

臺灣青少年性格發展之多重指標： 從 HEXACO 六大性格特質切入*

蔡沂珊 莊詔鈞 許功餘

國立中正大學
心理學系

青少年階段正處於生理與心理上的變化，除了生理的成熟，也經歷社會化的過程，而了解青少年的性格發展型態，有其重要的意涵。本研究目的為了解臺灣青少年的性格向度在個體間與個體內的發展連續性之特性，分別檢驗四種性格連續性：平均水準連續性、排序連續性、個人層次連續性、以及自比連續性。本研究以連續三年收集臺灣地區 405 位國中生與 595 位高職生之 HEXACO 性格向度的分數，並分別檢驗前述四種連續性。不過，在檢驗前述的四種連續性前，先行檢驗結構連續性，以確定所測量的性格量表在國中生與高職生之三個時間點皆有相同的性格結構後，再進行後續其他連續性的檢驗。綜合所有的結果顯示，在平均水準連續性與個人層次連續性上，僅發現誠實／謙遜有明顯下降，而其餘向度變化均不明顯；而在排序連續性與自比連續性上，發現國中生與高職生皆有高的連續性，其中，在排序連續性上，高職生的情緒性、外向性、嚴謹性及開放性之相關係數高於國中生。最後針對研究結果與研究限制進行討論，深入說明不同連續性指標變化的意涵與可能的原因，並對未來研究方向提出相關建議。

關鍵詞：青少年性格發展、HEXACO 性格、性格連續性

* 1. 通訊作者：許功餘，psykyh@ccu.edu.tw。

2. 本研究第三作者特別感謝國科會之補助（NSC98-2410-H431-004-MY2）。在研究資料收集期間，承蒙臺灣北、中、南、東地區的國中與高職學校老師的協助以及所有參與填寫本研究相關量表的同學的幫忙，方使得本研究得以完成，對各位的奉獻與付出以及對學術研究的支持，作者表達由衷感謝之意。

性格特質的發展近年來成為學者們所關注的議題 (Caspi et al., 2005)。其中, 受人注目的焦點是以 30 歲左右作為重要的年齡界線, 性格特質在 30 歲之前與之後所呈現的變動型態。例如, Costa 與 McCrae (1994, 2002) 認為大約在 30 歲之後, 因為大腦與其他生理因素的成熟, 性格特質就不再有顯著的變動, 像是硬石膏 (hard plaster) 一般不再變動 (Srivastava et al., 2003); 另一方面, Roberts (2018) 則以社會角色觀點切入, 認為在 30 歲之後個體因為穩定地承擔某些社會角色 (例如, 穩定擔任盡職的工作角色或者家庭角色) (Bleidorn et al., 2018), 因此, 其性格特質也就不會顯著地變動; 不過, 當社會角色再有轉變 (例如, 退休) 仍可能使性格特質有所變動 (Haan et al., 1986; Hogan, 1996; Srivastava et al., 2003)。儘管如此, 前述的學者們, 大體上, 認為在 30 歲之前性格特質是有明顯的變動, 其中, 在青少年階段, 因個體生理上的成熟 (例如, 第二性徵出現, 或是大腦發展成熟)、人際互動模式改變 (例如, 父母和同儕互動模式改變)、社會化形塑及社會角色的學習 (Damon et al., 2006), 使得青少年的性格特質具有某種型態的變動 (關於變動的型態, 容後再詳細說明)。從成年初期 (大約 20 到 30 歲之間) 的性格發展來看, 探討青少年性格向度的穩定與變動是有其重要性的, 尤其是這個成人初期阶段的性格向度發展朝著所謂的「成熟」(maturation) 之特定方向前進, 也就是, 在進入成人階段的過程中, 個體逐漸投入各種社會角色 (例如, 進入婚姻或職場) 與生理成熟的影響, 讓個體在某些性格特質上出現了某種「成熟」的特定型態變動, 例如, 嚴謹性與和悅性上升, 情緒性下降 (Klimstra et al., 2009)。因此, 對青少年阶段的性格發展型態有系統的了解, 能讓我們瞭解前述成人阶段的性格發展的成熟趨勢之早期型態 (Caspi et al., 2005; Van den Akker et al., 2014)。由於臺灣地區關於性格向度的發展型態之研究並不多見, 因此, 本文試圖以縱貫式設計來探討青少年性格特質的發展型態, 可為後續以成人為對象的性格發展做一些探路的研究。

關於青少年的性格特質發展的研究, 分別可從個體間或個體內的角度切入, 檢驗性格特質的平均水準與相對排序之變動, 主要以平均水準連續性 (mean-level continuity)、排序連續性 (rank-order continuity)、自比連續性 (ipsative continuity) 以及個人層次改變 (individual-level change) 作為性格發展的指標 (Caspi & Roberts, 1999, 2001; Caspi et al., 2005)。其中, 用以檢驗兩個時間點的平均水準差異, 有平均水準連續性 (個體間) 與個人層次連續性 (個體內); 而用以檢驗兩個時間點的個體相對排序差異, 則有排序連續性 (個體間) 與自比連續性 (個體內)。然而, 在做這些檢驗前, 研究者必須先行檢驗結構連續性 (structural continuity) 來確定性格特質在不同時間點具有相同的結構, 使前述的比較具有高的可靠度 (De Fruyt et al., 2006; Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; McCrae et al., 2002)。在性格結構的部分, 過去大多使用五因素模式 (Big Five or Five-Factor Model, FFM) (Goldberg, 1990; McCrae & John, 1992) 進行在各個年齡阶段的性格發展研究, 其性格向度包含神經質 (neuroticism)、外向性 (extraversion)、和悅性 (agreeableness)、嚴謹性 (conscientiousness)、開放性 (openness to experience) 等五個向度。近期 HEXACO 性格模式 (HEXACO personality model) 則逐漸受到重視 (Lee & Ashton, 2004, 2006), 此模式在部分性格向度上與前述五因素模式類似 (例如, 外向性、嚴謹性、開放性) (Ashton & Lee, 2005), 另一方面, 也在部分性格向度上, 包含誠實/謙遜 (honesty-humility)、情緒性 (emotionality)、和悅性, 提出了不同於五因素模式的結構與內涵。過去研究發現 HEXACO 性格模式對社會行為或病態性格 (例如, 職場上的違法行為、或自戀等) 的解釋效果高於五因素模式 (Ashton & Lee, 2008), 且 HEXACO 性格模式對性格特質能有更完整的測量 (Ashton & Lee, 2007)。本研究將以 HEXACO 性格模式為主, 但由於過去關於性格發展的研究都以五因素模式為主。因此, 以下說明 HEXACO 性格模式的六個向度的內涵, 並簡述其與五因素模式的向度之差異 (關於 HEXACO 性格模式的詳細介紹可參閱許功餘, 2018)。首先是誠實/謙遜反映出真誠待人、公平正義、避免貪婪、謙虛等內涵, 以及對某些道德原則與社會規範的掌握與堅持, 這個向度並未出現在五因素結構。其次, 雖然情緒性和神經質都與負向情緒有關, 但情緒性主要是以個體面對傷害的恐懼, 緊張及焦慮、是否能獨立自主以及多愁善感的程度, 因此不完全等於神經質; 而 HEXACO 的和悅性涉及個體在寬恕他人、情緒容忍調控、包容他人想法及溫和程度等面向, 比起五因素模式的和悅性, 更多了情緒調控與溫和 (尤其是涉及到憤怒與壞脾氣等面向), 也就是五因素模式中的神經質的內涵分散在 HEXACO 性格模式的情緒性與和悅性。再者, 外向性反映個體在社交情境中對自我看法、社交膽量、社交性、活力等; 嚴謹性反映著個體的組織能力、謹慎性、完美程度以及抑制衝動程度等內涵; 開放性則與個體的

美感欣賞、好奇心、創新以及接受特別事物的程度有關。HEXACO 性格模式的測量主要以修訂版 HEXACO 性格量表 (HEXACO PI-R) 為主 (關於此量表的内容將在工具一節中說明)，近期一項大型的後設分析研究 (Moshagen et al., 2019)，針對此量表進行性格結構與內部一致性的檢驗，發現此量表具有頗高的內部一致性係數，且自我評量與他人評量間 (self-observer agreement) 也有頗高的一致性。在另一項研究以驗證性因素分析來檢驗此量表在多個文化間的結構恆等性 (Thielmann et al., 2019)，也得到了不錯適配結果。由於五因素模式與 HEXACO 性格模式在度上有些差異，因此，針對先前累積許多以五因素模式所累積的性格發展研究成果與本文所得的結果之關係應更審慎地理解與解釋。以下針對前述四種連續性的內涵與綜合兩種性格結構在青少年性格特質相關的研究結果，做進一步整理與說明。

(一) 個體間與個體內的連續性指標

1. 平均水準連續性

平均水準連續性是檢驗同一群個體在不同時間之間或者同一個時間點不同年齡組間在性格特質上的平均值差異 (Allemand et al., 2007; Wright et al., 2012)。過去青少年性格發展的研究中，在研究設計上，採用縱貫性或橫斷性的研究 (Ashton & Lee, 2016; Borghuis et al., 2017; Klimstra et al., 2009; Pullmann et al., 2006)；分析方法上，用 *t* 檢定或變異數分析 (Allik et al., 2004; McCrae et al., 2002)，或用潛在成長曲線模式 (latent growth curve modeling, LGCM) 來了解縱貫性資料的發展型態 (Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; Van Dijk et al., 2020)。在性格向度的使用上，以五因素模式為主，近期也有 HEXACO 性格模式進行研究。以下將綜合過去兩種性格結構的每個性格特質向度在平均水準連續性的結果一一做說明。

首先，Roberts 等人 (2006) 回顧 1943 至 2004 年的至少一年以上的縱貫性研究，進行後設分析，年齡包含 10 歲至 101 歲，就在 10 至 18 歲時期，情緒性顯著下降，而部分外向性向度顯著上升，最後，和悅性、嚴謹性及開放性沒有顯著變化。不過，後續研究的結果與 Roberts 等人結果不盡相同。以下將以 Roberts 等人的研究為基礎，就個別性格特質向度一一說明。

在情緒性向度上，多數的研究結果顯示在 12 至 18 歲期間，情緒性沒有顯著的變化 (Borghuis et al., 2017; Hoff et al., 2020; Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; McCrae et al., 2002; Slobodskaya & Akhmetova, 2010)。但是，Van Dijk 等人 (2020) 卻發現荷蘭青少年在前期 (介於 12 至 14 歲) 與後期 (介於 15 至 18 歲) 有不同的發展型態：青少年前期的情緒性沒有變化，而青少年後期則出現上升的型態；類似結果也出現在 Ashton 與 Lee (2016) 以及 Van den Akker 等人 (2014) 的研究結果中。

在外向性上，大部分的研究均顯示在青少年時期沒有顯著的變化 (Borghuis et al., 2017; De Fruyt et al., 2006; Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; Luan et al., 2017; McCrae et al., 2002; Van Dijk et al., 2020)，但部分研究發現有上升型態 (Ashton & Lee, 2016; Klimstra et al., 2009; Pullmann et al., 2006)，僅有少數研究結果顯示下降型態 (Van den Akker et al., 2014)。

在和悅性上，與 Roberts 等人 (2006) 的研究發現並不相同，大部分的研究結果顯示上升的型態 (Ashton & Lee, 2016; Borghuis et al., 2017; Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; Van den Akker et al., 2014; Van Dijk et al., 2020)，而僅有少部分的研究發現沒有顯著變化 (De Fruyt et al., 2006; McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006)。

在嚴謹性上，與 Roberts 等人 (2006) 的研究發現相似，較多的研究結果顯示沒有顯著變化 (Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; Klimstra et al., 2009; McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006)，不過，上升型態 (Ashton & Lee, 2016; Borghuis et al., 2017; Luan et al., 2017)，或下降型態 (De Fruyt et al., 2006) 亦有所發現。但若以青少年前後期的架構來分析，Van den Akker 等人 (2014) 和 Van Dijk 等人 (2020) 各自地發現嚴謹性在青少年後期顯著上升，但在青少年前期則沒有一致的結果。

在開放性上，較多研究結果顯示在青少年時期為上升的型態 (Borghuis et al., 2017; Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006)，但也有部分研究發現沒有顯著變化 (Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; Slobodskaya & Akhmetova, 2010)，僅有少數研究發現下降型態 (De Fruyt et al., 2006)。Van Dijk 等人 (2020) 發現青少年前期顯著上升，但青少年後期沒有

顯著變化；而 Van den Akker 等人（2014）和 Ashton 與 Lee（2016）則發現青少年前期為下降型態，青少年後期則為上升型態。

最後，在誠實／謙遜上，僅有 Ashton 與 Lee（2016）採用橫斷性研究設計，收集 14 至 74 歲之 HEXACO-PI-R 量表的自評性格資料，結果發現 14 至 19 歲在誠實／謙遜上有下降的型態。

綜合所述，青少年時期在和悅性有上升的型態，在誠實／謙遜則有下降的型態，而在情緒性、外向性、嚴謹性、開放性上，過去的研究並沒有發展型態，甚至在青少年前期與後期具有不同的發展型態。

2. 排序連續性

排序連續性是檢驗個體的某個（些）性格特質在一群人或團體中相對排序位置在不同時間點的穩定程度，因此，主要以一群個體在某個（些）性格特質上在兩個時間點的相關係數來評估（Allemand et al., 2007; Wright et al., 2012）。就五因素性格模式的排序連續性之結果，Roberts 與 DelVecchio（2000）的後設分析研究最具有代表性，Roberts 與 DelVecchio 以 1938 至 1999 年間已發表的再測時間至少間隔大於一年（平均再測年數間隔為 6.7 年）之研究來進行分析，結果發現排序連續性會隨年齡增長而上升，在 50 至 59 歲時達到頂峰（相關係數平均介於 .69 至 .80），之後逐漸趨緩。其中，在 12 至 17.9 歲組的相關係數平均介於 .46 至 .48。在近年仍有不少的研究就此議題作進一步探討（Borghuis et al., 2017; De Fruyt et al., 2006; Hoff et al., 2020; Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; Lucas & Donnellan, 2011; McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006; Specht et al., 2011; Van Dijk et al., 2020）。例如，Klimstra 等人（2009）以荷蘭青少年前期與後期的參與者進行連續六年（間隔一年）的縱貫性研究。就情緒性、外向性、和悅性、嚴謹性、以及開放性的相關係數而言，青少年前期依序為 .50、.58、.46、.61、.55，青少年後期則依序為 .64、.72、.47、.76、.65（Borghuis et al., 2017; Pullmann et al., 2006，亦有相似的發現）。此外，McCrae 等人（2002）與 Luan 等人（2017）以 4—5 年的再測間隔，結果發現在青少年階段（12—17 歲）情緒性的相關係數介於 .25 至 .33、外向性的相關係數介於 .42 至 .67、和悅性的相關係數介於 .33 至 .56、嚴謹性的相關係數介於 .56 至 .57、而開放性的相關係數介於 .40 至 .44。

雖然 Roberts 與 DelVecchio（2000）的結果並未特別標示出間隔的年數，不過，仍可發現 Roberts 與 DelVecchio 所綜合而得的相關係數與後續研究所得到的相差不大。此外，前述所回顧的研究結果可以發現，當再測時間越短，性格特質不同年間的相關係數就會較高；同時也可以看到在青少年後期的相關係數，大致上會高於青少年前期。

3. 個人層次連續性

個人層次連續性聚焦在同一個體在不同年齡間的性格特質向度上的差異，是著重在個體內的比較，故必須以連續追蹤的同一群人進行比較。在檢驗個人層次連續性時，過去研究以改變的可信度指標（reliability change index, RCI）或組內相關係數（intraclass correlation coefficient, ICC）為主，而青少年階段的研究，則以前者作為主要的檢驗方式。原先 RCI 是用來檢驗心理治療前後是否有顯著的改變（Jacobson & Truax, 1991）。Roberts 等人（2001）首將 RCI 運用到性格發展研究中，用來檢驗性格結構在兩個時間點間個人層次的平均水準改變是否具有可信度。Roberts 等人建議：計算 RCI 分數是將兩個時間點在某個性格特質的差異分數（通常是以後一時間點減去前一個時間點而得之），接著將 RCI 分數除以差異分數的標準誤，以得到 RCI 分數之標準化分數。當 RCI 標準化分數落在常態分配之 95% 信賴區間內（介於 -1.96 至 1.96），表示沒有改變，而 RCI 標準化分數高於 1.96 或低於 -1.96，則分別代表上升與下降。最後，將此 RCI 標準化分數之分配與理論預期分配（常態分配）比較，其假設若變化（前述的上升或下降）是隨機的，則預期改變的比率應是上升與下降各 2.5%，不變比率 95%。因此，若 RCI 標準化分數所得的實際分配與理論預期分配有顯著差異，表示上升或下降的改變比率並非隨機所造成，改變是具有可信度的。

過去青少年階段的研究，檢驗個人層次連續性指標相對較少，以下僅有兩篇以 RCI 標準化分數作為主要指標的研究。McCrae 等人（2002）以 12 至 16 歲美國青少年在相隔四年的自評資料進行檢驗，結果發現，在五大性格向度的下降與上升比例，依序如下：情緒性為 20% 與 23.5%；外向

性為 18.3% 與 15.7%；和悅性為 20.4% 與 17.4%；嚴謹性為 22.6% 與 14.8%；最後，開放性為 5.2% 與 43.5%。另外，Pullmann 等人（2006）以愛沙尼亞 12 至 18 歲青少年為研究對象，以兩年為間隔，研究結果發現，在五大性格向度的下降與上升比例，依序如下：情緒性為 11.9% 與 6.5%；外向性為 7.5% 與 11.4%；和悅性為 8.8% 與 7.5%；嚴謹性為 7.4% 與 9.2%；最後，開放性為 6.1% 與 13%。

上述兩篇研究雖然未進一步比較 RCI 標準化分數之分配與理論預期分配，不過還是可以看到五個向度的下降與上升比例皆大於 2.5%，表示在個人層次連續性有變化。另外，在多數 RCI 標準化分數上，McCrae 等人（2002）的研究所得的數值皆高於 Pullmann 等人（2006）的研究所得的數值，可能由於前者研究間隔時間較長，因此會有較高的變化比例。而本研究參考 Roberts 等人（2001）的作法，除了計算出 RCI 分數與其標準化之分數，並進一步將 RCI 標準化分數之分配與理論預期分配比較，了解個人層次連續性變化的意涵。

4. 自比連續性

自比連續性關注的是個人的整體性格向度（也就是同時針對多個性格向度）上在不同年間是否具有相似的型態。相較於前三個指標僅聚焦在單一性格向度跨時間之連續性，自比連續性則是關注整體性格的跨時間連續性，因此自比連續性也稱自比穩定性（*ipsative stability*）及剖面相似性（*profile similarity*）。過去研究使用 Q 相關係數（ Q -correlation）或是 D 平方指標（ D^2 index）來作為檢驗的指標，以評估個人跨時間整體性格剖面的穩定性（Wright et al., 2012）。這兩個指標皆為計算每個人在兩個時間點之整體性格之相關係數，數值愈大表示個人在兩個時間點的整體性格剖面相似度愈高，反之，數值愈小（負值），則表示個人在兩時間點的整體性格剖面相似度愈低。在青少年階段的研究主要使用 Q 相關係數。

過去在青少年階段的研究，討論自比連續性指標相對較少，因此以下僅以五因素性格模式為主的兩篇研究說明與討論。Klimstra 等人（2009）以荷蘭青少年為研究對象，針對青少年前期與後期進行自比連續性的檢驗，並間隔一年，共六年的縱貫性研究，且使用 Q 相關係數作為自比連續性之指標。結果在青少年前期的 Q 相關係數從 .42 到 .74（平均為 .59），青少年後期的 Q 相關係數從 .63 到 .82（平均為 .75）。而 Van Dijk 等人（2020）採用類似的設計，同樣針對荷蘭青少年前期（年齡介於 12 至 16 歲）與後期（年齡介於 16 至 20 歲）進行自比連續性的檢驗，結果發現為平均 Q 相關係數在青少年前期與後期分別為 .51 與 .64。由上述兩個研究可知，在青少年前期平均 Q 相關係數平均為 .55，在青少年後期平均 Q 相關係數平均為 .68。

除了計算實際數值外，為了進一步檢驗自比連續性是否具有實質的意涵，Robins 等人（2001）建議以隨機方式來模擬出與實際樣本有相同平均數與標準差的資料，然後，以此模擬資料來計算自比連續性，並將之與實際樣本所得的自比連續性來做比較，並進一步說明實際樣本的確有較高的自比連續性。而本研究也採用同樣的作法，除了計算 Q 相關係數，也會與模擬資料比較，進一步了解實際樣本之自比連續性的實質意涵。

（二）研究目的

本研究分別追蹤臺灣的青少年前期（國中生）與青少年後期（高職生）三年，並以 HEXACO 性格結構為主，從個體間與個體內的角度切入，同時考慮平均水準與排序的變化，分別檢驗平均水準連續性、排序連續性、個人層次連續性以及自比連續性。目的為透過較全面性的連續性檢驗，了解青少年階段的性格發展的型態。在檢驗前述的四種連續性前，先行檢驗結構連續性，確保所測量的性格量表在三個時間點皆有相同的性格結構，以利四個連續性指標的檢驗與討論。

方法

(一) 研究參與者

本研究的資料取自許功餘與張玉鈴（2015）的「青少年日常生活的行為調查研究」之部分研究資料。原資料採橫向序列設計（cross-sequential method）（Schaie, 1965）針對臺灣地區國中生與高職生之性格與問題行為等進行每年一次的測量，連續三年的追蹤研究。此種設計綜合縱貫性與橫斷性設計的特性，在多個時間點收集不同年齡組之樣本，可以在短時間收集到較廣的年齡範圍。由於本研究關注青少年性格發展，檢驗性格特質之連續性，因此僅使用國中生與高職生性格自評測驗之資料。本研究採用臺灣地區 594 位國中生與 991 位高職生的性格自評測驗之資料。三年皆有填寫之國中生共 405 位，年齡介於 11 至 15 歲（ $M = 12.96, SD = 0.62$ ），男生有 185 位（45.7%），女生有 220 位（54.3%），各年的人數分別為第一年 594 位，第二年 487 位，第三年 405 位（各年流失的男女人數分別：第二年 57 與 49 位；第三年 52 與 30 位）；三年皆有填寫之高職生共有 595 位，年齡介於 14 至 18 歲（ $M = 15.73, SD = 0.59$ ），男生有 346 位（58.2%），女生有 249 位（41.8%），各年的人數分別為第一年 991 位，第二年 888 位，第三年 595 位（各年流失的男女人數分別：第二年 49 與 46 位；第三年 114 與 179 位）。儘管本研究有相當比例的資料流失，尤其是第三年的高職生；其因當初答應協助的輔導主任或老師離職，而使得整個學校或者整個班級的同儕無法再參與本追蹤研究。不過，由流失的人數來看，男女的人數並沒有太大的落差。就流失的受測者與未流失的受測者之性格向度的差異，許功餘與張玉鈴針對第二年流失與未流失的受測者在第一年的性格向度上發現並未有系統性的差異，詳細的說明可以參閱該研究。而第三年流失與未流失的受測者在第二年的性格向度，亦未有系統性的差異；即便有顯著差異，也都僅是小的效果量而已：國中生僅在誠實／謙遜（ $t(485) = -3.64, p < .001, d = 0.46$ ）與嚴謹性（ $t(485) = -2.424, p < .05, d = 0.28$ ）上有顯著的差異，高職生則在和悅性（ $t(886) = -2.342, p < .05, d = 0.17$ ）上有顯著的差異。

(二) 研究程序

在「青少年日常生活的行為調查研究」中，進行為期三年的追蹤研究，為了降低因分班所帶來的混淆因素，參與者必須符合三年內不會重新分班之條件，以確保追蹤到同一群參與者。因此，本研究選擇國中生與高職生。首先研究者先與學校主管（輔導主任或教務主任）聯繫，得到學校主管同意協助後，再由學校主管轉交班級老師研究邀請函，說明本次研究的目的與意義以及研究程序（特別強調三年的研究）後，在輔導室與級任老師評估過問卷內容不會對學生造成衝擊與影響之下，並徵得級任老師以及填答同學的同意後，才進行施測，分別在 99、100、101 學年度下學期（2011 年 2 月～2013 年 5 月）進行施測。儘管本資料收集期間，並未有明確的研究倫理審查要求，但前述相關當事人的同意與資料的保密仍舊依相關研究倫理規範（例如，台灣心理學會與國科會）的作法來進行。

研究的資料收集程序如下：第一年委託班級老師代為施測，第二年由於部分施測內容變動，故改由研究人員到校進行施測（本研究中未使用到變動之變項，故在此不多贅述），第三年委託班級老師代為施測。施測方式為以班級為單位進行團體施測，每個班級的施測時間約 30 至 40 分鐘。本研究僅使 HEXACO 性格量表之測量結果，其他測量工具並未在本研究的作進一步分析，故不加以說明。

(三) 研究工具

本研究使用 HEXACO 性格量表 100 題版本（HEXACO-100）（Lee & Ashton, 2018）之中文版（許功餘，2018；許功餘、張玉鈴，2015），此量表包含六個性格特質向度，分別為誠實／謙遜，例題：即使很有價值，我也絕不會接受賄賂；情緒性，例題：我有時會為一些小事而有些焦躁不安；外向性，例題：在社交場合裡，我通常都是那個先主動的人；和悅性，例題：我採寬厚的態度去評論他人；嚴謹性，例題：我通常把自己逼得很緊，以求達到目標；開放性，例題：別人經常說我有

很好的想像力。每個向度各有 16 題以及 4 題用來測量其他反應內涵題目，屬於軸間向度，在計算六個性格特質向度時並不會將其納入。題目皆以 5 點量尺來評定行為描述句符合自己的程度，1 表示完全不符合，5 表示完全符合。另外，量表中文版的各分量表均有良好的信度，內部一致性介於 .73 至 .78 之間（許功餘，2018；許功餘、張玉鈴，2015）。由表 1 可知，本研究在各向度的內部一致性在 .76 至 .83 之間，表示具有良好的信度。關於 HEXACO 性格量表中文版可由原文量表編製者的網站自由下載（<https://hexaco.org/hexaco-inventory>）。

表 1
青少年 HEXACO 性格向度描述性統計

向度名稱	向度名稱		向度名稱		向度名稱	
	平均數 (標準差)	內部一致性 係數	平均數 (標準差)	內部一致性 係數	平均數 (標準差)	內部一致性 係數
國中生 (n = 405)						
誠實／謙遜	3.66 (0.51)	.70	3.68 (0.58)	.82	3.56 (0.55)	.81
情緒性	3.44 (0.51)	.72	3.48 (0.52)	.74	3.46 (0.52)	.77
外向性	3.27 (0.52)	.72	3.28 (0.57)	.82	3.27 (0.54)	.82
和悅性	3.07 (0.54)	.77	3.07 (0.57)	.81	3.06 (0.57)	.83
嚴謹性	3.20 (0.50)	.74	3.14 (0.49)	.75	3.11 (0.48)	.77
開放性	3.22 (0.52)	.72	3.14 (0.57)	.78	3.18 (0.57)	.80
高職生 (n = 595)						
誠實／謙遜	3.51 (0.55)	.80	3.44 (0.56)	.81	3.34 (0.55)	.82
情緒性	3.47 (0.49)	.76	3.53 (0.48)	.75	3.50 (0.47)	.77
外向性	3.31 (0.54)	.82	3.27 (0.53)	.84	3.26 (0.51)	.83
和悅性	3.11 (0.51)	.79	3.09 (0.51)	.82	3.03 (0.49)	.81
嚴謹性	3.06 (0.47)	.76	3.05 (0.46)	.77	3.08 (0.44)	.76
開放性	3.12 (0.50)	.75	3.16 (0.51)	.78	3.21 (0.52)	.79

註：表格中呈現的平均數為單題平均數，標準差為單題平均後的標準差。

(四) 資料分析步驟

本研究主要分析為檢驗國中生與高職生四個性格連續性（平均水準連續性、排序連續性、個人層次連續性以及自比連續性），從個體間與個體內的角度了解平均水準與排序之改變。在進行四個連續性檢驗前，先行檢驗性格結構連續性，以確保在研究的三個時間點，國中生與高職生在 HEXACO 性格向度上具有測量恆等性，即三年間具有相同的性格結構，以利後續其他連續性指標的檢驗。

結構連續性將透過多群組驗證性分析（multiple group confirmatory factor analysis, MGCF）以及模型比較進行檢驗。由於本研究所選用的測量工具，各個向度的題數過多，故參考 Little 等人（2002）建議使用結構平衡（item-to-construct balance）包裹（parcel）題項，以降低模型的複雜度。

判斷模型與資料之間的適配度時，除了卡方值外，也選用其他考量到樣本大小與模型複雜性等不同的適配度指標，例如 RMSEA (root mean square error of approximation)、SRMR (standardized root mean square residual)、NNFI (non-normed fit index)、CFI (comparative fit index)、以及 AIC (akaike information criterion)。不同的適配度指標皆有不同的標準，如 RMSEA 不要大於 .06，而介於 .05 至 .08 可視為適配 (Hu & Bentler, 1999)，若大於 .10 則表示該模型不適配 (Browne & Cudeck, 1992)；SRMR 應小於 .08，且數值愈小愈好 (Hu & Bentler, 1999)。Hu 與 Bentler (1999) 建議 NNFI 與 CFI 應大於 .95。另外，進行模型比較時，除了透過卡方差異檢定之外，還會考慮資料適配度與模型複雜度的改變 CFI 值 (Δ CFI) 與 AIC 值，而 Δ CFI 值應大於 -.01，若小於或等於 -.01 則表示兩個模型不具恆等性 (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002; Dimitrov, 2010)，而 AIC 值並無絕對標準，具有較小 AIC 值的模型表示有較好的表現 (Kenny, 2020)。

接著再分別檢驗四個性格連續性。首先，平均水準連續性將使用 MGCFA 來估計潛在變項的平均數結構 (mean structure)，在控制測量誤差的情況下，以了解不同年間性格向度的平均水準變化。在平均水準差異的估計上，先將第一年的平均水準值設定為 0，並估計與不同年間的各向度之平均水準差異值 (Rosseel, 2013)，以此類推至其他年間比較。另外，由於在模型估計時，會將不同年間的差異值之標準差設定為 1，因此平均水準的差異值則可計為效果量 (Jorgensen, 2016)。其次，排序連續性則比較同一群體的某一個性格向度在不同時間點的相關係數，以了解性格向度在三個不同時間點間之連續性。再者，個人層次連續性用 RCI 作為檢驗指標，此指標是分別計算各個性格向度的差異分數 (後一年的分數減去前一年)，並除以差異分數的標準誤，以得到 RCI 分數之標準化分數。接著若 RCI 標準化分數落在常態分配之 95% 信賴區間內 (介於 -1.96 至 1.96)，表示沒有改變，而 RCI 標準化分數高於 1.96 或低於 -1.96，則分別代表上升與下降。最後，將此 RCI 標準化分數之分配與理論預期分配 (常態分配) 比較，透過卡方檢定來了解兩個分配是否有顯著的不同。若兩者有顯著的不同，代表這群受測者兩年間在上升或下降的比率有變化，且變化並非隨機因素所造成的，故此改變是具有可信度的 (Jacobson & Truax, 1991; Robins et al., 2001)。最後，自比連續性是使用 Q 相關係數檢驗指標，計算個人在兩個時間點上所有性格向度間之相關係數 (De Fruyt et al., 2006)，此外，本研究亦參考 Robins 等人 (2001) 的做法，生成與本研究樣本相同平均數與標準差的模擬資料比較，進一步了解實際樣本之自比連續性的實質意涵。

結果

(一) 結構連續性

為了確定在研究的三個時間點，國中生與高職生在 HEXACO 性格向度皆有相同的性格結構，本研究使用 R 軟體中 lavaan 套件 (Rosseel, 2012) 以最大概似估計法 (maximum likelihood estimation method) 做參數估計，分別兩群體進行 MGCFA 檢驗其測量恆等性，作為結構連續性的證據。

在模型設定上，本研究參考 Vandenberg 與 Lance (2000) 以及 Meredith (1993) 的建議，設定共設定四個模型進行模型恆等性檢驗。首先，模型一為型態恆等性檢驗 (configural invariance)，讓參數可以跨時間以及跨組別進行自由估計，了解因素結構是否相等；接著，模型二為因素負荷恆等性 (factor loadings invariance)，將因素結構與因素負荷控制後進行估計，可對應於弱因素恆等性 (weak factorial invariance) (Meredith, 1993)；模型三為截距恆等性 (intercepts invariance)，將因素結構、因素負荷以及截距控制後進行估計，即為強因素恆等性 (strong factorial invariance) (Meredith, 1993)；最後，模型四為殘差恆等性 (residuals invariance)，將因素結構、因素負荷、截距以及殘差設定相等後進行估計，可對應於嚴格因素恆等性 (strict factorial invariance) (Meredith, 1993)。另外，模型五為因素平均數恆等性 (factor means invariance)，用來檢驗平均水準連續性，容於下節做進一步的說明。上述的模型皆為巢套模型 (nested model)，可藉由卡方差異檢定進行模型比較，若改變卡方值 ($\Delta\chi^2$) 未達顯著水準則表示支持測量恆等性的假設，但 $\Delta\chi^2$ 易受樣本影響，因此同時考量 Δ CFI 值 (Δ CFI > -.01) 與 AIC 值，在綜合各項指標判斷模型適配度，最後會選擇 AIC 值較小的模型。國中生組與高職生組之模型檢驗結果如表 2 所示，以下

分別說明兩組的結果。

首先就國中生的結果說明，在模型一至模型四的模型適配度中，雖卡方值皆達顯著水準，但在大樣本的情況下，卡方檢定很容易拒絕模型，因此許多學者認為只使用卡方值作為唯一的標準並不適當，應搭配其他的適配度指標評估（Bentler & Bonett, 1980; Hu & Bentler, 1998）。檢視四個模型的其他適配度指標（RMSEA 皆介於 .05 至 .08，SRMR 則皆小於 .08，NNFI 與 CFI 皆大於或接近 .90）後可知，這四個模型都有達到良好模型適配的標準。確定各模型的適配狀況後，接著進行四組模型間的比較，以了解跨時的測量恆等性。在模型一與模型二及模型二與模型三的比較結果發現，其 $\Delta\chi^2$ 皆未達顯著，表示兩模型沒有差異；模型三與模型四的比較時， $\Delta\chi^2$ 達顯著，雖進一步 ΔCFI 值數值大於 -.01 符合標準，但綜合多項適配度指標後，選擇具有最小 AIC 值的模型三。從上述模型間的比較結果可知，國中生三年間的性格結構符合強因素恆等性模型（Meredith, 1993），也就是說各年間具有相同的因素結構、因素負荷以及截距，可以作為結構連續性的證據。

高職生的結果（見表 2）顯示，模型一至模型四的適配結果與國中生相似，卡方值雖皆達顯著，但搭配其他適配度指標（RMSEA 皆介於 .05 至 .08，SRMR 小於 .08，NNFI 與 CFI 也大於 .90）後可知，皆達良好模型適配的標準。接著進行模型間的比較，以了解高職組跨時的測量恆等性。模型一與模型二比較結果顯示 $\Delta\chi^2$ 不顯著，表示兩模型沒有差異；模型二與模型三的雖 $\Delta\chi^2$ 達顯著，但 ΔCFI 值大於 -.01，綜合考量後選擇 AIC 值較小的模型三；而模型三與模型四的比較結果顯示 $\Delta\chi^2$ 未達顯著， ΔCFI 值達標準，且 AIC 值在模型四最小，因此在多項適配度指標的考量下，選擇模型四。綜合上述的說明，高職生三年間的性格結構已達嚴格因素恆等性（Meredith, 1993）；也就是說各年間具有相同的因素結構、因素負荷、截距以及殘差，可以作為結構連續性的證據。

綜合國中生與高職生的測量恆等性結果可知，各模型適配度達到滿意的標準，並且國中生達到強因素恆等性模型，而高職生達嚴格因素恆等性模型（Meredith, 1993），表示國中生與高職生在三年的資料具有結構連續性。

表 2
青少年 HEXACO 性格結構連續性摘要表

模型	χ^2	df	RMSEA	SRMR	NNFI	CFI	AIC	模型比較	$\Delta\chi^2$	Δdf	ΔCFI
國中生 (n = 405)											
模型一 (M1)	1055.03***	360	.069	.063	.889	.913	35744.93				
模型二 (M2)	1075.84***	384	.067	.063	.896	.913	35717.75	M1 vs M2	20.81	24	.000
模型三 (M3)	1108.01***	408	.065	.064	.901	.913	35701.92	M2 vs M3	32.18	24	.000
模型四 (M4)	1180.70***	444	.064	.065	.905	.908	35702.61	M3 vs M4	72.69***	36	-.005
模型五 (M5)	1134.06***	420	.065	.066	.902	.911	35703.97	M3 vs M5	26.05*	12	-.002
高職生 (n = 595)											
模型一 (M1)	1385.04***	360	.069	.059	.895	.917	47383.99				
模型二 (M2)	1411.52***	384	.067	.060	.901	.917	47362.47	M1 vs M2	26.48	24	.000
模型三 (M3)	1455.43***	408	.066	.061	.905	.916	47358.38	M2 vs M3	43.91**	24	-.001
模型四 (M4)	1497.17***	444	.063	.061	.912	.915	47328.11	M3 vs M4	41.74	36	-.001
模型五 (M5)	1556.00***	456	.064	.064	.911	.911	47362.91	M4 vs M5	58.80***	12	-.004

註：所有 χ^2 值皆達顯著水準 ($p < .001$)。模型一設定為型態恆等性，模型二設定為因素負荷恆等性，模型三設定為截距恆等性，模型四設定為殘差恆等性，模型五設定為因素平均數恆等性。粗體表示在模型比較後之最佳模型。RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean square residual; NNFI = non-normed fit index; CFI = comparative fit index; AIC = akaike information criterion.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

(二) 平均水準連續性

為了檢驗國中與高職生在三年中，HEXACO 性格向度的平均水準連續性，亦使用 MGCFA 估計潛在變項的平均數結構 (mean structure)，首先了解三年中是否有因素平均數恆等性；若不具因素平均數恆等性表示性格的平均數在三年中有變化，可再進一步估計不同年間的性格各向度之平均

水準差異值，了解性格發展型態。而本研究的模型五為因素平均數恆等性，並與上一節的結構連續性的最佳模型進行比較。由上節可知，國中生的模型三與高職生的模型四為最佳模型，因此國中生的模型五會將因素結構、因素負荷、殘差以及因素平均數設定相等後進行估計，並與模型三進行比較；高職生的模型五會將因素結構、因素負荷、截距、殘差以及因素平均數設定相等後進行估計，並與模型四進行比較。

檢驗結果如表 2 所示，就兩組的模型五模型適配度而言，雖易受樣本大小影響的卡方值達顯著，但綜合適配度指標可知大多符合前述標準（國中生：RMSEA = .065, SRMR = .066, NNFI = .902, CFI = .911；高職生：RMSEA = .064, SRMR = .064, NNFI 與 CFI 皆為 .911），故模型五不論在國中生組或高職生組都具有良好適配。接著分別進行兩組的模型比較：在國中生組中，由於上一節的模型比較結果是模型三為最佳模型，因此將比較模型三與模型五；兩模型的卡方差異檢定達顯著（ $\Delta\chi^2 = 26.05, p = .011$ ），表示兩模型有差異，而 ΔCFI 值大於 -.01，然而模型五的 AIC 值還是較大。而在高職生組中，由於上一節的模型比較結果是模型四為最佳模型，因此比較模型四與模型五；兩模型的卡方差異檢定達顯著（ $\Delta\chi^2 = 58.80, p < .001$ ），表示兩模型有差異，而 ΔCFI 值大於 -.01，不過模型五的 AIC 值也還是較大。綜合上述結果，在考量多項適配度指標的後，選擇 AIC 值較小的模型四，因此不論是國中生組或高職生組，兩組皆不具因素平均數恆等性。也就是說，兩組性格向度在三年中具有平均水準的變化，可進一步檢驗性格發展型態。

國中生與高職生在三年中性格各向度的變化透過 MGCFA 將第一年的平均水準值設定為 0，估計與不同年間各向度之平均水準差異值（Rosseel, 2013），以此類推至其他年間比較，結果如表 3 所示，平均水準差異模式大致可以分為四種：下降型態、上升型態、V 字型或倒 V 字型態以及持平型態。下面依差異模式做進一步的詳細說明。

第一種差異模式為下降型態，即三年間的平均水準差異值大致上為負值。可以由表 3 中看到，國中生的誠實／謙遜與嚴謹性，高職生的誠實／謙遜與和悅性皆呈現此模式。其中，高職生的誠實／謙遜則在第一、二年間與第二、三年間的平均水準差異值皆達顯著，呈現較明顯的下降的型態。另外，國中生的誠實／謙遜與高職生的和悅性則有較相近的型態，在第一、二年間的平均水準差異值未達顯著，而在第二、三年間的平均水準差異值達顯著，且整體來說，第一、三年間的平均水準差異值也達顯著，因此是呈現後兩年明顯下降的型態。最後，國中生的嚴謹性雖然在第一、二年間與第二、三年間的平均水準差異值並未達顯著，但整體來說，第一、三年間的平均水準差異值有顯著，因此呈現緩緩下降的型態。

第二種差異模式為上升型態，即三年間的平均水準差異值為正值。可以由表 3 中看到，僅有高職生的開放性呈現此模式。雖然在第一、二年間與第二、三年間的平均水準差異值未達顯著，但整體來說，在第一、三年間的平均水準差異值有達顯著，因此呈現緩緩上升的型態。

第三種差異模式為 V 字型或倒 V 字型態，即僅有其中兩年的平均水準差異值有達顯著。可以由表 3 中看到，國中生的開放性，高職生的情緒性呈現此模式。國中生的開放性在第一、二年間的平均水準差異值有達顯著且為負值，而在第二、三年間的平均水準差異值未達顯著，且整體來說，在第一、三年間的平均水準差異值也未達顯著，因此呈現 V 字的型態。高職生的情緒性在第一、二年間平均水準差異值有顯著且為正值，而在第二、三年間的平均水準差異值未達顯著，且整體來說，在第一、三年間的平均水準差異值也未達顯著，因此整體來說呈現倒 V 字的型態。

第四種差異模式為持平型態，即三年間的平均水準差異值皆無顯著差異。可以由表 3 中看到，國中生的情緒性、外向性以及和悅性，高職生的外向性與嚴謹性呈現此模式，不論在第一、二年間、第二、三年間、或是第一、三年間的平均水準差異值皆未達顯著，因此呈現持平、沒有變化的型態。

表 3
多群組驗證性分析之平均水準估計值的差異

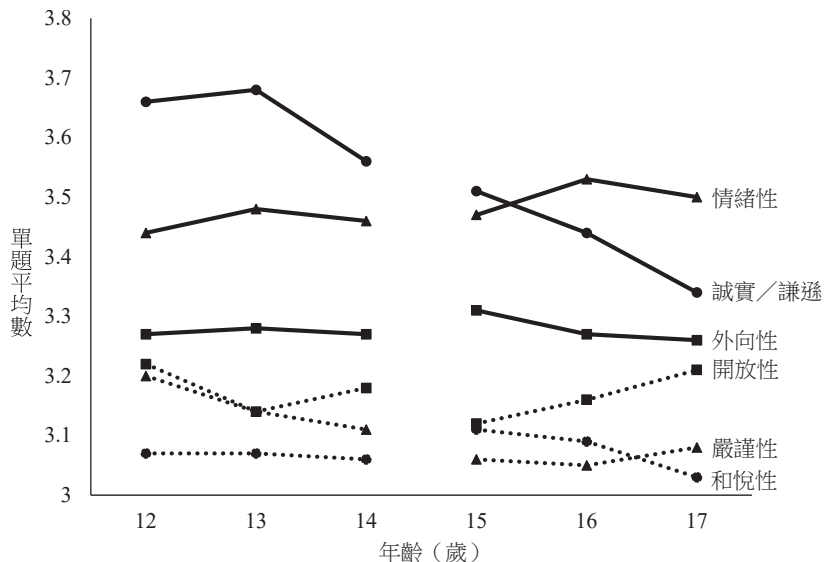
向度名稱	第一、二年	第二、三年	第一、三年
國中生 ($n = 405$)			
誠實／謙遜	.00 (.03)	-.11** (.03)	-.10** (.03)
情緒性	.04 (.03)	-.02 (.03)	.02 (.03)
外向性	.00 (.04)	-.01 (.04)	-.01 (.04)
和悅性	-.00 (.04)	-.01 (.04)	-.01 (.04)
嚴謹性	-.06 (.03)	-.02 (.03)	-.08** (.03)
開放性	-.09* (.04)	.03 (.04)	-.05 (.04)
高職生 ($n = 595$)			
誠實／謙遜	-.05* (.02)	-.08** (.02)	-.13*** (.02)
情緒性	.06* (.03)	-.03 (.03)	.03 (.03)
外向性	-.04 (.03)	.00 (.03)	-.04 (.03)
和悅性	-.02 (.03)	-.05* (.03)	-.09** (.03)
嚴謹性	-.01 (.02)	.03 (.02)	.01 (.02)
開放性	.04 (.03)	.05 (.03)	.09** (.03)

註：數值為 MGCFA 估計兩年間的平均水準差異值，括號內數值為差異數值的標準誤。

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

綜合上述的結果，國中生與高職生有部分相似的差異模式，也有特別的差異模式，整體的變化趨勢可以參考圖 1。國中生的誠實／謙遜與嚴謹性整體呈現下降的型態，與高職生的誠實／謙遜與和悅性有類似的差異模式。另外，國中生的開放性在第一、二年間的平均水準差異值有達顯著，且為負值，而整體來說，在第一、三年間的平均水準差異值未達顯著，因此整體呈現 V 字的型態，相反的，高職生的情緒性則呈現倒 V 字的型態。國中生的情緒性、外向性以及和悅性，在三年間的平均水準差異值皆無顯著，與高職生的外向性與嚴謹性有相同的差異模式。最後，僅出現在高職生的差異模式，開放性在第一、二年間與第二、三年間的平均水準差異值皆未達顯著，但整體來說，在第一、三年間的平均水準差異值有顯著，因此呈現上升的型態。

圖 1
青少年 HEXACO 之平均水準連續性



(三) 排序連續性

在檢驗國中與高職生在三年中 HEXACO 性格向度的排序連續性，使用兩個時間點性格量表分數之相關性來評估，此相關係數反映了該性格特質隨時間變化的排序之連續性 (Roberts & DelVecchio, 2000)。以下分別說明同一向度在不同年間之相關係數，以及與其他向度之相關係數關聯性，用以了解國中生與高職生的排序連續性。

表 4 中呈現國中生與高職生三年的性格向度之相關係數。首先看到在國中生的樣本中，同一性格向度在兩個時間點的相關皆達到高效果量 (皆大於 .50)，且皆達顯著水準 ($p < .001$)，其中，相鄰兩年的相關係數 (第一、二年相關與第二、三年相關，相關係數平均為 .69) 皆高於間隔兩年之相關係數 (第一、三年相關，相關係數平均為 .58)。類似的結果也在高職生的樣本中看到，高職生同一性格向度在兩個時間點的相關也皆達到高效果量 (皆大於 .60)，且達顯著水準 ($p < .001$)，同樣地，相鄰兩年的相關係數 (第一、二年相關與第二、三年相關，相關係數平均為 .73) 皆高於間隔兩年之相關係數 (第一、三年相關，相關係數平均為 .68)。

接著由表 4 也可以看到，同一個性格向度在不同年間的相關係數會高過於與其他向度之間的相關係數，如國中生第一年誠實/謙遜與第二年的誠實/謙遜之相關係數 ($r_{12} = .65$)，高於第一年誠實/謙遜與第二年其他向度之相關係數 (相關係數介於 -.00 至 .24)；相同的情況也出現在第二年誠實/謙遜與第三年誠實/謙遜之相關係數 ($r_{23} = .73$)，高於第二年誠實/謙遜與第三年其他向度之相關係數 (相關係數介於 -.30 至 .28)；此外，同一個向度在第一、三年的相關係數雖會略低於相鄰兩年的相關係數，但同一向度的相關係數仍會高於與係數其他向度的相關，如第一年誠實/謙遜與第三年誠實/謙遜之相關係數 ($r_{23} = .55$)，高於第一年誠實/謙遜與第三年其他向度之相關係數 (相關係數介於 -.01 至 .16)。國中生在其他性格向度上也有相同的模式。由上述結果可以知道，國中生在 HEXACO 六個性格向度上，都有高的排序連續性。

另外，在高職生在第一年誠實/謙遜與第二年誠實/謙遜之相關係數 ($r_{12} = .70$)，高於第一年誠實/謙遜與第二年其他向度之相關係數 (相關係數介於 -.02 至 .15)；相同的情況也出現在第二年誠實/謙遜與第三年誠實/謙遜之相關係數 ($r_{23} = .74$)，高於第二年的誠實/謙遜與第三年其他向度之相關係數 (相關係數介於 -.06 至 .25)；此外，同一個向度在第一、三年的相關係數雖會略低於相鄰兩年之相關係數，但同一向度的相關係數仍會高於與其他向度之相關係數，如第一年誠實/謙遜與第三年誠實/謙遜之相關係數 ($r_{23} = .67$)，高於第一年誠實/謙遜與第三年其他向度之相關係數 (相關係數介於 -.00 至 .17)。高職生在其他性格向度上也有相同的模式。由上述結果可以知道，高職生在 HEXACO 六個性格向度上，都有高的排序連續性。

除了上述分各年齡組進行不同年間的比較之外，也比較國中生組與高職生組的相關係數。由表 4 可發現，高職生在相鄰兩年中，同一性格向度之相關係數大多比國中生高 (相關係數平均分別為 .74 與 .69)。Roberts 與 DelVecchio (2000) 整理過去的研究結果發現，排序連續性會隨年齡增加而上升。本研究嘗試利用國中生與高職生兩個不同年齡樣本來檢驗是否排序連續性有隨年齡增加而上升的型態，因此使用費雪 Z 轉換 (Fisher Z-Transformation) 將國中生與高職生同一性格向度在相同年間的相關係數轉換為 Z 值，並比較兩者是否有差異。結果發現，僅有在外向性發現此型態，不論在第一、二年，或第二、三年，高職生的相關係數皆顯著高於國中生 ($\Delta Z_{12} = 4.19, p < .001, \Delta Z_{23} = 2.00, p < .05$)。其他性格向度則在部分年間之相關係數有顯著的差異，如情緒性、嚴謹性與開放性在第一、二年的相關係數上，高職生顯著高於國中生 (情緒性， $\Delta Z_{12} = 2.15, p < .05$ ；嚴謹性， $\Delta Z_{12} = 2.44, p < .05$ ；開放性， $\Delta Z_{12} = 2.10, p < .05$)。最後，誠實/謙遜與和悅性在第一、二年，或第二、三年的相關係數上，國中生與高職生皆沒有顯著差異。

綜合上述個體間排序連續性結果，不論在國中或高職生上都有高的排序連續性。此外，進一步比較國中生與高職生的相關係數，發現在外向性高職生的相關係數顯著高於國中生，有排序連續性隨年齡增加而上升的型態，類似的清況也出現在情緒性、嚴謹性與開放性上，其餘的向度則沒有顯著的差異。

表 4
青少年 HEXACO 性格向度三年相關係數表

	H ₁	E ₁	X ₁	A ₁	C ₁	O ₁	H ₂	E ₂	X ₂	A ₂	C ₂	O ₂	H ₃	E ₃	X ₃	A ₃	C ₃	O ₃
H ₁		.11*	-.03	.30***	.32***	.24***	.65***	-.00	.01	.24***	.21***	.21***	.55***	.07	-.01	.16**	.15**	.15**
E ₁	.04		.02	-.12*	.05	.06	.10	.61***	.01	-.07	.07	.03	.13**	.56***	.08	-.10*	.01	-.02
X ₁	-.01	-.01		.28***	.21***	.27***	-.07	-.02	.74***	.15**	.11*	.16**	-.08	.00	.73***	.10	.08	.16**
A ₁	.28***	-.18***	.28***		.45***	.32***	.32***	-.10	.22***	.65***	.35***	.26***	.30***	-.08	.22***	.55***	.28***	.20***
C ₁	.13**	-.06	.19***	.29***		.47***	.28***	.04	.16**	.32***	.66***	.35***	.26***	.11*	.20***	.24***	.54***	.27***
O ₁	.15***	.09*	.19***	.27***	.38***		.14**	-.01	.23***	.15**	.34***	.66***	.16**	.07	.24***	.09	.31***	.55***
H ₂	.70***	-.05	-.01	.28***	.11**	.09*		.03	-.02	.36***	.27***	.19***	.73***	.08	-.03	.28***	.20***	.05
E ₂	-.02	.69***	.02	-.21***	.03	.08	-.08		-.01	-.12*	.03	.04	.02	.68***	.05	-.08	-.02	-.01
X ₂	-.03	-.03	.84***	.27***	.14***	.21***	-.02	.01		.20***	.14***	.19***	-.05	-.02	.81***	.15**	.13*	.20***
A ₂	.15***	-.19***	.23***	.66***	.22***	.18***	.28***	-.26***	.27***		.37***	.25***	.28***	-.14**	.21***	.72***	.33***	.20***
C ₂	.14***	-.02	.16***	.20***	.74***	.32***	.16***	.07	.19***	.23***		.44***	.22***	.09	.15**	.30***	.71***	.31***
O ₂	.02	.04	.09*	.17***	.29***	.73***	.04	.07	.15***	.17***	.33***		.12*	-.01	.19***	.18***	.40***	.71***
H ₃	.67***	-.04	-.09*	.19***	.11**	.06	.74***	-.05	-.11**	.21***	.13**	-.01		.11*	-.06	.34***	.24***	.04
E ₃	-.00	.62***	.03	-.23***	.01	.01	-.05	.70***	-.02	-.22***	.05	-.02	-.01		.02	-.15**	.02	-.04
X ₃	-.06	-.03	.81***	.24***	.14***	.19***	-.06	.00	.85***	.25***	.15***	.15***	-.12**	-.01		.20***	.15**	.21***
A ₃	.17***	-.20***	.19***	.63***	.15***	.17***	.25***	-.22***	.21***	.71***	.16***	.13**	.26***	-.25***	.27***		.37***	.16***
C ₃	.10*	.03	.15***	.18***	.65***	.27***	.08	.10*	.17***	.20***	.73***	.25***	.17***	.10*	.17***	.20***		.40***
O ₃	.06	.06	.12**	.19***	.28***	.67***	.01	.08	.16***	.15***	.27***	.75***	.04	.05	.19***	.19***	.34***	

註：對角線上方為國中資資料 ($n = 405$)，對角線下方為高職生資料 ($n = 595$)。H 為誠實／謙遜；E 為情緒性；X 為外向性；A 為和悅性；C 為嚴謹性；O 為開放性。性格向度之下標數字表示某年資料，例如 H₁ 為第一年的誠實／謙遜資料，依此類推。相關係數之底線表示同一向度不同年之相關係數。標示粗體為相關係數 $\geq .30$ 。

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

(四) 個人層次連續性

為了了解個體內在兩個時間點之性格分數的平均水準變化，以 RCI 標準化分數所形成的分配與理論預期分配的比較來評估，研究結果如表 5 所示。首先，看到國中生在個體內性格平均水準的變化，有在兩個兩年間觀察差異分配與預期差異分配皆沒有顯著的差異，如嚴謹性與開放性；也有在兩個兩年間觀察差異分配與預期差異分配皆有顯著的差異，如外向性與和悅性；其餘的向度則僅在其中兩年的觀察差異分配與預期差異分配有顯著的差異，如誠實／謙遜與情緒性。如外向性在第一、二年與第二、三年下降與上升的比例皆顯著高於預期差異分配，其中在第一、二年中下降比例明顯高於上升比例（分別為 4.4% 與 2.7%），而在第二、三年中下降與上升比例差不多（分別為 4.4% 與 5.4%）。類似的模式，和悅性在第一、二年與第二、三年下降與上升的比例都顯著高於預期差異分配，其中在第一、二年中上升比例明顯高於下降比例（分別為 8.1% 與 5.9%），而在第二、三年中則是下降比例明顯高於上升比例（分別為 9.9% 與 7.2%）。另外，誠實／謙遜僅在第二、三年上升的比例顯著高於預期差異分配，而下降比例明顯高於上升比例（分別為 10.4% 與 4.4%）；情緒性僅在第一、二觀察差異分配與預期差異分配有顯著的差異，其中下降的比例明顯較低（0.5%）。

在高職生的部分，大部分的性格向度（除了嚴謹性與情緒性外）在兩個兩年間的觀察差異分配與預期差異分配皆有顯著的差異，而情緒性僅在其中一個兩年間的觀察差異分配與預期差異分配有顯著的差異。如誠實／謙遜第一、二年與第二、三年上升與下降的比例皆顯著高於預期差異分配，兩者下降比例皆明顯高於上升比例（分別為 8.6% 與 8.1%）。相同的情況也出現在外向性與和悅性，第一、二年與第二、三年上升與下降的比例皆顯著高於預期差異分配，兩者下降比例都明顯高於上升比例（外向性，7.9% 與 8.2%；和悅性，8.7% 與 9.2%）。相反的情況，開放性則是在第一、二年與第二、三年上升比例明顯高於下降比例（皆為 4.2%）。最後，在情緒性僅在第一、二年上升的比例顯著高於預期差異分配（5.2%）。

綜合上述的結果，可以看到在國中生大部分的性格向度（除了嚴謹性與開放性外），在兩年間觀察差異分配與理論預期分配有顯著差異，且其中上升或下降比率至少有一個大於 4%，而在情緒性第一、二年的變化較為特別，下降的比例明顯低於預期比例。類似的情況，高職生在大部分的性格向度（除了嚴謹性外），在兩年間的觀察差異分配與預期差異分配有顯著差異，且其中上升或下降比率至少有一個大於 4%。國中生與高職生在六個向度中，有四個性格向度（誠實／謙遜、情緒性、外向性與和悅性）有顯著上升或下降的現象。

表 5
第一、二年與第二、三年在 HEXACO 性格向度上，信賴改變指數的個人百分比

		國中生 ($n = 405$)			高職生 ($n = 595$)			$\chi^2(df = 2)$	
		下降	沒有改變	上升	下降	沒有改變	上升		
誠實／謙遜	1—2 年	3.2%	94.3%	2.5%	0.84	8.6%	87.1%	4.4%	100.00***
	2—3 年	10.4%	85.2%	4.4%	110.58***	8.1%	87.7%	4.2%	83.97***
情緒性	1—2 年	0.5%	96.8%	2.7%	6.73*	2.5%	92.3%	5.2%	17.95***
	2—3 年	3.5%	94.8%	1.7%	2.45	2.4%	95.1%	2.5%	0.05
外向性	1—2 年	4.4%	92.8%	2.7%	6.40*	7.9%	87.1%	5.0%	88.71***
	2—3 年	4.4%	90.1%	5.4%	21.07***	8.2%	85.0%	6.7%	126.94***
和悅性	1—2 年	5.9%	85.9%	8.1%	74.20***	8.7%	84.2%	7.1%	149.42***
	2—3 年	9.9%	83.0%	7.2%	129.51***	9.2%	83.4%	7.4%	173.75***
嚴謹性	1—2 年	2.0%	96.3%	1.7%	1.48	2.7%	95.3%	2.0%	0.65
	2—3 年	3.2%	93.6%	3.2%	1.72	2.2%	94.8%	3.0%	0.90
開放性	1—2 年	2.5%	94.8%	2.7%	0.08	2.0%	93.8%	4.2%	7.54*
	2—3 年	3.0%	93.8%	3.2%	1.22	3.7%	92.1%	4.2%	10.83**

註：卡方檢驗為檢驗觀察差異分數分配與預期差異分數分配是否不同，其假設變化是隨機的，預期改變的比率為上升與下降各 2.5%，不變比率 95%。

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

(五) 自比連續性

為了了解個體內在整體性格相對排序的連續性，可以透過 Q 相關係數來評估，即計算個人在兩個時間點整體性格之相關係數， Q 相關係數愈大表示個人在兩個時間點的整體性格剖面相似度愈高，反之， Q 相關係數愈小（負值），則表示兩個時間點的整體性格剖面相似度愈低。本研究結果為國中生第一、二年的 Q 相關係數平均為 .65 ($SD = .31$ ，範圍從 -.57 至 .98)，第二、三年的 Q 相關係數平均為 .72 ($SD = .28$ ，範圍從 -.83 至 .99)，高職生第一、二年的 Q 相關係數平均為 .70 ($SD = .29$ ，範圍從 -.61 至 .99)，第二、三年的 Q 相關係數平均為 .74 ($SD = .26$ ，範圍從 -.85 至 .99)，與過去的研究相對應，有相似結果 (Klimstra et al., 2009; Van Dijk et al, 2020)。

另外，本研究也參考 Robins 等人 (2001) 模擬資料之作法，與國中生有相同平均數與標準差之模擬樣本第一、二年的 Q 相關係數平均為 .13 ($SD = .44$)，第二、三年模擬樣本的 Q 相關係數平均為 .13 ($SD = .44$)，高職生第一、二年的模擬樣本 Q 相關係數平均為 .11 ($SD = .44$)，第二、三年的模擬樣本 Q 相關係數平均為 .10 ($SD = .44$)，國中生與高職生與模擬資料結果相比，確實有高的自比連續性。

討論

本研究針對臺灣青少年之性格連續性做全面的性討論，從個體間與個體內的角度切入，且考慮平均水準與排序連續性，檢驗青少年前期（國中生樣本）與青少年後期（高職生樣本）平均水準連續性、排序連續性、個人層次連續性以及自比連續性等四個指標，並以 HEXACO 性格結構為主。另外，也先行檢驗結構連續性，以確保在研究測量的三個時間點皆有相同的性格結構。

綜合前一節的研究結果的說明，由個體間的角度檢驗青少年的性格連續性，本研究發現平均水準連續性除了誠實／謙遜有明顯的下降型態，其餘向度如情緒性、外向性、和悅性、嚴謹性與開放性皆沒有明顯的變化，與過去的研究結果部分相似，在後面有更詳細的討論。排序連續性在 HEXACO 六個向度上，不論時間間隔一年或兩年，相關係數皆大於 .5，顯示青少年階段在各個向度皆有高的個體間排序連續性。

此外，由個體內的角度檢驗青少年的性格連續性，本研究發現個人層次連續性除了在嚴謹性上顯示高個人層次連續性，其餘向度如誠實／謙遜、情緒性、外向性與和悅性則顯示低個人層次連續性，也就是在個人層次上有明顯（可信賴）的變化，另外，開放性僅在青少年後期有明顯的變化。

自比連續性在青少年前期間隔一年之平均 Q 相關係數為 .69，後期間隔一年之平均 Q 相關係數為 .72，顯示青少年階段有高的自比穩定性。

綜合個體內與個體間的平均水準連續性，發現儘管從個體間角度並未發現明顯的變化，但可以從個體內的角度發現有仍有變動。另外，綜合個體內與個體間的排序連續性，可以發現在六個向度上，皆有高的排序連續性，且有隨年齡增加有上升的型態。以下針對平均水準連續性做進一步的說明與討論，並比較平均水準連續性與個人層次連續性以及排序連續性與自比連續性之結果。

(一) 平均水準連續性

如前所述，平均水準連續性為檢驗群體在不同時間的性格測量之平均值變化，圖 1 呈現六個性格向度在不同時間點的變化特性。整體來說，雖然部分向度在有顯著的差異，但是僅達到小效果量 (Cohen, 1988)，因此以下討論的發展型態，儘管在統計上達顯著水準但是效果量不大，也就是除了誠實／謙遜外，其他向度沒有明顯的變化。由圖 1 可看到在誠實／謙遜上有下降的型態，此與過去的結果相似 (Ashton & Lee, 2016)。除此之外，其餘向度發現沒有明顯 (僅達小效果量) 變化，其中，情緒性在青少年前期與後期皆為先上升後下降的型態，而也可以看到 (見圖 1) 從青少年前期到後期是些微上升的型態，但並不明顯，這個發現也與過去多數研究結果一致 (Borghuis et al., 2017; Hoff et al., 2020; Luan et al., 2017; McCrae et al., 2002; Slobodskaya & Akhmetova, 2010)；外向性在青少年前沒有明顯變化，而在青少年後期有下降的型態，然而從圖 1 看到整體變化並不明顯，此結果與過去大部分的研究結果一致 (Borghuis et al., 2017; De Fruyt et al., 2006; Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; Luan et al., 2017; McCrae et al., 2002; Van Dijk et al., 2020)；和悅性在青少年前期沒有明顯變化，而在青少年後期有下降的型態，由圖 1 可以看到僅有些微下降，不過整體變化並不明顯，僅與過去少部分的研究結果一致 (De Fruyt et al., 2006; McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006)；嚴謹性在青少年前期為下降型態，而在青少年後期則為先下降後上升，由圖 1 可以看到整體為下降的型態，僅與過去少數研究結果一致 (De Fruyt et al., 2006)；最後，開放性在青少年前期為先下降後上升的型態，而在青少年後期則為明顯上升的型態，由圖 1 可以看到整體為上升的型態，與部分的研究結果一致 (Borghuis et al., 2017; Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006)。

誠實／謙遜在青少年前期在後兩年明顯的下降，而在青少年後期則為持續下降的型態，由圖 1 可得知，整體來說在青少年時期誠實／謙遜為下降的型態。而誠實／謙遜反映了對某些道德原則與社會規範的掌握與堅持，分數下降表示青少年用單一標準看待對的事情的傾向下降；另外，誠實／謙遜也反映是否真誠待人，以及謙遜不張揚，分數下降表示青少年與他人相處時會傾向操弄他人、不合作，或是傾向認為自己很重要，享有某些特權。Ashton 與 Lee (2016) 認為誠實／謙遜下降的原因為青少年階段的競爭激烈，處於互相爭奪資源的時期，因此較少合作利他，在誠實／謙遜的謙遜得分較低。另外，也可以根據後皮亞傑學派提出的後形式思考 (postformal thinking) 來說明青少年在誠實／謙遜下降的原因。後形式思考 (postformal thinking) 表示可以從不同觀點看待事物，了解矛盾並接受，其在青少年後期出現，青少年逐漸發展出了相對性思考與辯證性思考 (Selman & Byrne, 1974)，因此，青少年對於正確與錯誤或者對與錯的行為，並非只有單一標準，因此在誠實／謙遜之誠實可能會獲得比較低分。

在誠實／謙遜之外，其餘五項性格向度的結果可以放在性格成熟 (personality maturity) 的架構下來討論其青少年性格發展之意涵。Caspi 等人 (2005) 提出成熟原則 (maturity principle) 來解釋從青少年到成年期的性格變動。所謂的成熟原則是指在青少年後期至成人階段，由於個體要逐漸投入社會角色 (例如，進入婚姻或者進入職場) 的程度越來越高，而社會角色的投入讓個體在性格特質上出現了某種型態的變動，例如和悅性與嚴謹性上升，情緒性下降，而外向性與開放性則沒有一致的型態 (Hogan & Roberts, 2004; Klimstra et al., 2009; Roberts & Mroczek, 2008)。從前述的成熟原則的觀點來看本研究的結果，可以發現本研究的結果與性格成熟原則並不一致。之所以如此，可能原因有二，其一為青少年階段的往後推延，誠如 Sawyer 等人 (2018) 所言，晚婚以及求學與職前訓練時間拉長，使得過去所定義的社會重大里程碑及經濟獨立更加往後推延。其二，可能是因為華人父母對孩子有較多的控制，導致無法獨立，直到進入大學 (離家後)，才開始學習獨立自主。

Chao 與 Aque (2009) 發現比起歐裔青少年，華裔青少年感受到較多父母的心理控制與行為控制，但有較少負向情緒（例如，生氣）。而在臺灣家庭中，青少年父母的心理控制會使青少年在學習英語時感受到無力與無法自主安排學習進度與方式；進而使青少年在英語學習時產生較多的自我設限、逃避生疏與求助，甚至考試作弊等不適應行為（張映芬，2020）。此外，臺灣父母的心理控制也會使青少年感受到較高的社交焦慮，進而影響青少年與同儕的互動，使其遭遇較多的肢體或人際關係欺負（程景琳、陳虹仰，2015）；甚至父母心理控制會透過青年者對自我分化影響自身的社交焦慮（梁嘉鏘等人，2021）。儘管過往研究已針對華裔或臺灣父母在心理與行為控制主題進行探討；不過，就臺灣父母的心理與行為控制對青少年的性格或整體生活自主性影響的探討並不多見。因此，仍有待未來研究做進一步釐清。不過，放在本研究的結果來看，這種父母的心理與行為控制可能對青少年的獨立與自主發展有所影響，進而影響到青少年性格發展的特性。

（二）平均水準連續性與個人層次連續性之關係

平均水準連續性與個人層次連續性是比較個體內與個體間的平均水準連續性，可以進一步了解在個體間顯示的整體變化型態是否也呈現在個體內的變化型態（Pullmann et al., 2006; Robins et al., 2001）。本研究結果整體來說，可以看到類似的變化型態，例如，在誠實／謙遜在個體內與個體間的平均水準有相同的變化型態，誠實／謙遜在青少年前期與後期的平均水準連續性皆顯示下降的型態，且相同的變化型態也可以在改變的可信度指標個人百分比上看到，下降的比例皆高於上升的比例，兩者皆顯示誠實／謙遜為下降的型態。不過，有部分性格特質則顯現了即使在個體間沒有明顯變化，但仍可以看到個體內有變化。例如，情緒性、外向性與和悅性在青少年前期（國中階段）在平均水準連續性上顯示沒有明顯的變化，雖然在改變的可信度指標個人百分比看到有明顯的變化，但上升與下降的比例相近，因此在個體間的整體並沒有明顯的變化。類似的結果也出現在 Pullmann 等人（2006）的研究結果中。由上述兩者比較發現，雖然在平均水準並沒有發現顯著的變化，但從個人層次仍可以看見有些微的變化，可能由於上升的比例與下降的比例相近，因此整體沒有明顯的變化；此外，我們也可以進一步看到即使個體間沒有明顯變化，個體內層次仍有部分的人在發展的過程有不同型態的變化，未來可以進一步討論這些變化的原因。

從實務工作與應用角度來看，這個結果有其重要性。過去研究發現，不論是在青少年階段（Lengua, 2006）或者成年階段（Human et al., 2013; Klimstra et al., 2018; Magee et al., 2013），性格發展的特性（例如，某項性格向度的上升或下降）對其生活適應與身體健康有所影響的。例如，Lengua (2006) 發現青少年初期在情緒性上升趨勢的個體，其在情緒與問題行為的表現也有上升趨勢，相反的關聯則出現在嚴謹性的發展趨勢之上。再如，Human 等人（2013）則發現，在成年階段（20—75 歲），部分性格向度的變動，尤其是個體在嚴謹性變低而神經質變高，這種 Human 等人稱之為社會所不期望的性格改變（socially undesirable personality change），對其 10 年後的自陳的健康狀況與實際的身體代謝狀況都有顯著的負向影響。這種社會所不期望的性格改變類似前述提到成熟性格發展的相反方向。最後，Klimstra 等人（2018）發現大學生的性格發展趨勢與其不同面向的生活適應的發展趨勢有密切的關係，在大學期間，神經質越來越高的個體，其在自尊越來越低，社會適應及學校適應則越來越差，相反地，在嚴謹性越來越高的個體，其在自尊越來越高，社會適應及學校適應則越來越好，其餘性格向度的發展趨勢僅在自尊與社會適應上展現出正向的效果。由這些研究結果可以看到跨越不同的年齡層次，個體的性格發展與其不同適應面向都有著一定程度的關聯，尤其是神經質（或情緒性）與嚴謹性對個體生活適應的發展有著不容忽視的效果。

前述提到本研究結果儘管在平均水準上，某些性格向度在不同年齡間是沒有明顯的差異，但在個人層次卻是有明顯的上升或下降的。這種個人層次的上升或下降所展現出來的個別差異是另一個值得實務工作者特別關注的現象。Roberts 與 Yoon (2022) 特別指出過去研究展現了個人生命經驗對性格改變的個別差異可能具有某些重要的作用，譬如，工作或成就相關的經驗可能對個體的不同性格向度的改變有影響，其中，高度投入或努力工作可能對嚴謹性有提升的效果，獲得較多工作任務而成為群體中的領袖人物可能對外向性有提升的效果，工作中得到的正向經驗能對情緒穩定性有提升的效果；又或者是維持穩定的人際關係或者得到家人的持續支持可能對個體的嚴謹性與和悅性的發展有正面的影響效果，甚至出國旅遊的經驗越多的人，其和悅性、開放性及情緒穩定性越高。

當然，這些個人經驗與性格發展的個別差異之因果關係：生活事件或生命經驗可能會影響個體的性格，個體性格也可能使得其較容易經驗到某類生命經驗或生活事件（Caspi et al., 2005），這仍須要進一步研究去檢驗。不過，對青少年心理衛生工作者或者學校老師可以特別去關注青少年性格改變的個別差異，如何引導或者營造一個能讓青少年身在其中可以獲得或體驗到較多的正向生命經驗，特別是讓這些生活經驗能在青少年的生活持續地出現，這可能對青少年的性格發展有助於他們有更優質的生活適應結果。

（三）個體間與個體內的排序連續性

排序連續性在 HEXACO 六個向度上，不論時間間隔一年或兩年，相關係數皆大於 .5，與過去研究結果相似（Borghuis et al., 2017; Hoff et al., 2021; Hoff et al., 2020; Klimstra et al., 2009; Luan et al., 2017; Lucas & Donnellan, 2011; Pullmann et al., 2006; Specht et al., 2011; Van Dijk et al., 2020），顯示青少年階段在各個向度皆有高的個體間排序連續性。自比連續性在青少年前期間隔一年之平均 Q 相關係數為 .69，後期間隔一年之平均 Q 相關係數為 .72，與過去研究結果相似（Klimstra et al., 2009; Van Dijk et al., 2020），顯示青少年階段有高的自比穩定性。綜合上述，可以發現青少年階段不論在個體間或個體內皆有高的排序連續性。

此外，進一步比較青少年前期與後期的排序連續性，以檢驗連續性是否有隨年齡增加而上升的型態，結果發現後期在情緒性、外向性、嚴謹性與開放性上，相關係數顯著高於前期，有隨年齡增加而上升的型態之可能，與 Roberts 與 DelVecchio（2000）的研究有類似的結果。Caspi 等人（2005）提出累積連續性原則（cumulative continuity principle），認為個體會追求穩定的自我認定，且生理因素（例如基因）也會使個體在較長的生命週期中保持個體差異；意涵在隨年齡增加，性格特質會愈來愈穩定，也就是排序水準與自比連續性會愈來愈高，而本研究的結果符合累積連續性原則。

（四）研究限制與未來研究方向

本研究針對青少年前期與後期之性格連續性做全面的討論，分別從個體間與個體內角度了解平均水準與排序的變化，使用四個連續性指標檢驗青少年之性格連續性，有助於對青少年時期之性格發展的全面性了解。另外，相較於過去研究多以五因素性格模式為主，本研究透過 HEXACO 性格結構，包含誠實／謙遜向度，可以了解青少年時期在道德推理、真誠待人等行為傾向，而本研究結果確實也發現在誠實／謙遜有明顯下降的型態，此結果可以為青少年性格發展領域累積研究成果，並可以讓對此領域有興趣之研究者有更多的認識。

然而，本研究在研究設計上仍有些不足之處，本研究中的青少年前期與後期並非同一群受測者，意即從青少年前期到後期之發展型態並未良好的連接，因此在整體青少年時期之發展型態推論可能存在些許誤差，未來研究可以將追蹤年限拉長，從青少年前期追蹤至青少年後期，而如前述所提及，青少年時期有往後推延的可能性，未來也可以將受測者的年限拉長至大學畢業或進入職場前後。另外，在樣本收集過程中，即使已挑選三年皆為同班級之學生，仍存在樣本流失的現象，雖然人數並不多且流失資料與填寫完整之資料並沒有差異，未來建議在資料收集設計上改善樣本流失之問題；此外，雖然不分班會的情況可能使學生在生活經驗上受限，但若將高職生與國中生樣本拿來比較，在同為不分班的情況，會有較適切的比較。再者，本研究的青少年後期是以高職生為主，高職學校有較高的機率會有同性別班級或是校園中同性別比例高，例如，高工（高級工業職業）學校有較高的比例是男生，家商（家事商業職業）學校有較高的比例是女生，儘管本研究的樣本組成在男女性人數上沒有太大差異，不過，前述學校的特性可能影響到樣本組成，可能會對研究的推論有影響。最後，本研究資料收集的時間（2011年2月～2013年5月）至今已有一段的時間落差，可能有世代效應（cohort effect）的影響。關於性格向度的世代效應，Twenge（2000, 2001）以美國的大學生為研究對象，發現神經質與外向性有世代效應，然而，在研究世代效應與性格之間的關聯性時，可能會以發生社會重大事件的年段為比較的標準，例如經濟大衰退（great recession）前後的差異（Park et al., 2014）。由於當前世界，包括臺灣，都被捲入許多重要的社會事件，例如，Covid-19 所帶來的生理與心理以及在人際上的變動，又或者因俄羅斯與烏克蘭戰爭而產生的社會與經濟的變動等

等，對青少年的性格向度所產生的影響可能會與本文研究參與者所在的社會與經濟狀況有所不同，這種世代經驗所帶來的影響仍有待進一步探討，對本研究結果應用到當前的青少年仍須更加審慎。未來建議可以檢驗性格發展與世代效應之間的關聯性，並進一步探討其中可能的原因。

此外，由於本研究僅就青少年性格發展特性來加以探討，對於可能影響青少年性格發展的因素並未著墨。前節已提到可就父母對青少年的心理與行為控制在青少年性格發展的可能影響做進一步探討。而在成人性格發展的研究中，生命階段的轉換（例如，離家與否、在職到退休的轉變）可能是影響性格發展的重要因素（Schwaba & Bleidorn, 2019; Van Dijk et al., 2020），因此，在青少年階段中，環境的轉變與新環境的適應狀況（例如，從國中畢業後到外縣市就讀高中或由高中到大學的轉變）或許可能對青少年性格發展有所影響，未來建議可以將環境的轉變因素列入考量，進一步了解與青少年性格發展之關聯性。

參考文獻

- 許功餘 (2018)：〈華人青少年性格向度的構念檢核：與北美性格向度之異與同〉。《中華心理學刊》，60，1-31。[Hsu, K.-Y. (2018). Construct validation of Chinese youth personality dimensions: Correspondences between Chinese and Western personality dimensions. *Chinese Journal of Psychology*, 60, 1-31.] [https://doi.org/10.6129/CJP.201803_60\(1\).0001](https://doi.org/10.6129/CJP.201803_60(1).0001)
- 許功餘、張玉鈴 (2015)：〈費力控制與 HEXACO 性格向度對青少年內化與外化問題行為之預測效果〉。《中華心理學刊》，57，1-25。[Hsu, K.-Y., & Chang, Y.-L. (2015). Effects of effortful control and HEXACO personality traits on adolescents' internalizing and externalizing problem behaviors. *Chinese Journal of Psychology*, 57, 1-25.] <https://doi.org/10.6129/cjp.20141105>
- 張映芬 (2020)：〈父母心理支持／控制與國中生心理需求、動機涉入關係之分析〉。《當代教育研究季刊》，28 (4)，61-95。[Chang, Y.-F. (2020). The relationships among parental psychological support/control, psychological needs, and motivational engagement in junior high school students. *Contemporary Educational Research Quarterly*, 28(4), 61-95.] [https://doi.org/10.6151/CERQ.202012_28\(4\).0003](https://doi.org/10.6151/CERQ.202012_28(4).0003)
- 梁嘉鎰、吳志文、程景琳 (2021)：〈父母心理控制與成年初顯期子女之社交焦慮：自我分化的中介影響〉。《教育心理學報》，53，359-382。[Lian, C.-M., Wu, C.-W., & Cheng, C.-L. (2021). Associations between parental psychological control and social anxiety in emerging adulthood: The mediating role of differentiation of self. *Bulletin of Educational Psychology*, 53, 359-382.] [http://doi.org/10.6251/BEP.202112_53\(2\).0005](http://doi.org/10.6251/BEP.202112_53(2).0005)
- 程景琳、陳虹仰 (2015)：〈父親及母親心理控制行為與子女同儕受害的關聯：社交焦慮的中介影響〉。《教育心理學報》，46，357-375。[Cheng, C.-L., & Chen, H.-Y. (2015). The influence of parental psychological control on adolescents' peer victimization: Mediating role of social anxiety. *Bulletin of Educational Psychology*, 46, 357-375.] <https://doi.org/10.6251/BEP.20140612>
- Allemand, M., Zimprich, D., & Hertzog, C. (2007). Cross-sectional age differences and longitudinal age changes of personality in middle adulthood and old age. *Journal of Personality*, 75(2), 323-358. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2006.00441.x>
- Allik, J., Laidra, K., Realo, A., & Pullmann, H. (2004). Personality development from 12 to 18 years of age:

- Changes in mean levels and structure of traits. *European Journal of Personality*, *18*(6), 445–462. <https://doi.org/10.1002/per.524>
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2005). Honesty-Humility, the Big Five, and the Five-Factor Model. *Journal of Personality*, *73*(5), 1321–1353. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2005.00351.x>
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2007). Empirical, theoretical, and practical advantages of the HEXACO model of personality structure. *Personality and Social Psychology Review*, *11*(2), 150–166. <https://doi.org/10.1177/1088868306294907>
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2008). The HEXACO model of personality structure. In G. J. Boyle, G. Matthews, & D. H. Saklofske (Eds.), *The SAGE handbook of personality theory and assessment: Personality measurement and testing* (Vol. 2, pp. 239–260). SAGE Publications.
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2016). Age trends in HEXACO-PI-R self-reports. *Journal of Research in Personality*, *64*, 102–111. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2016.08.008>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bleidorn, W., Hopwood, C. J., & Lucas, R. E. (2018). Life events and personality trait change. *Journal of Personality*, *86*(1), 83–96. <https://doi.org/10.1111/jopy.12286>
- Borghuis, J., Denissen, J. J. A., Oberski, D., Sijtsma, K., Meeus, W. H. J., Branje, S., Koot, H. M., & Bleidorn, W. (2017). Big Five personality stability, change, and codevelopment across adolescence and early adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, *113*(4), 641–657. <https://doi.org/10.1037/pspp0000138>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, *21*(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Caspi, A., & Roberts, B. W. (1999). Personality continuity and change across the life course. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (2nd ed., pp. 300–326). Guilford Press.
- Caspi, A., & Roberts, B. W. (2001). Target article: Personality development across the life course: The argument for change and continuity. *Psychological Inquiry*, *12*(2), 49–66. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1202_01
- Caspi, A., Roberts, B. W., & Shiner, R. L. (2005). Personality development: Stability and change. *Annual Review of Psychology*, *56*, 453–484. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.141913>
- Chao, R. K., & Aque, C. (2009). Interpretations of parental control by Asian immigrant and European American youth. *Journal of Family Psychology*, *23*(3), 342–354. <https://doi.org/10.1037/a0015828>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *14*(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

- Cohen, J. (Ed.). (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1994). Set like plaster? Evidence for the stability of adult personality. In T. F. Heatherton & J. Weinberger (Eds.), *Can personality change?* (pp. 21–40). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10143-002>
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (2002). Looking backward: Changes in the mean levels of personality traits from 80 to 12. In D. Cervone & W. Mischel (Eds.), *Advances in personality science* (pp. 219–237). Guilford Press.
- Damon, W., Lerner, R. M., Kuch, D., & Siegler, R. S. (Eds.). (2006). *Handbook of child psychology, volume 2: Cognition, perception, and language* (6th ed.). John Wiley & Sons.
- De Fruyt, F., Bartels, M., Van Leeuwen, K. G., De Clercq, B., Decuyper, M., & Mervielde, I. (2006). Five types of personality continuity in childhood and adolescence. *Journal of Personality and Social Psychology, 91*(3), 538–552. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.91.3.538>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 43*(2), 121–149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative “Description of personality”: The Big-Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology, 59*(6), 1216–1229. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.6.1216>
- Haan, N., Millsap, R., & Hartka, E. (1986). As time goes by: Change and stability in personality over fifty years. *Psychology and Aging, 1*(3), 220–232. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.1.3.220>
- Hoff, K. A., Einarsdóttir, S., Chu, C., Briley, D. A., & Rounds, J. (2021). Personality changes predict early career outcomes: Discovery and replication in 12-year longitudinal studies. *Psychological Science, 32*(1), 64–79. <https://doi.org/10.1177/0956797620957998>
- Hoff, K. A., Song, Q. C., Einarsdóttir, S., Briley, D. A., & Rounds, J. (2020). Developmental structure of personality and interests: A four-wave, 8-year longitudinal study. *Journal of Personality and Social Psychology, 118*(5), 1044–1064. <https://doi.org/10.1037/pspp0000228>
- Hogan, R. (1996). A socioanalytic perspective on the Five-Factor Model. In J. S. Wiggins (Ed.), *The Five-Factor Model of personality: Theoretical perspectives* (pp. 163–179). Guilford Press.
- Hogan, R., & Roberts, B. W. (2004). A socioanalytic model of maturity. *Journal of Career Assessment, 12*(2), 207–217. <https://doi.org/10.1177/1069072703255882>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*(4), 424–453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Human, L. J., Biesanz, J. C., Miller, G. E., Chen, E., Lachman, M. E., & Seeman, T. E. (2013). Is change bad? Personality change is associated with poorer psychological health and greater metabolic syndrome in midlife. *Journal of Personality, 81*(3), 249–260. <https://doi.org/10.1111/jopy.12002>
- Jacobson, J. S., & Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 59*(1), 12–19. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.59.1.12>
- Jorgensen, T. D. (2016, May 14). *If the effect size you want is Cohen's D, then you have it easy. If latent variances are fixed to* [Comment on the online forum post Effect size of latent mean differences]. Google Groups. <https://groups.google.com/g/lavaan/c/Tk9wBUrc0II>
- Kenny, D. A. (2020, June 5). *Measuring model fit*. <http://davidakenny.net/cm/fit.htm>
- Klimstra, T. A., Hale, W. W. III, Raaijmakers, Q. A., Branje, S. J., & Meeus, W. H. (2009). Maturation of personality in adolescence. *Journal of Personality and Social Psychology, 96*(4), 898–912. <https://doi.org/10.1037/a0014746>
- Klimstra, T. A., Nofhle, E. E., Luyckx, K., Goossens, L., & Robins, R. W. (2018). Personality development and adjustment in college: A multifaceted, cross-national view. *Journal of Personality and Social Psychology, 115*(2), 338–361. <https://doi.org/10.1037/pspp0000205>
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2004). Psychometric properties of the HEXACO personality inventory. *Multivariate Behavioral Research, 39*(2), 329–358. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3902_8
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2006). Further assessment of the HEXACO Personality Inventory: Two new facet scales and an observer report form. *Psychological Assessment, 18*(2), 182–191. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.18.2.182>
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2018). Psychometric properties of the HEXACO-100. *Assessment, 25*(5), 543–556. <https://doi.org/10.1177/1073191116659134>
- Lengua, L. J. (2006). Growth in temperament and parenting as predictors of adjustment during children's transition to adolescence. *Developmental Psychology, 42*(5), 819–832. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.42.5.819>
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(2), 151–173. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1
- Luan, Z., Hutteman, R., Denissen, J. J., Asendorpf, J. B., & van Aken, M. A. (2017). Do you see my growth? Two longitudinal studies on personality development from childhood to young adulthood from multiple perspectives. *Journal of Research in Personality, 67*, 44–60. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2016.03.004>
- Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2011). Personality development across the life span: Longitudinal analyses with a national sample from Germany. *Journal of Personality and Social Psychology, 101*(4), 847–861. <https://doi.org/10.1037/a0024298>
- Magee, C. A., Heaven, P. C., & Miller, L. M. (2013). Personality change predicts self reported mental

- and physical health. *Journal of Personality*, 81(3), 324–334. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2012.00802.x>
- McCrae, R. R., Costa, P. T., Jr., Terracciano, A., Parker, W. D., Mills, C. J., De Fruyt, F., & Mervielde, I. (2002). Personality trait development from age 12 to age 18: Longitudinal, cross-sectional and cross-cultural analyses. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(6), 1456–1468. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.83.6.1456>
- McCrae, R. R., & John, O. P. (1992). An introduction to the Five-Factor Model and its applications. *Journal of Personality*, 60(2), 175–215. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1992.tb00970.x>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525–543. <https://doi.org/10.1007/bf02294825>
- Moshagen, M., Thielmann, I., Hilbig, B. E., & Zettler, I. (2019). Meta-analytic investigations of the HEXACO Personality Inventory (-Revised): Reliability generalization, self-observer agreement, intercorrelations, and relations to demographic variables. *Zeitschrift für Psychologie*, 227(3), 186–194. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000377>
- Park, H., Twenge, J. M., & Greenfield, P. M. (2014). The Great Recession: Implications for adolescent values and behavior. *Social Psychological and Personality Science*, 5(3), 310–318. <https://doi.org/10.1177/1948550613495419>
- Pullmann, H., Raudsepp, L., & Allik, J. (2006). Stability and change in adolescents' personality: A longitudinal study. *European Journal of Personality*, 20(6), 447–459. <https://doi.org/10.1002/per.611>
- Roberts, B. W. (2018). A revised sociogenomic model of personality traits. *Journal of Personality*, 86(1), 23–35. <https://doi.org/10.1111/jopy.12323>
- Roberts, B. W., Caspi, A., & Moffitt, T. E. (2001). The kids are alright: Growth and stability in personality development from adolescence to adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(4), 670–683. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.81.4.670>
- Roberts, B. W., & DelVecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 126(1), 3–25. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.1.3>
- Roberts, B. W., & Mroczek, D. (2008). Personality trait change in adulthood. *Current Directions in Psychological Science*, 17(1), 31–35. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2008.00543.x>
- Roberts, B. W., Walton, K. E., & Viechtbauer, W. (2006). Patterns of mean-level change in personality traits across the life course: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 132(1), 1–25. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.1.1>
- Roberts, B. W., & Yoon, H. J. (2022). Personality psychology. *Annual Review of Psychology*, 73, 489–516. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-020821-114927>
- Robins, R. W., Fraley, R. C., Roberts, B. W., & Trzesniewski, K. H. (2001). A longitudinal study of personality change in young adulthood. *Journal of Personality*, 69(4), 617–640. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.694157>

- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rosseel, Y. (2013, February 14). *If you must constrain the means to be equal across all groups, you should fix them to zero. The means* [Comment on the online forum post Difference in latent variable means in multigroup analysis]. Google Groups. <https://groups.google.com/g/lavaan/c/xCgsK6I5vQo?pli=1>
- Sawyer, S. M., Azzopardi, P. S., Wickremarathne, D., & Patton, G. C. (2018). The age of adolescence. *The Lancet Child & Adolescent Health*, 2(3), 223–228. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(18\)30022-1](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(18)30022-1)
- Schaie, K. W. (1965). A general model for the study of developmental problems. *Psychological Bulletin*, 64(2), 92–107. <https://doi.org/10.1037/h0022371>
- Schwaba, T., & Bleidorn, W. (2019). Personality trait development across the transition to retirement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 116(4), 651–665. <https://doi.org/10.1037/pspp0000179>
- Selman, R. L., & Byrne, D. F. (1974). A structural-developmental analysis of levels of role-taking in middle childhood. *Child Development*, 45(3), 803–806. <https://doi.org/10.2307/1127850>
- Slobodskaya, H. R., & Akhmetova, O. A. (2010). Personality development and problem behavior in Russian children and adolescents. *International Journal of Behavioral Development*, 34(5), 441–451. <https://doi.org/10.1177/0165025409352825>
- Specht, J., Egloff, B., & Schmukle, S. C. (2011). Stability and change of personality across the life course: The impact of age and major life events on mean-level and rank-order stability of the Big Five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(4), 862–882. <https://doi.org/10.1037/a0024950>
- Srivastava, S., John, O. P., Gosling, S. D., & Potter, J. (2003). Development of personality in early and middle adulthood: Set like plaster or persistent change? *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(5), 1041–1053. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.5.1041>
- Thielmann, I., Akrami, N., Babarović, T., Belloch, A., Bergh, R., Chirumbolo, A., Čolović, P., De Vries, R. E., Dostál, D., Egorova, M., Gnisci, A., Heydasch, T., Hilbig, B. E., Hsu, K.-Y., Izdebski, P., Leone, L., Marcus, B., Mededović, J., Nagy, J., ... Lee, K. (2019). The HEXACO-100 across 16 languages: A large-scale test of measurement invariance. *Journal of Personality Assessment*, 102(5), 714–726. <https://doi.org/10.1080/00223891.2019.1614011>
- Twenge, J. M. (2000). The age of anxiety? Birth cohort change in anxiety and neuroticism, 1952–1993. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(6), 1007–1021. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.6.1007>
- Twenge, J. M. (2001). Birth cohort changes in extraversion: A cross-temporal meta-analysis, 1966–1993. *Personality and Individual Differences*, 30(5), 735–748. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00066-0](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00066-0)
- Van den Akker, A. L., Deković, M., Asscher, J., & Prinzie, P. (2014). Mean-level personality development across childhood and adolescence: A temporary defiance of the maturity principle and bidirectional associations with parenting. *Journal of Personality and Social Psychology*, 107(4), 736–750. <https://doi.org/10.1037/xap0000011>

doi.org/10.1037/a0037248

- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods, 3*(1), 4–69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Van Dijk, M. P. A., Hale, W. W. III, Hawk, S. T., Meeus, W., & Branje, S. (2020). Personality development from age 12 to 25 and its links with life transitions. *European Journal of Personality, 34*(3), 322–344. <https://doi.org/10.1002/per.2251>
- Wright, A. G., Pincus, A. L., & Lenzenweger, M. F. (2012). Interpersonal development, stability, and change in early adulthood. *Journal of Personality, 80*(5), 1339–1372. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2012.00761.x>

收稿日期：2022 年 05 月 12 日
一稿修訂日期：2022 年 05 月 15 日
二稿修訂日期：2022 年 07 月 15 日
三稿修訂日期：2022 年 08 月 19 日
四稿修訂日期：2022 年 08 月 23 日
五稿修訂日期：2022 年 11 月 07 日
接受刊登日期：2022 年 11 月 14 日

Bulletin of Educational Psychology, 2023, 54(4), 945–972
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R. O. C.

Multiple Indicators of Personality Development for Taiwanese Adolescents: The HEXACO Model of Personality as a Framework

Yi-Shan Tsai

Shao-Chun Chuang

Kung-Yu Hsu

Department of Psychology,
National Chung Cheng University

The development of personality traits has received considerable attention from scholars in recent 20 years (Caspi et al., 2005). However, few studies in Taiwan have examined the development of personality in teenagers. Therefore, this study, with a longitudinal design, analyzed the patterns of personality trait development in adolescents by using the Honesty–Humility, Emotionality, Extraversion, Agreeableness, Conscientiousness, and Openness to Experience (HEXACO) personality model. Mean-level continuity, rank-order continuity, ipsative continuity, and individual-level change were employed as indicators of personality development. However, structural continuity was first examined to validate the consistent structure of constructs across time (De Fruyt et al., 2006).

Mean-level continuity is a measure of the average difference in the personality traits of the same group of individuals across time or simultaneously between different age groups (Wright et al., 2012). Studies (Ashton & Lee, 2016) have revealed a pattern of increasing agreeableness and a pattern of decreasing honesty–humility during adolescence. However, the development patterns for the remaining dimensions are inconsistent, and they differ between preadolescence and postadolescence. Rank-order continuity indicates the stability of individuals with respect to their relative rankings on certain personality traits within a group or between time points. This measurement is generally calculated using the coefficient of correlation between specific personality traits at two time points (Wright et al., 2012). Roberts and DelVecchio (2000) found that the average correlation coefficient in the age group from 12 to 17.9 years ranged from .46 to .48 (Borghuis et al., 2017; Klimstra et al., 2009). Third, individual-level change is a measure of intraindividual comparison; the differences in a particular personality trait in the same individual across time are evaluated. The reliability change index is primarily employed to compare an observed distribution with the theoretically expected distribution (i.e., normal distribution) and involves calculating standardized scores of the difference scores between two time points. Studies have indicated that the change ratios of adolescents in the United States and Estonia were higher than the theoretically expected distribution (McCrae et al., 2002; Pullmann et al., 2006). Finally, ipsative continuity indicates the continuity of overall personality traits over time and is commonly expressed using the Q correlation coefficient (Wright et al., 2012). there were higher cross-time stabilities in overall personality during postadolescence than during preadolescence (Klimstra et al., 2009; Van Dijk et al., 2020).

This data analyzed here was from a study of the “investigation of adolescent personality and social behavior in daily life” (Hsu & Chang, 2015). There were 594 junior high school students (JHSSs) and 991 vocational high school students (VHSSs) in Taiwan over 3 years. Of the participants who completed the 3-year follow-up, 405 were JHSSs ($M = 12.96$, $SD = 0.62$; 185 male) and 595 were VHSSs ($M = 15.73$, $SD = 0.59$; 346 male). All participants were instructed to complete the Chinese version of the HEXACO-100 Personality Inventory (Hsu & Chang, 2015) each year. The scale comprises six major dimensions of personality (i.e., honesty–humility, emotionality, extraversion, agreeableness, conscientiousness, and openness), with 16 items

in each dimension; these items are scored using a 5-point Likert scale (1 = completely disagree to 5 = completely agree). The Chinese version of each subscale has good reliability, with values of Cronbach's α ranging from .73 to .78.

Before the formal analyses, we employed multi-group confirmatory factor analysis (MGCF) to validate the structural consistency across 3 years in these two groups. We constructed four models to assess invariance in the measurement structure over time in accordance with the recommendations of Meredith (1993): A configural invariance model, a factor loadings invariance model, an intercept invariance model, and a residuals invariance model. The results revealed structural continuity for the two student groups over 3 years; the JHSSs had intercepts invariance and the VHSSs had residuals invariance.

Mean-level continuity was evaluated using MGCF by incorporating a model for mean invariance. This model was used to examine average differences in the levels of the measured constructs across time. The results revealed that the fit for mean-level invariance was not good for neither the JHSSs nor the VHSSs. Four types of patterns may be observed when examining changes in mean-level continuity: A declining pattern, a rising pattern, a V-shaped pattern, and a flat pattern. In the VHSSs, the honesty–humility construct had a declining pattern over the 3 years. In addition, the honesty–humility and conscientiousness constructs for the JHSSs and the agreeableness construct for the VHSSs exhibited significant differences only in the first and third years. For the VHSSs, only the openness construct exhibited a rising pattern, with a significant difference discovered between the first and third years. The openness construct for the JHSSs had a V-shaped pattern, and the emotionality construct for the VHSSs had an inverted V-shaped pattern. Finally, the remaining dimensions in the two samples had flat patterns (i.e., nonsignificant mean-level difference over 3 years).

Rank-order continuity was analyzed using correlations between two time points (Roberts & DelVecchio, 2000). The correlation coefficients indicated a high level of effectiveness in capturing rank-order continuity between the same personality dimension in adjacent years for both JHSSs and VHSSs. Furthermore, when analyzing extraversion standardized by Z score, this study found that the correlation coefficient for VHSSs was significantly higher than that for JHSSs for two adjacent years. However, for emotionality, conscientiousness, and openness, the correlation coefficients for VHSSs were significantly higher than those for JHSSs only in the first and second years. Honesty–humility and agreeableness did not differ significantly between the two groups in adjacent years.

This study analyzed the change in personality scores of individuals between two time points by comparing the observed difference distribution with the theoretically expected distribution. With respect to JHSSs, the results revealed significant differences between the observed difference distributions of extraversion and agreeableness from the theoretically expected distributions in two adjacent years. In addition, significant differences in honesty–humility and emotionality were discovered between the second and third years and the first and second years, respectively. With respect to VHSSs, the results revealed significant differences between the observed difference distributions of honesty–humility, extraversion, agreeableness, and openness in the first and second year and in the second and third year from the expected difference distributions. Notably, the proportion of individuals with decreasing scores in honesty–humility was greater than those with rising scores.

Ipsative continuity, expressed using the Q correlation coefficient, is used to evaluate the continuity of the relative rankings of an individual's overall personality traits over time. A higher coefficient indicates greater similarity in the overall personality profile at the two time points. The average Q correlation coefficient for JHSSs was .65 and .72 in adjacent years. The average Q correlation coefficient for VHSSs was .70 and .74 in adjacent years. In addition, when comparing the Q correlation coefficient calculated from the actual data with that obtained from simulation samples with the same means and standard deviation, the Q correlation coefficient of the actual data was greater. This finding suggests a high level of ipsative continuity in both groups.

This study examined personality development in adolescence by evaluating both mean-level and rank-order continuity from the interindividual and intraindividual perspectives. Four indicators—mean-level continuity, rank-order continuity, individual-level change, and ipsative continuity—were analyzed in preadolescent (i.e., JHSS) and postadolescent (i.e., VHSS) samples. The mean-level continuity results revealed no clear changes in the dimensions except for in honesty–humility (decreasing pattern), which agrees with the results of a relevant study (Ashton & Lee, 2016). Adolescents may compete with peers to obtain resources during adolescence, resulting in less frequent cooperative and altruistic behaviors (Ashton & Lee, 2016). The correlation coefficient for rank-order continuity was greater than 0.5 for both 1-year and 2-year intervals. The results indicated a large individual-level change in conscientiousness; small individual-level changes were found in other dimensions, such as honesty–humility, emotionality, extraversion, and agreeableness. The average Q correlation coefficient of ipsative continuity in 2 years of preadolescence was .69, whereas that in 2 years of postadolescence was .72, indicating high ipsative stability in

adolescence. The overall results of mean-level continuity and individual-level changes revealed changes within individuals over time but no significant changes in individuals for certain personality traits (e.g. emotionality).

The design of this study can be improved in several way. The use of different participants in the preadolescence and postadolescence phases created a disconnect in the development patterns, resulting in potential errors when explaining the development pattern of the adolescent period. In addition, the onset of adolescence varies; therefore, future studies may yield valuable insights by extending the duration over which individuals are tracked to when they graduate from college or enter the workforce.

Keywords: adolescent personality development, HEXACO model, personality continuity

