

## 第五章 補充分析

### 第一節 策略數量效果之控制

主要研究中以受試者個體為樣本為單位，依據他們所看到的策略有無進行自變項的編碼，以結構方程模型中的迴歸係數比較驗證策略影響受試者評價的效果強弱。其中，三個組別的受試者看到影片中應徵者使用單一策略，三組的受試者看到雙策略，一組的受試者看到三種策略並用，而有一組的受試者看到影片並沒有任何策略使用，可知策略數量是高於個體層次的高階變項，在結構方程模型中，納入資訊充份性，以個體層次的知覺進行控制。

研究者亦以階層線性模型 (Hierarchical Linear Modeling, HLM) 進行分析，131 筆樣本為個體層次 (level 1)，將零策略、單一策略、雙策略與三策略分成四組，納作高階分組 (level 2)，依變項包含喜好程度與能力評價兩者；首先以 null model 驗證組間變異，喜好程度模型中  $ICC(I) = .15$ ，能力評價模型中  $ICC(I) = .05$ ，顯示在喜好程度模型中存在著足夠的組間變異，可以進行 HLM 分析。

level 1 的自變項包括道歉、開脫、合理化三種策略，以及對喜好程度造成影響的受試者性別 (採 grand mean centering)，level 2 則以策略數量作為依據進行分組 (grouping,  $N = 4$ )，以控制資訊量造成的 non-independence 效果。HLM 模型中的迴歸係數為非標準化係數，依據 Judge & Ilies (2004) 的公式<sup>3</sup>計算標準化係數即可直接比較：喜好程度模型中，同樣納入受試者性別的影響 (參 p.39)，道歉策略對喜好程度的關係係數  $\beta = -.02$  ( $p > .05$ )，開脫策略  $\beta = .01$  ( $p > .05$ )，合理化策略  $\beta = .06$  ( $p > .05$ )，未達統計顯著；能力評價模型中，道歉策略對能力評價的關係係數  $\beta = -.06$  ( $p > .05$ )，開脫策略  $\beta = -.06$  ( $p > .05$ )，亦未達統計顯著，合理化策略  $\beta = .07$  ( $p = .09$ )，為邊際顯著。結果顯示，控制策略數量之後，level 1 的策略效果多半未達顯著，然而，關係方向與結構方程模型的結果十

註3  
Level 1 標準化係數 = 
$$\frac{\beta \times SD_{IV}^{within}}{SD_{DV}^{within}}$$

分近似 ( $H_1 \sim H_3$ )。

本研究中，受試者填答的差異除了來自個體的知覺差異之外，實驗操弄造成的組間差異仍是主要來源，控制了組間差異，個體層次變異不足，可能是 HLM 係數無法達到統計顯著的原因。由於其關係方向與個體層次迴歸的結果相近，仍試著進一步比較關係效果量的大小：能力評價模型中，開脫策略  $\beta = -.06$ ，合理化策略  $\beta = .07$ ，合理化策略對能力評價為正向係數，開脫策略為負值，亦符合結構方程模型驗證  $H_4$  的結果。

表 5-1 跨層次分析係數表

依變項	喜好程度	能力評價
<b>Level 1</b>		
截距	3.39 <sup>***</sup>	3.25 <sup>***</sup>
受試者性別	.12 <sup>†a</sup>	
道歉	-.02 <sup>a</sup>	-.06 <sup>a</sup>
開脫	.01 <sup>a</sup>	-.06 <sup>a</sup>
合理化	.06 <sup>a</sup>	.07 <sup>†a</sup>
<b>Level 2</b>		
R <sup>2</sup> of level 1	.56	.74
R <sup>2</sup> of level 2	.02	
† $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .005$		
<sup>a</sup> 標準化係數		

## 第二節 多策略效果

本研究採 8 組的 between-group 實驗設計，考量不同策略並存使用的可能性，每個人都只看到一種劇本，但卻不一定只看到一種策略，因此還可以比較不同策略組合的效果優劣，底下將以 T 檢定進行兩兩比較。對照表 4-2，可知就三種策略來說，各有 61 人看到開脫、合理化及道歉的策略，而就策略數量來說，有 45 人看到一種策略，45 人看到兩種策略，而有 26 人看到三種策略。

表 5-2 策略數量與得分對照表

	Group1	Group2	Group3	Group4	Group5	Group6	Group7	Group8
實驗操弄	開脫	合理化	道歉	開脫 合理化	開脫 道歉	合理化 道歉	開脫 合理化 道歉	無策略
受試者人數	15	15	15	15	15	15	26	15
Mean <sup>a</sup>	3.40	3.60	3.20	3.47	2.97	3.43	3.69	3.50
SD <sup>a</sup>	.66	.63	.70	1.06	.77	.86	1.07	.63
Mean <sup>b</sup>	3.31	3.69	2.78	2.76	2.56	3.33	4.04	3.13
SD <sup>b</sup>	.50	.94	.78	1.29	.80	.92	.81	.37
Mean <sup>c</sup>	3.72	3.96	3.49	3.72	3.19	3.93	3.81	3.48
SD <sup>c</sup>	.81	.84	.82	.80	1.05	.78	1.05	.49

<sup>a</sup> 依變項：喜好程度

<sup>b</sup> 依變項：能力評價

<sup>c</sup> 依變項：面試官評分

檢視不同組別受試者對應徵者的喜好程度，道歉（Group3）與開脫（Group1）得分都低於合理化，主要研究也顯示道歉對喜好程度呈現負向影響，因此道歉加開脫（Group5）得分最低並不讓人意外。能力評價的部份，開脫（Group1）與合理化（Group2）的得分高於道歉（Group3），又合理化的分數高於開脫，主要研究的分析指出，開脫的能力修復效果未得證，組間比較下，雙策略中包含開脫策略者（Group4、5）是得分最低的兩組，亦呼應結構方程模型的結果。

主要研究中，同時衡量面談研究中常見的結果變項「面試官評分」，引用 Tsai 等人 (2005) 的五個題項加以衡量，並參考尤慧慧 (2005) 研究中的翻譯，採李克特 6 點同意度量表進行衡量，其 Cronbach's alpha 係數為 .91，內部一致性佳 (Hair et al., 1998)：

- (1) 我願意錄取此名應徵者
- (2) 若有第二次面談，我願意給此名應徵者二次面談的機會
- (3) 我絕對不會讓此名應徵者進入我的公司任職（反向計分）

(4) 我會讓此名應徵者成為我的同僚或下屬

(5) 若有下一階段之面談，我會推薦此名應徵者參加下一階段的甄選流程

本研究的兩個依變項「喜好程度」、「能力評價」都與面試官評分互為中高度正相關 ( $r = .64$  &  $.65$ , both  $ps < .05$ )，達到統計顯著，符合過去文獻的說法與實證結果 (Ferris & Judge, 1991; Kristof-Brown et al., 2002; Higgins & Judge, 2004)。最後，以「面試官評分」作為結果變項，將 7 個實驗組個別與控制組 (Group8) 進行兩兩比較，由於拆成 8 個組使樣本數大幅減少，降低統計檢定力，因此這裡放寬標準，改採  $\alpha = .10$  的顯著水準進行檢定 (Murphy, 1998)，Group1、3、4、5、7 的策略效果與控制組並沒有顯著差異 ( $M = 3.19 \sim 3.81$ ;  $t = .05 \sim 1.13$ , all  $ps > .10$ )，其中合理化 (Group2) 得到的面試官最終評分顯著高於控制組 ( $M = 3.96$ ;  $t = 1.92$ ,  $p = .06$ )，合理化加道歉 (Group6) 所得的評分也比控制組高 ( $M = 3.93$ ;  $t = 1.91$ ,  $p = .06$ )。

再將四個多策略組別 (Group4、5、6、7) 予以兩兩相比，發現開脫加合理化 (Group4) 得到最終評分顯著高於開脫加道歉 (Group5) ( $t = 1.57$ ,  $p = .12$ )，但未達統計顯著，合理化加道歉 (Group6) 所得的評分高於開脫加道歉 (Group5) ( $t = 2.22$ ,  $p < .05$ )，三種策略同時使用 (Group7) 優於開脫加道歉 (Group5) ( $t = 1.83$ ,  $p = .07$ )。

### 第三節 未預期結果與非口語行為

結果雖驗證了二元評價模式的適切性，也指出合理化策略對於能力評價的提昇的確大過於喜好程度，但開脫策略對於兩種評價的影響未達顯著，而道歉策略則對喜好程度出現負向影響，效果與預期相反。未預期結果的出現可能導因於策略操作化及認定的文化差異，或是非口語行為對口語策略造成的影響，為確認原因，本節將逐一討論可能的成因。

## 一、防禦型印象管理策略的文化差異

過去探討辯解策略的理論多半來自於北美地區的研究，本研究的結果不如預期，可能導因於文化差異。溯及過去研究對辯解策略的操作化方式，都是從相同的定義切入 (Schonbach, 1990)，實驗法的研究乃依據定義設計說詞 (Fukuno & Ohbuchi, 1998; Kim et al., 2004)，而實地調查的研究則給予填答者策略定義與事例 (Tata, 2002a)，即使因為不同的負面事件而使得策略的細部內容略有差異，但主要的說詞內涵是相同的，而且這類研究曾分別在東西方的文化下 (美國 vs. 日本) 以相同的操作方式被執行 (Fukuno & Ohbuchi, 1998; Takaku, 2000)，可知防禦型印象管理策略的操作化與認定應無國情的不同。

再者，策略效果可能因為文化特性而不同；參照跨文化的實證研究，可知對於特定策略的偏好的確因國情而有差異，像是合理化的形象修復效果在西方樣本優於東方樣本，而道歉的效果在東方樣本優於西方樣本 (Fukuno & Ohbuchi, 1998; Takaku, 2000)，但策略有效性排序具有相近的 pattern (Fukuno & Ohbuchi, 1998; Takaku, 2000; Tata, 2002a)，推測辯解策略的口語效果應該沒有太大的國情差異，具有相當程度的跨文化一致性。

綜上所述，過去研究對策略的定義僅限定了口語說詞的部份，而未針對非口語行為的搭配作規範，推測本研究的未預期發現，比較可能來自於非口語行為造成的影響，以下將由受試者的說法進一步釐清成因。

## 二、道歉策略的未預期效果

為了確認道歉策略對受試者評價產生負向影響的原因，研究者在觀看到道歉策略中的 61 位受試者中，抽取 10 位受試者進行詢問，包含 3 位男性，平均年齡 36.7 歲，擁有 103.5 人次的面談經驗，平均接受 1 次面談訓練；其中有 7 位受試者表示影片中的應徵者在道歉的時候，臉上沒有內疚的表情，讓人覺得不夠有誠意，有 5 位受試者表示這名應徵者看起來非常有自信，讓人覺得她是不得不道歉，而不是真的認為自己有錯，因此反而感到有些反感。

這可能是本研究為了避免非口語行為所造成的 confounding effect，要求演員在提出辯解的橋段中不要有太多肢體表現，分析結果也指出控制成功，非口語行為的展現沒有組間差異 ( $F = .46, p > .05$ )。然而，過去研究亦指出非口語行為亦有助於提昇面試官對應徵者的喜好 (Stevens & Kristof, 1995; Kristof-Brown et al., 2002)，推測可能是實驗控制的要求為排除非口語行為產生的未預期效果，使道歉策略與非口語行為的搭配不夠合理自然，而降低了道歉的品質，而讓受試者認為這位應徵者不夠真誠，導致對喜好程度未能發揮作用 (Tata, 2002a)，甚至產生反效果。

### 三、開脫策略的未預期效果

而開脫策略的部份，雖然對能力評價的影響未達顯著，然而其路徑關係  $\beta = -.13$  為負值，但已達到邊際顯著 ( $p = .07$ )，推測開脫對於提昇能力評價不見得是沒有效果，或許還有負向效果。原因可能在於開脫策略提出的外部因素，卻也反映出自己對於這些意料外的外部因素沒有掌控能力 (Weiner, 1985; Schlenker & Weigold, 1992)，因此受試者終究無法確定這名應徵者的能力是否能勝任。

研究者在觀看到開脫策略中的 61 位受試者中，亦抽取 10 位受試者進行詢問，包含 6 位男性，平均年齡 40 歲，擁有 52.5 人次的面談經驗，平均接受 0.4 場面談訓練：其中的確有 3 位受試者表示，由於面談的當下無法對應徵者的辯解說詞加以驗證，他們終究無法確定該名應徵者的能力是否真能在未來有所發揮，有 3 位受試者表示，他們覺得開脫是被質疑者理所當然的反應，平常在人際互動中也常見犯錯的人說這不是自己的錯，因此看到應徵者也採用這樣的說詞，覺得說服力並不高，也有 2 位受試者表示這位應徵者眼神和表情看起來有個性也有自信，就像是會推卸責任的人，因此不想讓她成為公司的一員。

#### 四、非口語行為的影響

由後續非正式訪談的結果，推測是應徵者的非口語行為之不當，使得道歉策略產生反效果，而開脫策略可能被受試者解讀為應徵者無法擔負責任，使得其能力修復效果未能得證，不過本研究控制非口語行為，是跨 8 個組別無差異，因此接收到開脫策略的受試者看到的應徵者非口語行為與道歉策略組相同，並無法排除非口語行為是否對開脫策略造成影響。為了確認非口語行為的未預期效果，研究者將針對開脫與道歉策略補收資料，在排除非口語行為的狀況下驗證開脫與道歉的形象維護效果。

### 第四節 開脫與道歉策略效果再驗證

為求真正排除應徵者非口語行為可能造成的影響，研究者刪去原本影片檔中的影像製成聲音檔，不再只是控制非口語行為的跨組一致性，而是直接排除非口語行為，免去可能產生的未預期影響，以驗證開脫與道歉策略中，口語說詞的評價修復效果。

#### 一、樣本與研究流程

額外樣本預計收道歉策略、開脫策略兩組實驗組，以及未使用策略的控制組共計三組樣本，再以實驗組與控制組的比較確認開脫與道歉策略的評價是否有所提昇。研究者擬以政大在職專班學生為樣本，首先向授課老師說明研究目的、預定流程及所需時間，利用下課空檔進行實驗。取得兩個班級的老師同意提供下課空檔，其中一班為晚上班，修課人數約 20 人，作為道歉組樣本，另一班為下午班，修課人數約 60 人，事先借兩間教室，將全班拆成兩組，作為開脫組及控制組樣本。

實驗執行流程與前述主要研究相同，研究先確認受試者曾有替公司面談應徵者的經驗，接著對填答程序稍加說明，請他們閱讀紙本資料，包括工作說明、應徵者履歷及影片問題列表，再播放面談聲音檔，同一組的受試者一起聆聽面談過

程，待檔案播放完畢，最後請他們依據影片內容個自填答問卷。

## 二、 樣本屬性、操弄檢定與衡量信效度

補收資料共獲得 57 筆樣本，包含道歉組 19 位受試者，開脫組 21 位，以及控制組 17 位，全部都是有效樣本。46 位受試者是男性 (80.7%)，平均年齡為 42.82 歲 ( $SD = 6.29$ )；其中 24 位受試者 (42.1%) 來自傳統製造業，20 位受試者 (35.1%) 來自服務業，9 位受試者 (15.8%) 來自科技業，還有 1 位醫療業者 (1.8%)；而其所屬部門以行政管理 (17 人，29.8%)、行銷及業務部門 (16 人，28.1%) 佔大多數，還有研發製造人員及 HR 各佔 5 位 (8.8%)，另有 14 位受試者 (24.6%) 來自總管理處等其他部門。所有的受試者都符合研究設計要求具備幫公司面試員工的經驗，平均達 74.9 人次 ( $SD = 158.33$ )，而面試行銷企劃人員的經驗為平均 6.5 人次 ( $SD = 16.54$ )，受過 1.1 次甄選面談訓練 ( $SD = 1.75$ )。

依據防禦型印象管理策略的定義與內涵，發展操弄題項以描述應徵者的行為，詢問受試者對於應徵者表現的知覺以確認操弄是否成功。針對接收到開脫策略腳本的受試者，其開脫操弄的題項得分為 4.71 ( $SD = .85$ )，高於中間值 3.5 ( $t = 6.58, p < .01$ )，亦高於未接收開脫操弄的受試者 ( $M = 2.89, SD = 1.06; t = 6.72, p < .01$ )；而接收到道歉策略腳本的受試者，其道歉操弄的題項得分為 4.42 ( $SD = .69$ )，高於中間值 3.5 ( $t = 5.80, p < .01$ )，亦高於未接收道歉操弄的受試者 ( $M = 2.74, SD = 1.06, t = 6.29, p < .01$ )；可知各策略的操弄得分都高於中間值 3.5，表示受試者的確知覺到影片主角曾展現該類防禦型印象管理行為，且顯著高過於未受到該項目操弄者的評分，因此補收樣本的實驗操弄成功。

針對兩個評價歷程「能力評價」與「喜好程度」，計算 Cronbach's alpha 係數來評估構念題項的內部一致性：能力評量為 .85，喜好程度為 .83，衡量品質皆可接受 (Hair et al., 1998)。



### 三、隨機性檢測與受試者知覺

除了受試者的性別 ( $\chi^2 = 7.82, p < .05$ ) 存在組間差異，其餘基本資料—年齡 ( $F = .61, p > .05$ ) 及所屬部門 ( $\chi^2 = 6.89, p > .05$ )，以及其甄選相關經驗，包括員工面談經驗 ( $F = .82, p > .05$ ) 以及受訓經驗 ( $F = .43, p > .05$ )，皆沒有組間差異。由於補收樣本來自兩個班別，為確認班級間沒有樣本型態的差異，亦針對班別效果進行分析，結果指出，受試者性別 ( $\chi^2 = .01, p > .05$ ) 及所屬部門 ( $\chi^2 = 5.38, p > .05$ ) 分佈相似，平均年齡 ( $t = .32, p > .05$ )、工作經驗 ( $t = 1.30, p > .05$ ) 及受訓經驗 ( $t = .93, p > .05$ ) 也沒有班別差異，顯示兩個班級的樣本屬性相近。

受試者知覺的部份，前述推論可能影響研究結果者包括「知覺事件嚴重性」、「知覺應徵者外表吸引力」以及「知覺應徵者非口語行為」，補收樣本影片中不包含影像，因此不受外表吸引力及非口語行為影響，至於事件嚴重性，以 ANOVA 檢測結果發現，受試者知覺不因實驗操弄而有組間差異 ( $F = 2.47, p > .05$ )，且得分都超過中間值 3.5，反映出各組的受試者都認為面試官的質疑是嚴重的。

交叉分析結果顯示受試者性別存在組間差異，將其納入變異數分析以檢測這些差異是否會影響評價變項。結果發現受試者性別對喜好程度 ( $F = 2.53, \eta^2 = 4.6\%, p > .05$ ) 及能力評價 ( $F = .02, \eta^2 = 0\%, p > .05$ ) 沒有影響，因此在後續比較策略效果時並不納入受試者性別 (Allen & Rush, 1998)。

### 四、開脫與道歉策略的評價提昇

補收資料的目的在於排除非口語行為的影響後，再驗證開脫與道歉策略對情感與認知評價的修復效果，將採 T 檢定比較實驗組與控制組在兩個評價得分的差異。

開脫組所得的面試官能力評價為 3.13 ( $SD = .84$ )，與控制組 ( $M = 2.92, SD = .75$ ) 沒有顯著的差異 ( $t = .79, p > .05$ )，喜好程度為 3.19 ( $SD = .72$ )，也與控制組 ( $M = 2.79, SD = .81$ ) 沒有顯著的差異 ( $t = 1.60, p > .05$ )。而道歉組所得的面試

官能力評價為 3.12 ( $SD = .91$ )，與控制組沒有顯著的差異 ( $t = .72, p > .05$ )，而喜好程度為 3.40 ( $SD = .91$ )，則顯著高於控制組 ( $t = 2.09, p < .05$ )。結果指出，開脫策略對於兩類面試官評價沒有提昇效果，而道歉策略無法提昇能力評價，但能夠提昇面試官對應徵者的喜好程度。

此結果指出，主要研究中道歉策略對兩類評價出現負向影響，應是非口語行為所造成的反效果，因此在補收資料中排除非口語行為後，理論推導所預期的情感評價提昇即得到驗證；而開脫策略的能力評價修復效果依然不顯著，與主要研究的結果相同，推知不是非口語行為所造成，應該是開脫策略的說詞所傳遞的能力訊息不盡然正面，仍有待商榷。