位無黨籍及其他政黨候選人而言，相貌水準中等三分之一和最高三分之一的估計係數分別為 1.659 和 1.664， $t$  值為 1.770 和 2.164 分別在 10% 和 5% 的水準之下是顯著的。加入台北縣和桃園縣的候選人之後，中等三分之一和最高三分之一的估計係數分別降為 0.556 和 0.991，後者在 10% 的水準之下是顯著的。最後，就台北縣與桃園縣之外的省轄縣和原住民選區的候選人而言，相貌水準中等三分之一和最高三分之一的估計係數分別為 0.759 和 0.234， $t$  值分別只為 1.103 和 0.367，兩者都不顯著。

綜合而言，就相貌水準影響力的政黨差異而言，相貌水準在無黨籍及其他政黨候選人之間，對得票率有顯著的影響。但是美貌對 4 個主要政黨的候選人則不具任何影響力。這可能是因為，候選人美貌的影響在政黨的初選階段就已經發揮作用，而政黨的配票策略也使得候選人作為政黨代理人的角色更突顯，因而削弱了美貌的重要性。此外，對無黨籍及其他政黨的候選人而言，都市化程度較高的地區，美貌的影響力較重要，都市化程度最低的地區，美貌的影響力則不顯著。

## 6 結論

本文以 2004 年台灣立法委員選舉為例，研究美貌對候選人得票率的影響，以瞭解美貌在政治人物的生涯發展中所扮演的角色。

首先，我們依美觀程度將容貌分為 5 種類別，並邀請 16 位評審根據選舉公報刊載之候選人相片，分別為 386 名候選人評定相貌類別。將候選人之相貌類別轉換為相貌分數之後，我們發現，男性候選人有較女性候選人

為低的相貌分數，且此現象不因評審的性別而改變。若評審認識某位候選人，對該候選人評定的相貌分數會比較高。

接著，我們設立簡單的模型，將候選人真正的美貌程度由相貌分數中分離出來，而得到候選人的「相貌水準」。相貌水準的分析顯示，女性候選人相對於男性候選人的美貌優勢，會隨年齡增加而消失。在個別性別內，相貌水準也會隨年齡增加而遞減，相貌水準的差異也逐漸縮小。另外，候選人相貌水準有隨教育程度增加而遞增的現象。在政黨差異方面，4個主要政黨的候選人，其平均相貌水準較無黨籍及其他政黨者為高。

至於美貌對得票率的影響，以所有候選人為對象的分析顯示，控制了其他解釋變數之後，相貌水準提高1個標準差，將使得票率增加20.5%。進一步探討美貌影響力的政黨差異後，我們發現，美貌對得票率的影響在4個主要政黨的候選人之間並不存在，主要政黨採取的配票策略使得候選人作為政黨代理人的角色更突顯，也因而削弱了美貌的影響力。而對無黨籍及其他政黨候選人而言，相貌水準提高1個標準差將使得票率增加50%。最後，在美貌影響力的選區差異方面，都市化程度較高的選區，美貌對無黨籍和其他政黨候選人得票率的影響也較大。

此外，我們也考慮相貌分數和美貌之間的非線性關係，以 ordered probit 模型估計相貌水準，並以相貌水準低的虛擬變數作為解釋變數，結果和以線性模型所得的結果類似，並無明顯的不同。

最後，由於本文使用的16位評審都是年輕高學歷的學生，與選民結構有相當的差距，雖然國外研究也有類似的作法，但是盡可能讓評審的結構多元化，確實是未來研究應該注意的問題。

附表 1: 16位評審之個人特性

	性別	年齡	戶籍地	現居地	政黨 傾向	教育 程度 <sup>1</sup>	就讀學校系所 就讀學校系所
A	男	25	高雄	台北	綠	碩士	台大經濟所
B	男	24	花蓮	台北	無	碩士	淡江中文所
C	女	24	花蓮	高雄	綠	碩士	高師大國文所
D	男	23	花蓮	新竹	綠	大學	清大材料系
E	女	24	嘉義	台北	無	碩士	台大經濟所
F	女	24	花蓮	台北	無	大學	銘傳新聞系
G	男	24	花蓮	桃園	藍	碩士	中央天文所
H	男	24	台北	台北	藍	大學	台大經濟系
I	男	24	花蓮	台北	綠	碩士	台大電機系
J	男	25	花蓮	台中	藍	大學	逢甲財金系
K	女	22	基隆	台中	無	大學	靜宜國企系
L	男	26	台北	台北	綠	碩士	台大經濟所
M	男	24	花蓮	新竹	藍	博士	清大工程與系統科學所
N	男	24	花蓮	花蓮	無	碩士	東華材料所
O	女	24	新竹	台北	無	碩士	台大經濟所
P	女	24	台南	台北	無	碩士	台大經濟所

<sup>1</sup> 教育程度為評審填答問卷當時的就學層級。

<sup>2</sup> 大寫英文字母為評審代號。

<sup>3</sup> 政黨傾向的藍綠之分依一般社會習慣。

## 參考文獻

- Averett, S. and Korenman, S. (1996), "The economic reality of the beauty myth", *Journal of Human Resources*, 31(2), 304–330.
- Barrett, A. W. and Barrington, L. W. (2005), "Is a picture worth a thousand words? Newspaper photographs and voter evaluations of political candidates", *Harvard International Journal of Press/Politics*, 10(4), 98–113.
- Biddle, J. and Hamermesh, D. (1998), "Beauty, productivity, and discrimination: Lawyers' looks and lucre", *Journal of Labor Economics*, 16(1), 172–201.
- Bray, G. (1978), "Definition, measurement, and classification of the syndromes of obesity", *International Journal of Obesity*, 2(2), 99–112.

- (1979), “Obesity in America”, *International Journal of Obesity*, 3(4), 363–375.
- Hamermesh, D. and Biddle, J. (1994), “Beauty and the labor market”, *American Economic Review*, 84, 1174–1194.
- Hamermesh, D. and Parker, A. (2005), “Beauty in the classroom: Professors’ pulchritude and putative pedagogical productivity”, *Economics of Education Review*, 24(4), 369–376.
- Harper, B. (2000), “Beauty, stature and the labour market: A British cohort study”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 771–800.
- Hatfield, E. and Sprecher, S. (1986), *Mirror, Mirror . . . : The Importance of Looks in Everyday Life*, Albany, New York: State University of New York Press.
- Keating, C. F., Randall, D., and Kendrick, T. (1999), “Presidential physiognomies: Altered images, altered perceptions”, *Political Psychology*, 20(3), 593–610.
- Persico, N., Postlewaite, A., and Silverman, D. (2004), “The effect of adolescent experience on labor market outcomes: The case of height”, *Journal of Political Economy*, 112(5), 1019–1053.
- Pfann, G., Biddle, J., Hamermesh, D., and Bosman, C. (2000), “Business success and businesses’ beauty capital”, *Economics Letters*, 67(2), 201–207.
- Rosenberg and McCafferty, P. (1987), “The image and the vote: Manipulating voters’ preferences”, *Public Opinion Quarterly*, 51(1), 31–47.
- Rosenberg, S. W., Bohan, L., McCafferty, P., and Harris, K. (1986), “The image and the vote: The effect of candidate presentation on voter preference”, *American Journal of Political Science*, 30(1), 108–127.
- Todorov, A., Mandisodza, A. N., Goren, A., and Hall, C. C. (2005), “Inferences of competence from faces predict election outcomes”, *Science*, 308(10), 1623–1626.

投稿日期: 2005年8月31日, 接受日期: 2007年2月5日

Beauty Premiums in Politics —  
The Case of the 2004 Legislator Elections in Taiwan

Cheng-Da Li and Ming-Ching Luoh

*Department of Economics, National Taiwan University*

Using data from the 2004 legislator elections, this paper studies the effect of beauty on election outcomes. First, based on photos scanned from the election bulletin, the beauty of 386 candidates is rated by 16 judges. Second, after taking out the influence of judge's personal characteristics, beauty scores are formed. The analyses of beauty scores show that the beauty scores of female candidates are higher than the male candidates on average and the gender differences in beauty scores diminish with age. The average beauty scores decrease with age for both men and women, while the variation within the same sex also decreases with age. It is shown that the beauty scores become higher as the level of education increases, and candidates from the four major parties score higher than all the other candidates. As for the beauty premium, it is found that moving up 1 standard deviation on the beauty scale will increase one's votes by 20.5%. Furthermore, for candidates from the 4 major parties, the coefficient of beauty is not significant and the vote-splitting strategy reduces the effect of beauty. For independent candidates and candidates from other parties, the beauty premium does exist and its size is so great that moving up 1 standard deviation on the beauty scale will increase the votes gathered by 50%. It is also shown that the beauty premium for independent candidates and candidates from other parties is higher in more urbanized electoral districts.

Keywords: beauty premium, election, politics

JEL classification: J44, J71