

接受教育年數和國民所得關係之 跨國研究：以性別平等為中介變項的 縱貫觀察

張 芳 全

國立臺北教育大學教育經營與管理學系教授

摘要

各國的國民所得提升，不僅與人力資本的增加有關，更與推動性別平等息息相關。本研究以 2000、2005、2010、2015、2020 年各 100 多個國家為樣本，運用 UNDP (2025) 及行政院主計總處 (2025) 資料，分析接受教育年數透過性別平等對國民所得之影響。研究顯示，五個年度各國的受教育年數對國民所得具有直接正向顯著效果，以及 2000、2005、2010、2015、2020 年的性別平等在受教育年數與國民所得之間發揮明顯的中介效果。也就是，性別平等之中介效果隨時間推移而增強（由 0.10 上升至 0.16）。同時教育累積效益與性別平等對於國民所得具有延遲的影響。本研究貢獻在於長期觀察全球的接受教育年數與性別平等對經濟發展的影響，各國除了人力資本累積之外，改善性別平等可以更有效提升國民所得，提供政策制定依據。

關鍵詞：中介效果、受教育年數、性別平等、國民所得、跨國縱貫研究

壹、緒論

一、研究動機

性別平等不僅是各國的基本人權，也是永續發展基礎。聯合國（United Nations [UN], 2015）提出 17 項永續發展目標（Sustainable Development Goals [SDGs]）將性別平等列為重要目標之一。現有研究探討各國的受教育年數對國民所得的影響，尤其以性別平等為中介變項相當少（Christie-Mizell, 2006）。Sarangi 等人（2023）指出，性別平等與國家發展是任何經濟體維持永續經濟成長的重要部分。因此，性別平等對於經濟發展相當重要。本研究探討 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家受教育年數對於國民所得的影響之外，也探討性別平等在受教育年數與國民所得之間是否具有中介效果？

本研究所分析議題有其重要性：一是探討各國國民所得的影響因素，突顯經濟發展仍有其價值性，國民所得是國家發展的重要指標之一，也是衡量性別平等的重要指標之一（UNDP, 2025），因此納入探究；二是各國國民接受的教育年數反映出人力資本質量的重要指標，國民接受的受教育年數愈長，代表有更多的知識與能力可以更多生存與選擇，這可以從人力資本與經濟收入的關聯來支持。三是長期以來性別平等在國際間受到重視。聯合國開發計畫署（United Nations Development Programme [UNDP], 2025）建構性別不平等指數（gender inequality index [GII]）來瞭解各國的發展程度，就可以瞭解性別平等的重要性及價值性，因此本研究納入探討。

Diego 等人（2024）指出，開發中國家多數女性在社會角色及投入勞動市場受限，因而國民所得較男性低，尤其是落後國家在此問題更嚴重。它突顯出性別平等是目前國際的重要問題。Lips（2013）指出，各國的性別經濟收入差距長期普遍存在，女性國民所得較低是社會及職場歧視所致。這兩篇研究沒有討論性別平等在受教育年數與國民所得之間的重要性。人力資本理論（human capital theory）支持教育投資對於個人及國家有

經濟與非經濟效益 (Peet et al., 2015)。以此議題來說，國家教育投資有助於社會的性別平等提高，以及國民所得提高。然而現有研究並沒有探究性別平等在受教育年數與國民所得之間的中介角色。本研究探討 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家受教育年數對於國民所得的影響、受教育年數對於性別平等的影響，以及性別平等在兩者之間的中介效果。受教育年數是人力資本之重要指標，它是衡量擁有知識技能的一部分，受教育年數愈多代表勞動者有較高的生產力，進而影響國民所得。然而國民所得不僅受到人力資本影響，更與性別平等有關。本研究以性別平等為受教育年數與國民所得之間的中介變項，主要考量性別平等環境讓人感受到受尊重，讓勞動者願意投入勞動市場機會提高，同時在勞動市場獲得平等待遇，更可以獲得更多經濟與非經濟效益。

本研究納入性別平等指數分析可以突顯，國家發展不單以經濟因素來衡量，而且更可以看出教育發展、性別平等指數和經濟發展之間的關係。近年來臺灣的受教育年數、國民所得及性別平等指數可以蒐集到資料，因此在研究之列。因此本研究以性別平等作為受教育年數和國民所得之間的中介變項之原因，一方面是接受更多的教育可以提高性別平等觀念及作為，另一方面因為國家教育年數擴充，代表對性別平等的重視與性別平等環境改善，有助於投入勞動市場的人力增加，同時有益於這些勞動者的經濟收入提高。

基於上述，性別平等是受教育年數與國民所得之間的重要中介因素，然而 2000、2005、2010、2015 及 2020 年全球 100 多個國家的性別平等指數在受教育年數與國民所得之間是否具有中介效果，需要經本研究分析。選擇 2000 年為分析起始年在於 UNDP 自 1990 年起有 GII 統計數據，然而 2000 年國家有 GII 者較多；以每一年作為觀察年度在於年度相差年數短，各國 GII 的成長變化不明顯，加上受教育年數及國民所得亦難有明顯增長，因此以五年為間隔作為觀察的依據。此外，各國教育投資效果往往具有時間遞延，因此應該考量進行滯後變項的分析模型，也就是把前幾期

($t-1$) 的受教育年數或性別平等納入當期(t) 國民所得模型的分析，這更能反映教育累積效益與性別平等制度化的延遲影響；同時也可探討性別平等指數之中介變項的遞延作用，若性別平等指數提升，在若干年後才反映於國民所得。本研究以每五年來估計延遲效果，稱為「延宕模式」，也就是以 2000 年（2005/2010）的受教育年數，透過 2005 年（2010/2015）的性別平等指數，間接對於 2010 年（2015/2020 年）的國民所得之影響。

二、研究目的

本研究目的如下：瞭解 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年全球 100 多個國家的受教育年數透過性別平等指數對國民所得之影響，以掌握各年度的受教育年數對國民所得的直接效果，並分析性別平等指數在受教育年數與國民所得之間的中介效果。同時在延宕模式，上述的直接效果與中介效果的情形。

貳、文獻探討

一、性別平等在國家發展的重要

性別平等有益於男女在生活機會和公共參與，甚至可以提高國家發展水準。UN（2015）提出 17 項 SDGs，性別平等為永續目標五，認為性別歧視破壞社會結構與貶低人的價值。張芳全（2024）以性別平等觀點探索國家發展，突破原先以經濟、教育、社會、科技、健康與幸福感分析，這說明了性別平等可以詮釋各國的發展程度。Michal（2013）評估人力資本和性別平等在解釋 11 個中歐經濟體的雙邊外國投資的重要性指出，促進人力資本發展和性別平等是經濟發展的先決條件，因此該研究的重點關注該地區，如果外國投資主要以低成本為導向，那麼在健康和教育機會的性別不平等造成大量低薪工人，除非生產力水平沒有受到性別差異的嚴重阻礙，否則這些工人會被剝削；同時女性在國會中的代表性是性別差距的另

一重要面向，這也可能會影響外國投資者是否投資的決策參考。簡言之，性別平等是基本人權和長期經濟福祉與繁榮的優先事項，是應該正視的重要問題。

受教育年數與國民所得是衡量性別平等重要指標（UNDP, 2025）。已開發國家屬於開放社會，較重視兩性平等，因而男女性國民所得較為平等（張芳全，2020）。Thévenon 與 Del Pero（2015）以 1960 年至 2008 年 30 個國家數據分析指出，女性教育程度相對於男性高，對國民所得成長有正向顯著影響，此一情形在不同時期區分仍具有高度穩定性，同時教育程度對經濟成長具有影響力。Heath 與 Jayachandran（2016）指出，近年來大多數開發中國家有兩個重要趨勢是女性勞動參與率上升和入學率的性別差距縮小，他們指出女性教育程度提高原因包括就業機會增加和促進女童教育的政策介入；女性就業率上升是因為國家以體力型產業轉向服務業，以及提高女童教育水準政策有關。也就是說，性別平等使得女性教育和勞動力供給增加，也對女性福祉有所影響。

總之，性別平等在經濟、教育、社會等國家發展有其重要；國家愈先進，男女性社會地位劣勢及就業歧視愈少，性別愈平等。這說明性別平等對國家發展具有重要角色。

二、全球各地理區域及不同發展程度國家發展

減少性別不平等是全球關注的重大政策議題，也是永續發展目標之一。然而 2000 至 2020 年全球各地理區域及不同發展程度國家的受教育年數、性別平等指數及國民所得的成長各多少？UNDP（2025）提出的人類發展指數（human development index [HDI]）在 0 至 1.0，國家分為極高度 HDI 國家（very high human development）（.80 以上）、高度 HDI 國家（high human development）（.70 至 .799）、中度 HDI 國家（medium human development）（.55 至 .699）及低度 HDI 國家（low human development）（在 .549 以下）來瞭解不同發展程度及在各區域的情形。

(一) 受教育年數

表 1 看出 2000 年至 2020 年之間極高 HDI 國家、高度 HDI 國家、中度 HDI 國家及低度 HDI 國家的受教育年數各增加 1.47 年、2.10 年、2.38 年、1.28 年；不同地理區域以阿拉伯國家的 2.94 年最高，歐洲及中亞洲國家的 1.75 年最低。世界的平均受教育年數增加 1.62 年。顯然，不同發展程度及不同地理區域的受教育年數都有提高。

表 1

2000 至 2020 年各地理區域及不同發展程度國家受教育年數

變項/年代	2000	2005	2010	2015	2020	2020-2000
極高 HDI 國家	10.94	11.37	11.76	12.04	12.41	1.47
高度 HDI 國家	6.42	7.05	7.52	8.01	8.52	2.10
中度 HDI 國家	4.18	4.63	5.15	5.78	6.56	2.38
低度 HDI 國家	2.76	3.38	3.64	4.07	4.04	1.28
阿拉伯國家	5.10	5.69	6.39	7.27	8.04	2.94
東亞及大洋洲國家	6.06	6.69	7.15	7.62	8.10	2.04
歐洲及中亞洲國家	8.87	9.32	9.84	10.22	10.62	1.75
拉丁美洲及加勒比海國家	6.63	7.25	7.82	8.39	9.00	2.37
南亞洲國家	4.33	4.83	5.29	5.90	6.55	2.22
薩哈拉非洲國家	4.06	4.58	5.04	5.55	5.94	1.88
世界平均	7.03	7.48	7.84	8.23	8.66	1.62

資料來源：整理自 UNDP (2025)。

(二) 國民所得與性別平等指數

表 2 看出 2000 年至 2020 年極高 HDI 國家、高度 HDI 國家、中度 HDI 國家及低度 HDI 國家的國民所得各增加 10,447.31 美元、9,200.97 美元、3,535.66 美元與 847.55 美元；而不同地理區域以薩哈拉非洲國家的 1,290.04 美元最少，東亞及大洋洲國家的 12,114.68 美元最多。在性別平等指數方

面，2000 年至 2020 年極高 HDI 國家、高度 HDI 國家、中度 HDI 國家各提高 0.14、0.09、0.13；不同地理區域以南亞洲的 0.20 提升最多，東亞及大洋洲國家的 0.07 提升最少，世界平均提升 0.10。顯然，不同人類發展程度及地理區域的性別平等指數及國民所得成長都有提高趨勢。

表 2

2000 至 2020 年各地理區域及不同發展程度國家國民所得與性別平等指數

變項/年代	2000	2005	2010	2020	2023	2020-2000
國民所得						
極高 HDI 國家	38051.29	42167.76	44042.43	47633.62	48498.61	10447.31
高度 HDI 國家	6910.37	8738.47	11701.84	14173.46	16111.34	9200.97
中度 HDI 國家	3151.55	3866.29	4913.20	6106.03	6687.21	3535.66
低度 HDI 國家	2079.39	2354.82	2621.46	2775.34	2953.94	874.55
阿拉伯國家	12979.20	14476.78	14734.59	15649.64	14840.66	1861.46
東亞及大洋洲國家	4727.77	6674.13	10081.55	13602.38	16842.45	12114.68
歐洲及中亞洲國家	10196.90	13520.27	15891.30	18862.97	20431.49	10234.59
拉丁美洲及加勒比海國家	14155.96	14843.75	16969.25	18143.51	16165.31	2009.35
南亞洲國家	3604.92	4436.85	5549.53	6518.25	7301.59	3696.68
薩哈拉非洲國家	2915.02	3408.02	3880.14	4345.82	4205.05	1290.04
世界平均	12673.48	14255.40	15800.08	17607.74	18407.33	5733.85
性別平等指數						
極高 HDI 國家	0.72	0.76	0.79	0.83	0.86	0.14
高度 HDI 國家	0.57	0.60	0.61	0.64	0.66	0.09
中度 HDI 國家	0.34	0.38	0.42	0.44	0.47	0.13
低度 HDI 國家	-	0.35	0.38	0.40	0.42	-
阿拉伯國家	0.34	0.37	0.41	0.45	0.46	0.12
東亞及大洋洲國家	0.61	0.63	0.63	0.65	0.68	0.07

(續下頁)

表 2

2000 至 2020 年各地理區域及不同發展程度國家國民所得與性別平等指數（續）

變項/年代	2000	2005	2010	2020	2023	2020-2000
歐洲及中亞洲國家	0.60	0.65	0.69	0.73	0.77	0.17
拉丁美洲及加勒比海國家	0.52	0.55	0.57	0.59	0.61	0.09
南亞洲國家	0.32	0.39	0.44	0.48	0.52	0.20
薩哈拉非洲國家	0.35	0.38	0.40	0.42	0.43	0.08
世界平均	0.44	0.48	0.50	0.52	0.54	0.10

資料來源：整理自 UNDP（2025）。

三、受教育年數、性別平等與國民所得之相關研究

許多研究探討受教育年數、性別平等與國民所得之相關，說明如下：

（一）受教育年數與性別平等

教育可以提升性別平等觀念。接受教育機會愈多，受教育年數愈長對於國家的性別平等提升有幫助。張芳全（2012）分析男女教育機會差距發現，多數開發中國家的男性教育機會高於女性，已開發國家男女教育機會相近或女性教育在學率高於男性；國家經濟愈好會縮減男女教育在學率差距。Sen（1987）指出，發展是一種功能與機會的擴充。他認為，個體擁有更多的能力，就可以進行更多的選擇、增加生活機會與參與公共事務，進而提高生活質樣。國家發展之歷程中，國民受教育年數提高，對於國民生活能力擴展有助益。接受育年數代表從接受教育自我實現，受教育年數提高，增加國家人力資本，也對於性別平等有助益。Mina 與 McGillivray（2015）利用撒哈拉以南的非洲、北非和中東國家數據，探討教育領域的性別不平等對人均國民所得的影響，使用兩個性別不平等指標：小學教育中女性與男性入學率差距，以及中學教育中女性與男性入學率差距結果表明，小學和中學教育的性別不平等對經濟收入有統計顯著負面效應，尤其

在北非和中東國家；在相對開放經濟體中，教育領域的性別不平等似乎具有正面效應，這表明貿易雖然有助於提高經濟收入，但也可能伴隨更大不平等。整體而言，減少性別不平等和實現普及初等教育的重視有充分理由。Bui 等人（2018）指出，性別不平等對經濟發展產生負面影響，它限制勞動市場的發展並削弱婦女的賦權，並探討性別不平等對開發中國家外國投資的影響，以 1992 年至 2011 年亞太地區 27 個開發中國家資料分析發現，性別平等在吸引外國投資流入開發中國家發揮著重要作用，性別愈平等國家，愈能吸引外國投資。Jayachandran（2015）探討國家發展過程之中的性別差距縮小機制發現，雖然經濟發展與性別不平等之間關係可以用發展過程來解釋，但是社會發展的特定因素也發揮作用；許多貧窮國家的文化規範加劇對男性偏好，諸如父系社會和對女性純潔的關注，有益於解釋印度和中國的性別比例偏向男性，以及印度、中東和北非等地區的女性就業率低。

總之，許多研究支持教育程度愈高，愈會重視性別平等權益，可以帶動性別平等觀念，提高性別平等。這提供本研究假設的依據。

（二）教育發展與國民所得

國民所得是衡量國家發展的重要指標，而教育投資對於經濟發展有明顯貢獻。張芳全（2023）分析指出，2000 年 175 個國家每增加教育年數一年可以提高 11.2% 的國民所得；2020 年提升至 16.6%。Tansel 與 Gungor（2013）以 1975 年至 2000 年土耳其資料研究指出，女性教育程度對穩態勞動生產力及經濟發展有顯著正向影響，而男性教育對穩態勞動生產力為正向影響但沒有達到統計的顯著水準。Peet 等人（2015）以 1985 年至 2012 年 25 個開發中國家分析指出，開發中國家平均教育收益率為 7.6%，其中女性教育收益率高於男性，非洲和拉丁美洲地區的教育收益率高於亞洲和東歐國家。

總之，受教育年數愈長，對賺取國民所得有助益。教育投資有助於人力資本提高，提高國民所得。這提供本研究假設的依據。

（三）性別平等與國民所得

性別愈平等與受教育年數愈長的國家，國民所得會愈高（UNDP, 2025）。Galor 與 Moav（2004）認為在國家發展過程中，人力資本是經濟成長主要引擎，在國家發展過程中，性別不平等對經濟成長提升有負面影響。Arora（2012）以教育和醫療衛生服務取得情形作為性別不平等替代指標，分析印度各邦的性別不平等和邦的開放程度結果發現，在印度地方層面，人均國民所得愈高，性別不平等程度愈低；然而在一些高經濟收入的邦，性別不平等非常嚴重，在開放度指數較高的邦，性別不平等程度較高。Busse 與 Spielmann（2006）以 92 個已開發國家與開發中國家為樣本，探討性別不平等與貿易流動之間的國際連結發現，性別薪資不平等與以勞動密集型產品為主呈正相關，即性別薪資差距較大的國家，此類產品的出口量較高；勞動活動率和教育程度的性別不平等與勞力密集產品為主亦呈負相關。Eastin 與 Prakash（2013）研究經濟發展與性別平等之間關係，藉由庫茲涅茨曲線（Kuznets curve）概念，假設經濟發展與性別不平等之間關係呈曲線，並分為三個不同階段，第一階段是經濟發展促進性別平等，性別平等提高女性的勞動參與，人力資本機會賦予女性更高的政治和社會認可；第二階段是勞動分層和性別歧視導致男女收入軌跡分化，這降低女性退出勞動市場的機會成本，並抵制社會對性別規範，初期性別平等進步減緩；最後階段是隨著教育參與度提高和技術進步為女性提供就業機會，促進社會制度和規範，克服先前歧視，性別平等再次得到改善，以 1980 年至 2005 年 146 個開發中國家的經濟發展與性別平等關係分析支持這論點，當人均國民所得低於 3 萬美元，經濟發展對性別平等有正向影響；超過這水準後，經濟發展與性別平等改善減緩，經濟發展對性別平等影響取決於發展程度。這研究說明了性別平等與國民所得有關聯。Hakura 等人（2016）的分析發現，性別不平等指數（GII）愈高，經濟成長愈不佳，也就是性別愈不平等，經濟成長愈不佳，尤其在低收入國家。Amin 等人（2015）探討 107 個國家資料發現，性別不平等加劇了減緩經濟成長，尤其是貧窮國家，

而富裕國家沒有這種關係。

基於上述，性別平等對經濟收入有影響，性別愈不平等，可以賺取國民所得愈少；反之，性別平等可以提高國民所得。這提供研究假設檢定依據。

三、性別平等指數在受教育年數與國民所得之間中介變項論證

近年來性別平等和國民所得及人力資本有關研究不少。教育提高性別平等，而此種性別平等對於國家經濟發展有助益。在教育發展對於性別平等提升方面，Klasen（2002）以跨國資料分析發現，教育的性別不平等，減少了人力資本直接影響經濟成長；性別不平等透過投資和人口成長間接影響經濟成長。Seguino（2000）研究半工業化出口導向國家發現，國民生產毛額成長與性別工資不平等呈正相關。Qing（2020）指出，中國大陸根深蒂固文化規範的性別角色觀念影響女性經濟收入，然而對男性經濟收入沒有顯著影響。

然而教育發展透過性別平等間接影響經濟發展方面，Minasyan 等人（2019）對教育性別不平等與人均經濟成長之間關聯統合分析發現，將男性與女性教育為單獨共變量顯示，女性教育與經濟成長的相關性高於男性教育與經濟成長的相關性；以教育性別差距（男女比率）作為解釋變數顯示，經濟成長與教育性別平等之間效果值為.25。可見女性對於經濟發展的貢獻高於男性。Falk 與 Hermle（2018）的研究發現，性別平等與經濟發展呈現顯著正相關，上述變項予以整併為綜合指數與人均國民所得取對數的影響係數為.67，此綜合指數與性別平等指數的相關係數為.56；區分經濟發展和性別平等單獨影響分析發現，在性別平等指數條件下，性別平等與人均國民所得取對數之間有正向顯著關聯，反之亦然。Fisher 與 Naidoo（2016）分析 47 個國家 689,000 多個家庭，製作性別不平等地圖發現，男性戶主家庭財富平均比女性戶主家庭多 13%，農業用地平均多 303%，各

國和各地區存在高度不平等現象。Girón 等人 (2024) 以 2000 年至 2019 年 34 個亞洲及非洲國家的資料分析發現，教育面向、經濟活動和就業的性別平等對國家國民健康產生顯著正向影響。也就是國家教育投資，提高了性別平等，進而提高國內生產總值和外國投資的成長。

總之，教育會提高性別平等觀念，國家會更重視性別平等。受教育年數是人力資本之一，它不僅直接對國民所得的影響，而且也透過性別平等指數影響國民所得。上述作為本研究假設檢定的依據。

參、研究設計與實施

一、研究架構

本研究架構如圖 1 所示，圖中探討 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數透過性別平等間接對於國民所得的影響，包括分析受教育年數對國民所得的直接影響，以及受教育年數透過性別平等對國民所得間接影響之中介效果。研究中並以每五年的「延宕模式」，也就是以 2000 年 (2005/2010) 的受教育年數透過 2005 年 (2010/2015) 的性別平等指數間接對於 2010 年 (2015/2020 年) 的國民所得之影響。受教育年數是人力資本替代指標，透過性別平等間接影響國民所得。研究假設如下：

H₁：五個年度各國的受教育年數對性別平等有直接影響效果。

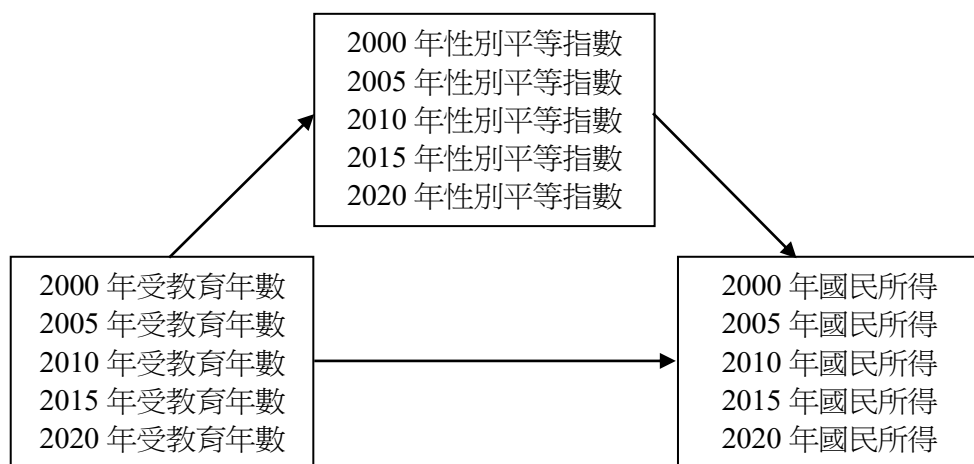
H₂：五個年度各國的性別平等對國民所得有直接影響效果。

H₃：五個年度各國的受教育年數對國民所得有直接影響效果。

H₄：五個年度各國的受教育年數透過性別平等對國民所得影響具中介效果。

H₅：各國的先前年度受教育年數透過後來年度的性別平等對國民所得影響具中介效果。

圖 1
研究架構



二、變項測量

(一) 受教育年數

它是指一個國家國民接受正規教育的平均受教育年數。本研究依 UNDP (2025) 所對 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家之 25 歲以上的國民接受正規教育平均年數，不包括非正規教育之界定。以年為單位。此數值愈高代表接受受教育年數愈長，人力資本愈高；反之，受教育年數愈短，人力資本素質愈低。

(二) 國民所得

它是指一個國家在一定時間的國民投入勞務所賺取的經濟報酬。本研究以 UNDP (2025) 在 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的國民所提供生產勞務活動，因而獲得的經濟報酬總額之平均值，以美元為單位。此數值愈高，代表國家平均的經濟收入愈高；反之，經濟收入愈少，國民所得愈低。

（三）性別平等指數

它是指一個國家在男女在社會不同面向受到合理及尊重對待的情形。本研究以 UNDP（2025）在 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年對 100 多個國家建構的 GII 為依據，測量內容包括男女性的預期壽命、未成年女性生育率、男女性經濟收入、男女性勞動參與率、男女性政治參與率、男女性教育機會等指標所建構指數，它的數值在 0 與 1.0 之間。UNDP 原本稱為性別不平等指數，分數愈高，性別愈不平等。本研究以 1.0 減去 GII，轉換為分數愈高，各國的性別愈平等。

三、研究對象與資料來源

本研究以 UNDP（2025）發布的受教育年數、國民所得及 GII，而臺灣方面的資料取自行政院主計總處（2025）。各國在不同年代的 GII 數據有些缺乏，因此在 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年各有 124 個、143 個、155 個、161 個及 170 個國家。

四、資料處理

本研究在資料處理方法如下：

首先，以描述統計，包括平均數與標準差、偏態及峰度來瞭解 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數、性別平等指數、國民所得的次數分配情形。

其次，以積差相關來計算 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家受教育年數、國民所得、性別平等之間的相關性。

第四，以迴歸分析在檢定 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數對國民所得影響。為了瞭解性別平等在受教育年數與國民所得之間的中介效果，以及每五年的「延宕模式」，即 2000 年（2005/2010）的受教育年數透過 2005 年（2010/2015）的性別平等指數間接對於 2010 年（2015/2020 年）的國民所得之影響。模式設定如下：

模式一： $Y_{\text{性別平等指數}} = a + b_1 (\text{受教育年數}) + e$

模式二： $Y_{\text{國民所得}} = a + b_1 (\text{受教育年數}) + e$

模式三： $Y_{\text{國民所得}} = a + b_1 (\text{受教育年數}) + b_2 (\text{性別平等指數}) + e$

模式一的 Y 代表性別平等指數，模式二及三的 Y 代表國民所得； b_1 與 b_2 為估計參數， a 為常數項， e 為誤差項。迴歸分析會評估資料常態性、變異數同質性、線性的基本假定。三個模式都以拔靴法（Bootstrap Method）檢定五個年度的受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響的中介情形，依 Hayes（2022）設計的 PROCESS 軟體之模式 4，以 5,000 次疊代重複取樣獲得中介效果平均值及 95% 信賴區間（confidence interval [CI]），若 95%CI 不包含 0 代表具有中介效果；如果所得到的間接效果值之 95%CI 內有包括 0，代表沒有中介效果；如果所獲得的間接效果值之 95%CI 不包括 0，代表中介效果；若是直接效果值的 95%CI 內包括 0，代表沒有直接效果，而有中介效果。直接效果與間接效果值的 95%CI 內都不包括 0，總效果值的 95%CI 內不包括 0，代表有中介效果。

肆、結果與討論

一、各變項的描述統計及資料評估

2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家描述統計如表 1 所示，以 2000 年來說，受教育年數最長國家為 12.96 年，最少為 1.16 年，平均值為 7.24 年；國民所得最低為 703.21 美元，最高為 153,445.05 美元，平均為 17,949.94 美元；性別平等指數最低為 0.19，最高為 0.94，平均為 0.58。臺灣的受教育年數、國民所得及性別平等指數各為 10.95 年、13,379.00 美元、0.93。在常態性方面，國民所得、受教育年數與性別平等指數之偏態係數的絕對值都小於 3，各變項的峰度絕對值都小於 10，符合常態分配條件（Kline, 2016）如表 3。

表 3

2000、2005、2010、2015 及 2020 年各變項的描述統計

變項/統計量	最小值	最大值	平均數	標準差	偏態	峰度	臺灣
2000 受教育年數	1.16	12.96	7.24	3.18	-0.17	-1.05	10.95
2005 受教育年數	1.34	13.70	7.70	3.24	-0.23	-0.98	11.60
2010 受教育年數	1.11	13.85	8.16	3.27	-0.28	-0.97	12.10
2015 受教育年數	1.44	14.08	8.65	3.20	-0.42	-0.85	12.34
2020 受教育年數	1.34	14.26	9.11	3.15	-0.49	-0.72	12.39
2000 國民所得	703.21	153445.05	17949.94	22863.54	2.44	7.78	13379.00
2005 國民所得	930.38	132908.27	19895.90	23642.14	2.00	4.24	14673.00
2010 國民所得	967.70	140777.04	20850.02	23169.64	2.02	5.07	19278.00
2015 國民所得	735.36	131894.17	22191.92	23423.86	1.83	4.01	22400.00
2020 國民所得	791.06	175851.49	22496.46	24490.30	2.25	8.12	29649.00
2000 性別平等	0.19	0.94	0.58	0.19	0.13	-1.08	0.93
2005 性別平等	0.23	0.95	0.60	0.20	0.15	-1.17	0.93
2010 性別平等	0.23	0.95	0.61	0.19	0.12	-1.19	0.94
2015 性別平等	0.18	0.97	0.63	0.20	0.04	-1.00	0.94
2020 性別平等	0.18	0.99	0.66	0.20	-0.07	-0.96	0.96

2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的國民所得、受教育年數與性別平等指數之相關係數如表 4 看出，以 2000 年來說，國民所得與性別平等指數之相關係數為.60 ($p < .001$)，而國民所得與受教育年數之相關係數.57 ($p < .001$)，這些相關係數大致屬於中度正相關。其他年度的相關程度亦相近，屬中度正相關。

表 4
國民所得、受教育年數與性別平等指數之相關係數矩陣

年 度	變 項	2000			2005		
		1	2	3	1	2	3
1 國民所得		-			-		
2 受教育年數		.57***	-		.60***	-	
3 性別平等指數		.60***	.78***	-	.65***	.80***	-
年 度		2010			2015		
1 國民所得		-			-		
2 受教育年數		.63***	-		.66***	-	
3 性別平等指數		.68***	.80***	-	.71***	.80***	-
年 度		2020					
1 國民所得		-					
2 受教育年數		.69***	-				
3 性別平等指數		.79***	.82***	-			

*** $p < .001$.

在變項之間的線性情形方面，2020 年 170 個國家的受教育年數與國民所得之間的關係如圖 2 所示，右上角有線性解釋變異量各為.398。

圖 2
170 個國家受教育年數與國民所得之線性散布情形

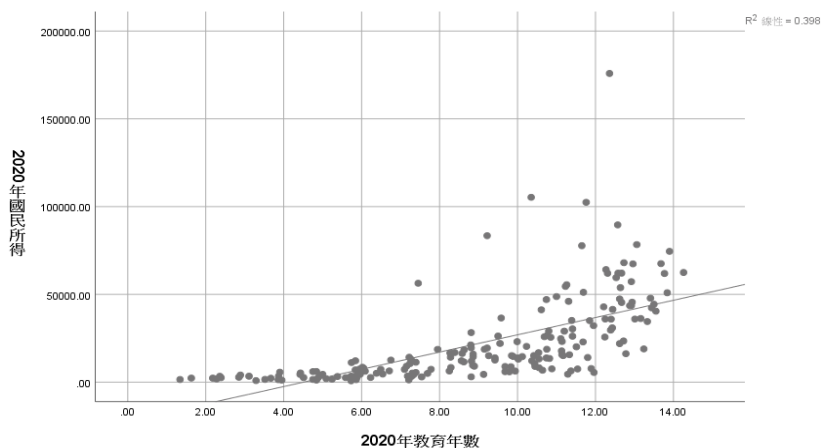
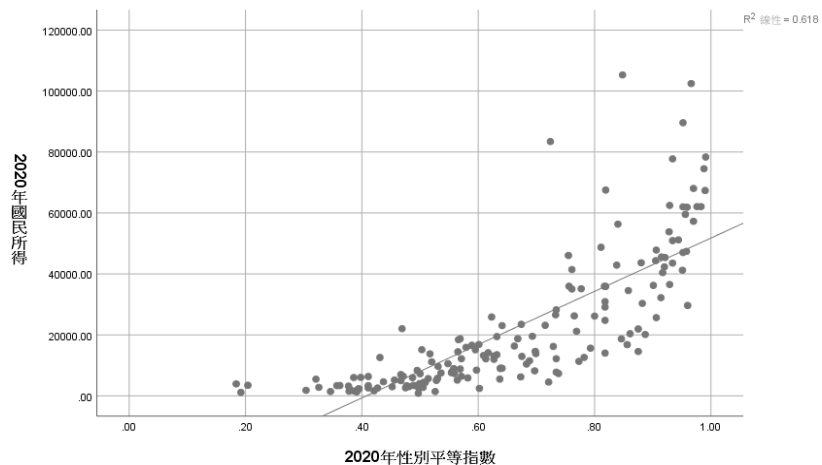


圖 3 為 2020 年 170 個國家的性別平等指數與國民所得之間散布情形，其解釋變異量為.618。上述來看，這些變項與國民所得之間在空間散布大致呈直線。

圖 3
170 個國家的性別平等指數與國民所得之線性散布情形



在資料獨立性方面，五個年度的模式之 Durbin-Watson 係數值在 1.91 至 1.96 之間，小於 2.0，代表投入變項之間沒有自我相關情形。在變異數同質性方面，受教育年數與國民所得、性別平等指數與國民所得之淨殘差散布，各觀察值殘差大致沿著 0 橫線上下隨機散布，代表變項之變異數同質性高。此外，五個年度的極端值方面，模式一僅 2 個標準殘差高於 3.0，模式二及模式三僅有 3 個標準殘差高於 3.0。基於此，資料符合迴歸分析假定可以分析。分析結果如下。

二、受教育年數與性別平等指數對國民所得影響（同一年度結果）

（一）受教育年數對性別平等指數的影響

迴歸分析的模式一結果如表 5 所示，2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年各有 100 多個國家的受教育年數對性別平等指數影響的 F 值都達 $p < .001$ ，代表這五個模式適配，五個年度的受教育年數對性別平等指數都是正向影響，代表受教育年數愈長，性別平等指數愈高，這五個年度的受教育年數對國民所得之解釋變異量在 .62 至 .67 之間。

表 5

五個年度的受教育年數對性別平等指數影響之迴歸分析結果（模式一）

變項/參數	b	標準誤	β	t 值	p 值	LLCI	ULCI
2000 年							
常數	0.18***	0.03		6.07	.001	0.12	0.25
受教育年數	0.05***	0.03	.79	13.97	.001	0.04	0.06
F 值	195.11***						
R^2	.62						
2005 年							
常數	0.21***	0.03		7.78	.001	0.16	0.26

（續下頁）

表 5

五個年度的受教育年數對性別平等指數影響之迴歸分析結果（模式一）（續）

變項/參數	<i>b</i>	標準誤	β	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	LLCI	ULCI
受教育年數	0.05***	0.001	.79	15.61	.001	0.04	0.05
<i>F</i> 值	243.75***						
<i>R</i> ²	.63						
2010 年							
常數	0.23***	0.03		8.72	.001	0.17	0.28
受教育年數	0.05***	0.001	.79	16.22	.001	0.04	0.05
<i>F</i> 值	263.16***						
<i>R</i> ²	.63						
2015 年							
常數	0.21***	0.03		7.83	.001	0.16	0.27
受教育年數	0.05***	0.001	.79	16.56	.001	0.04	0.05
<i>F</i> 值	274.23***						
<i>R</i> ²	.63						
2020 年							
常數	0.20***	0.03		7.53	.001	0.15	0.25
受教育年數	0.05***	0.001	.82	18.65	.001	0.05	0.06
<i>F</i> 值	347.84***						
<i>R</i> ²	.67						

*** $p < .001$

（二）受教育年數對國民所得的影響

本研究以 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年各 100 多個國家的受教育年數對國民所得影響的迴歸分析（模式二）如表 6 所示，五個模式的 *F* 值之 $p < .001$ ，代表五個模式都適配。受教育年數對於國民所得為正向顯著影響（ $p < .001$ ），代表受教育年數愈長，國民所得愈高，對國民所得的解釋變異量在.32 至.47。

表 6
五個年度的受教育年數對國民所得影響之結果（模式二）

變項/參數	<i>b</i>	標準誤	β	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	LLCI	ULCI
2000 年							
常數	-1.24***	0.19		-6.69	.001	-1.61	-0.88
受教育年數	0.17***	0.02	.57	7.56	.001	0.12	0.21
<i>F</i> 值	57.18***						
<i>R</i> ²	.32						
2005 年							
常數	-1.35***	0.17		-8.15	.001	-1.68	-1.02
受教育年數	0.17***	0.02	.57	8.98	.001	0.13	0.21
<i>F</i> 值	80.58***						
<i>R</i> ²	.36						
2010 年							
常數	-1.45***	0.16		-9.06	.001	-1.76	-1.13
受教育年數	0.18***	0.02	.58	9.96	.001	0.14	0.21
<i>F</i> 值	99.18***						
<i>R</i> ²	.39						
2015 年							
常數	-1.68***	0.16		-10.34	.001	-2.00	-1.36
受教育年數	0.20***	0.02	.66	11.13	.001	0.16	0.23
<i>F</i> 值	123.79***						
<i>R</i> ²	.44						
2020 年							
常數	-1.77***	0.15		-11.53	.001	-2.07	-1.46
受教育年數	0.19***	0.02	.69	12.17	.001	0.16	0.23
<i>F</i> 值	101.78***						
<i>R</i> ²	.47						

*** $p < .001$

(三) 受教育年數與性別平等指數對國民所得的影響

如果以 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年各 100 多個國家的受教育年數與性別平等指數對國民所得的影響(模式三)如表 7 所示,五個年度的性別平等對於國民所得有正向顯著影響($p < .001$),前四個年度的受教育年數對國民所得有明顯影響($p < .05$),然而 2020 年則否;兩個變項對國民所得的解釋變異量在.38 至.63,最大 VIF 值為 3.02,沒有多元共線性問題。

上述各模式來看,模式一的受教育年數對於性別平等指數有正向顯著影響;模式二的受教育年數對國民所得有直接顯著影響($p < .001$),然而模式三在前四個年度受教育年數對於國民所得有直接影響效果,2020 年沒有直接顯著影響,而五個年度的性別平等指數對於國民所得都有顯著影響($p < .001$)。基於上述,性別平等指數可能具有中介效果。本研究進一步以拔靴法來檢定其效果量。

表 7

五個年度的受教育年數與性別平等指數對國民所得影響之結果(模式三)

變項/參數	b	標準誤	β	t 值	p 值	LLCI	ULCI
2000 年							
常數	-1.59***	0.20		-7.87	.001	-2.00	-1.19
性別平等	1.90***	0.53	.41	3.59	.001	0.85	2.94
受教育年數	0.07*	0.03	.24	2.10	.05	0.00	0.14
F 值	37.84*						
最大 VIF	2.54						
R^2	.38						
2005 年							
常數	-1.80***	0.19		-9.65	.001	-2.16	-1.43
性別平等	2.14***	0.49	.46	4.39	.001	1.18	3.11

(續下頁)

表 7

五個年度的受教育年數與性別平等指數對國民所得影響之結果（模式三）（續）

變項/參數	<i>b</i>	標準誤	β	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	LLCI	ULCI
受教育年數	0.07 [*]	0.03	.24	2.28	.05	0.01	0.13
<i>F</i> 值	55.17 ^{***}						
最大 <i>VIF</i>	2.58						
<i>Adj-R</i> ²	.47						
2010 年							
常數	-1.99 ^{***}	0.18		-10.96	.001	-2.34	-1.63
性別平等	2.38 ^{***}	0.46	.49	5.14	.001	1.47	3.30
受教育年數	0.07 [*]	0.03	.23	2.43	.05	0.01	0.12
<i>F</i> 值	71.04 ^{***}						
最大 <i>VIF</i>	2.45						
<i>Adj-R</i> ²	.48						
2015 年							
常數	-2.19 ^{***}	0.18		-12.42	.001	-2.53	-1.84
性別平等	2.38 ^{***}	0.44	.49	5.46	.001	1.52	3.25
受教育年數	0.08 ^{**}	0.03	.27	2.98	.01	0.03	0.13
<i>F</i> 值	87.988 ^{***}						
最大 <i>VIF</i>	2.48						
<i>Adj-R</i> ²	.53						
2020 年							
常數	-2.39 ^{***}	0.15		-15.93	.001	-2.68	-2.09
性別平等	3.12 ^{***}	0.38	.69	8.25	.001	2.37	3.87
受教育年數	0.03	0.02	.12	1.44	.15	-0.01	0.08
<i>F</i> 值	137.68 ^{***}						
最大 <i>VIF</i>	3.02						
<i>Adj-R</i> ²	.62						

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

三、受教育年數與性別平等指數對國民所得的影響（延宕年度結果）

（一）受教育年數對性別平等指數的影響

經過迴歸分析的結果如表 8 所示，2000 年（2005，2010 年）的受教育年數對 2005 年（2010 年，2015 年）的性別平等指數影響的 F 值都達 $p < .001$ ，代表三個延宕模式適配，先前年度的受教育年數對後來年度的性別平等指數都是正向顯著影響，代表先前年度國家之國民接受教育年數愈長，後來年度的性別平等指數愈高，三個延宕模式的受教育年數對國民所得之解釋變異量在.62 至.64 之間。

表 8

受教育年數對性別平等指數的影響（模式一）（延宕結果）

變項/參數	b	標準誤	β	t 值	p 值	LLCI	ULCI
2000 年							
常數	0.23***	0.03		8.69	.001	0.18	0.28
受教育年數	0.05***	0.03	.79	15.16	.001	0.04	0.06
F 值	229.77***						
R^2	.62						
2005 年							
常數	0.24***	0.03		9.60	.001	0.19	0.29
受教育年數	0.05***	0.003	.79	16.02	.001	0.04	0.05
F 值	256.47***						
R^2	.63						
2010 年							
常數	0.24***	0.03		9.68	.001	0.19	0.29
受教育年數	0.05***	0.003	.80	16.93	.001	0.04	0.05
F 值	286.46***						
R^2	.64						

*** $p < .001$

(二) 受教育年數對國民所得的影響

本研究以 2000 年、2005 年、2010 年的受教育年數分別對於 2010 年、2015 年、2020 年國民所得影響的迴歸分析（模式二）如表 9 所示，三個模式的 F 值之 $p < .001$ ，代表模式都適配。受教育年數對於後來年度的國民所得為正向顯著影響（ $p < .001$ ），代表先前年度的國家受教育年數愈長，對後來年度的國民所得也會愈高，對國民所得的解釋變異量在.42 至.53。

表 9

受教育年數對國民所得的影響（模式二）（延宕年度結果）

變項/參數	b	標準誤	β	t 值	p 值	LLCI	ULCI
2000 年							
常數	-1.34***	0.14		-8.97	.001	-1.64	-1.05
受教育年數	0.19***	0.02	.58	10.04	.001	0.15	0.22
F 值	77.00***						
R^2	.53						
2005 年							
常數	-1.47***	0.16		-9.45	.001	-1.78	-1.16
受教育年數	0.19***	0.02	.62	10.55	.001	0.16	0.23
F 值	112.42***						
R^2	.42						
2010 年							
常數	-1.54***	0.14		-11.05	.001	-1.82	-1.27
受教育年數	0.19***	0.02	.62	11.94	.001	0.16	0.22
F 值	142.60***						
R^2	.47						

*** $p < .001$

(三) 受教育年數與性別平等指數對國民所得的影響（延宕年度結果）

如果以 2000 年、2005 年、2010 年的受教育年數與性別平等指數（2005 年、2010 年及 2015 年）對 2010 年、2015 年、2020 年國民所得的影響（模式三）如表 10 所示，受教育年數與性別平等指數對於後來年度的國民所得有正向顯著影響（ $p < .001$ ）；兩個變項對國民所得的解釋變異量在 .52 至 .58，最大 VIF 值為 2.81，沒有多元共線性問題。

上述三個延宕模式來看，模式一的受教育年數對於性別平等指數有直接顯著影響；模式二的受教育年數對國民所得有直接顯著影響，模式三的受教育年數與性別平等指數對於國民所得有顯著正向影響。也就是在延宕模式之中，性別平等指數可能有中介效果，進一步以拔靴法檢定效果量。

表 10

受教育年數與性別平等指數對國民所得的影響（模式三）（延宕年度結果）

變項/參數	b	標準誤	β	t 值	p 值	LLCI	ULCI
2000 年							
常數	-1.90***	0.17		-11.29	.001	-2.24	-1.57
性別平等	2.43***	0.43	.53	5.60	.001	1.58	3.29
受教育年數	0.07*	0.03	.23	2.40	.02	0.02	0.12
F 值	77.00*						
最大 VIF	2.41						
$Adj-R^2$	.57						
2005 年							
常數	-2.03***	0.18		-11.02	.001	-2.39	-1.66
性別平等	2.29***	0.47	.46	4.91	.001	1.37	3.22
受教育年數	0.09***	0.03	.28	3.01	.003	0.03	0.14
F 值	76.11***						
最大 VIF	2.81						
$Adj-R^2$	.52						

（續下頁）

表 10

受教育年數與性別平等指數對國民所得的影響（模式三）（延宕年度結果）（續）

變項/參數	<i>b</i>	標準誤	β	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	LLCI	ULCI
2010 年							
常數	-2.15***	0.16		-13.68	.001	-2.46	-1.84
性別平等	2.53***	0.40	.55	6.37	.001	1.75	3.31
受教育年數	0.07***	0.02	.25	2.86	.005	0.02	0.11
<i>F</i> 值	109.40***						
最大 <i>VIF</i>	2.41						
<i>Adj-R</i> ²	.58						

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

四、拔靴法檢定的中介效果

本研究以 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數為投入變項，以性別平等指數為中介變項，以國民所得為結果變項之檢定結果如表 11 所示。以 2000 年來說，受教育年數透過性別平等指數對國民所得的間接效果之 95%CI 為 0.01 至 0.19，不包括 0 ($p < .001$)，總效果的 95%CI 為 0.12 至 0.21 不包含 0，直接效果的 95%CI 為 0.01 至 0.14 不包含 0，此條路徑之中，性別平等指數具有中介效果，表示 2000 年 100 多個國家的受教育年數透過性別平等指數提升女性國民所得具有中介效果；2005 年、2010 年及 2015 年的性別平等指數同樣具有中介效果；然而 2020 年的受教育年數對於國民所得沒有顯著直接效果，受教育年數透過性別平等指數對國民所得的間接效果之 95%CI 為 0.12 至 0.21，不包括 0 ($p < .001$)，總效果的 95%CI 為 0.16 至 0.23 不包含 0，直接效果的 95%CI 為 -0.01 至 0.08 包含 0，此條路徑，性別平等指數也具有中介效果。如果以三個延宕模式來看，性別平等指數在受教育年數及國民所得之間都具有中介效果，就以 2000 年的受教育年數透過 2005 年性別平等指數對於 2010 年的國民所得具有 0.12 的中介效果量。其他的延宕模式亦接近這效果量。

表 11

受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響之拔靴法檢定結果

效果/數值	係數	標準誤	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	LLCI	ULCI
2000 年						
總效果	0.17	0.02	7.56	.001	0.12	0.21
直接效果	0.07	0.03	2.10	.04	0.01	0.14
間接效果	0.10	0.04	3.47	.001	0.01	0.19
2005 年						
總效果	0.17	0.02	8.98	.001	0.13	0.21
直接效果	0.07	0.03	2.28	.02	0.01	0.13
間接效果	0.10	0.04	4.22	.001	0.01	0.19
2010 年						
總效果	0.18	0.02	9.96	.001	0.14	0.21
直接效果	0.07	0.03	2.43	.02	0.01	0.12
間接效果	0.11	0.04	4.89	.001	0.03	0.19
2015 年						
總效果	0.20	0.02	11.13	.001	0.16	0.23
直接效果	0.08	0.03	2.98	.01	0.03	0.13
間接效果	0.12	0.04	5.17	.001	0.02	0.19
2020 年						
總效果	0.19	0.02	12.17	.001	0.16	0.23
直接效果	0.03	0.02	1.44	.15	-0.01	0.08
間接效果	0.16	0.02	7.54	.001	0.12	0.21
2000 延宕模式						
總效果	0.17	0.02	10.04	.001	0.15	0.22
直接效果	0.07	0.03	2.40	.017	0.01	0.12
間接效果	0.12	0.04	3.00	.03	0.05	0.20

(續下頁)

表 11

受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響之拔靴法檢定結果（續）

效果/數值	係數	標準誤	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值	LLCI	ULCI
2005 延宕模式						
總效果	0.19	0.02	10.55	.001	0.16	0.23
直接效果	0.09	0.03	3.02	.003	0.03	0.14
間接效果	0.10	0.04	2.25	0.04	0.02	0.19
2010 延宕模式						
總效果	0.19	0.02	11.94	.000	0.16	0.22
直接效果	0.07	0.02	2.86	.005	0.02	0.12
間接效果	0.12	0.03	4.00	.000	0.05	0.19

五、綜合討論

本研究以 UNDP（2025）發布的受教育年數、國民所得及 GII，而臺灣在這方面的資料取自行政院主計總處（2025）的資料，探討受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響。本研究特色如下：（一）探討 2000 年以來五個年度 100 多個國家國民所得的影響因素，樣本範圍廣泛反映全球趨勢，數據具高度代表性和參考價值。（二）探討各國的受教育年數和國民所得之間，性別平等指數的中介效果是現有研究欠缺。受教育年數對經濟發展有其直接影響作用，還進一步研究跨國的性別平等指數在受教育年數與國民所得之間的中介作用，有助於瞭解近年來全球性別平等在教育與經濟發展之間的重要性。（三）本研究以性別平等納入探討，重視了性別平等在教育與經濟發展之間的價值，呼應 Sen（1987）以人的價值及能力的國家發展重點，發現五個年度的性別平等在受教育年數和國民所得之間，隨著年度往後都具有中介效果。（四）本研究結論顯示提高性別平等的價值性，對各國在制定相關政策具有實務參考價值，適用於開發中國家或性別平等環境仍待改善國家。針對結果討論如下。

（一）受教育年數對性別平等影響的討論

本研究從模式一發現，五個年度各國的受教育年數對性別平等指數有直接影響效果，接受 H_1 。這與 Mina 與 McGillivray (2015)、Bui 等人 (2018)、Jayachandran (2015) 的研究發現一樣。代表各國的受教育年數提高，改變了國民的性別平等觀點，因而使得性別平等指數提高。UNDP (2005) 的統計數據指出，2000 年至 2020 年之間，全球極高 HDI、高度 HDI、中度 HDI 及低度 HDI 國家在受教育年數各提高 1.47 年、2.10 年、2.38 年、1.28 年；而極高 HDI 國家、高度 HDI 國家、中度 HDI 國家性別平等指數各提高 0.14、0.09、0.13。這說明了不同發展程度國家改善性別平等，社會重視性別平等，對於女性的歧視減少，所以在 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數提高，社會整體的性別平等意識提升，因此讓性別平等指數提高。

（二）性別平等指數對國民所得影響的討論

本研究從模式三來看，五個年度各國的性別平等指數對國民所得有直接顯著影響。接受 H_2 。這與張芳全 (2023)、Hill 與 King (1995) 的研究發現一致。由於近年來各國促進性別平等政策，尤其 UN (2015) 的 SDGs 第五項目標掃除性別不平等，已成為各國重要的參考依據，因此各國對於性別平等愈來愈重視，所以它對於國民所得有其價值。從各年度的模式三之性別平等指數對於國民所得的影響，隨著年度往後愈來愈高就可以看出其重要性。從模式三來看，2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家加入受教育年數與性別平等指數之後，前四個年度的受教育年數對於國民所得有顯著影響，然而 2020 年受教育年數對國民所得就沒有直接影響，受教育年數的重要性為性別平等逐漸取代，也就是性別平等指數取代了重要性。這從模式二的 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年 100 多個國家的受教育年數對於國民所得都有顯著正向影響，在模式三多加入性別平等指數之後，2020 年的受教育年數對於國民所得影響就消失。這正說明近年來 UN 的 SDG5 掃除性別不平等，已成為各國重要的參考依據，

並逐漸有及成效，可見性別平等相當重要。加拿大與丹麥運用政策及立法方式來讓薪資透明，縮小性別薪資差距（Baker et al., 2019; Bennedsen et al., 2022）。Vaccaro 等人（2024）指出德國於 2017 年實施《薪資透明法》（Pay Transparency Law）縮小性別薪資差距，針對雇主要求公開薪資結構，員工有權要求獲得公平的薪資，他們以德國代表性企業樣本全職員工資料，研究性別薪酬差距和就業情況變化表明，《薪資透明法》僅在中型企業（員工人數在 200 至 499 人之間）設有職工委員會和集體談判協議情況下，才能有效縮小原始性別薪資差距；在缺乏這些機構情況下，沒有職工委員會和集體談判協議的企業在實施平等薪資法案後，無法解釋性別薪資差距。這結果凸顯職工委員會和集體談判協議在推動同工同酬政策的重要性。此外，中歐、東歐和南歐國家的市場競爭往往弱於北歐和西歐國家，這使得歧視性招募做法可行性降低；如果有更激烈產品市場競爭可以降低雇主僱用低薪女性，反過來提高女性相對於男性市場薪資水平（Becker, 1971）。許多研究支持產品市場競爭會縮小性別薪資差距（Black & Brainerd, 2004; Hirsch et al., 2014）。換言之，更多的產品在市場中競爭，可以促進女性參與勞動市場的機會，進而提高她們的經濟收入，縮小性別的經濟差距。

（三）受教育年數對國民所得直接影響效果的討論

本研究從模式二來看，五個年度各國的受教育年數對國民所得有直接影響效果。接受 H₃。支持人力資本理論論點，教育投資之後，提高經濟收入。這與 Knowles 等人（2002）、Peet 等人（2015）、Tansel 與 Gungor（2013）的研究發現一樣。這部分原因可以理解是國家教育投資之後，國民知識與能力和技術改善，生產力提高，因而改變傳統生產觀念及能力，增加賺取國民所得機會及能力，因此 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數對國民所得有直接明顯的影響。

（四）受教育年數透過性別平等對國民所得影響具中介效果的討論

本研究結果發現，五個年度各國的受教育年數透過性別平等對國民所得影響具有中介效果。接受 H₄。如同第一及第二項的討論，各國的人力資

本效益隨著年度往後，教育擴充而逐漸減小，而各國性別平等的重視與改善之後所產生重要的效果。模式三加入性別平等指數之後，前四個年度受教育年數對國民所得有顯著影響，2020 年的受教育年數對國民所得沒有影響。其原因包括：一是各國的受教育年數對國民所得的影響逐漸被性別平等所削弱。若沒有考量性別平等，直接以受教育年數對國民所得分析，在此種情形之下，教育投資對於國民所得有提升效果，這是人力資本理論重要論點。這論點在模式二的受教育年數對於國民所得為顯著正向影響相同。也與張芳全（2023）、Knowles 等人（2002）、Peet 等人（2015）、Tansel 與 Gungor（2013）的研究發現相近。然而將性別平等作為受教育年數和國民所得之間的中介因素，此時受教育年數逐漸被性別平等取代，這說明性別平等的重要。二是近年來各國教育擴充太快參見表 1，接受教育年數提高，如果過量擴充，教育投資效益會降低（Hartog, 2000），因而受教育年數對於國民所得影響效果逐漸減少。三是 Pritchett（2001）研究顯示，勞動力教育水準提高帶來的人力資本與勞動者產出之間沒有關聯，主因是許多低度發展國家的教育素質及環境不佳，以致提高受教育年數難以促進經濟成長；Pritchett 指出二十多年前發現開發中及低度發展國家的教育無法創造高品質人力資本，至目前仍是問題。UNDP（2025）統計顯示，2020 年極高與低度 HDI 國家平均受教育年數各為 12.41 年及 4.04 年，相差 7.29 年，歐洲及中亞洲國家的受教育年數為 10.62 年，較為落後的薩哈拉非洲國家僅有 5.94 年，這兩個地區相差 4.68 年，因而低度發展國家的受教育年數對於國民所得影響力有限。四是勞動市場的人力供需失衡，接受教育者的勞動供給擴大，而需求減少或經濟發展停滯，教育邊際利益迅速下降，就是過量教育所致（Devereux & Fan, 2011）。

（五）受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響具中介效果（延宕模式）的討論

本研究結果發現，三個年度受教育年數透過性別平等指數對後來年度的國民所得影響具有中介效果。接受 H_5 。然而從同一年度及延宕年度模式

的中介效果來看，性別平等指數的中介效果差異不大。然而可以確定的是，各國的人力資本效益隨著年度往後，教育擴充進而影響各國後來的性別平等，提高了性別平等，間接再影響國民所得。上述是人力資本理論重要論點，在延宕模式中的受教育年數對於國民所得為顯著正向影響，與張芳全（2023）、Knowles 等人（2002）、Pect 等人（2015）、Tansel 與 Gungor（2013）的研究發現相近。在受教育年數後的五年之性別平等指數，再延後五年國民所得之間的中介因素，此時受教育年數並沒有被性別平等指數取代，這說明在延宕模式中，受教育年數與性別平等指數同等重要。上述結果反映了各國的教育累積效益與性別平等制度化的延遲影響，更支持各國性別平等指數的遞延作用，也就是說，各國在性別平等指數提升，在若干年後也有提高國民所得作用。

總之，在沒有考量性別平等時，受教育年數對國民所得有提升作用，但是在考量性別平等指數為中介變項，對國民所得間接影響具有中介效果。同時在延宕模式一樣有這種情形。這說明性別平等指數對於提高國民所得的重要。

伍、結論與建議

一、結論

（一）五個年度各國的受教育年數對性別平等指數、性別平等指數對國民所得，以及受教育年數對於國民所得有直接低度影響效果

本研究結果揭示，2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數對性別平等指數有直接影響效果；性別平等指數對國民所得有直接顯著影響，以及受教育年數對於國民所得有直接影響效果，此效果屬於低度效果量。

（二）五個年度各國的受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響從具有部分中介效果到具完全中介效果

本研究結果發現，2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響具有中介效果。各年度的性別平等指數都屬於低度效果量，其中 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年、2020 年為都具有中介效果。

（三）各國的教育累積效益與性別平等制度化對於國民所得具有延遲影響

本研究結果發現，各國的教育累積效益與性別平等制度化的延遲影響，代表各國性別平等指數之中介變項的具有遞延作用，也就是說，各國在性別平等指數提升，在若干年後也有提高國民所得的作用。

二、建議

（一）中低度發展國家應持續提供教育機會，提高國民受教育年數，而高度所得國家應以改善教育品質，以提高性別平等與國民所得

結論一指出，五個年度各國的受教育年數對性別平等指數、性別平等指數對國民所得，以及受教育年數對於國民所得有直接影響效果。這說明各國在受教育年數的維持及延長有其重要，對於提升性別平等與國民所得提升助益。尤其中低度發展國家應持續提供教育機會，擴充受教育年數，而高度所得國家應從改善教育品質，以提高性別平等與國民所得。

（二）各國尤其是中低度發展國家應改善阻礙性別平等不良措施，建立更完善的性別平等環境，以提升國民所得

結論二指出，2000 年、2005 年、2010 年、2015 年及 2020 年 100 多個國家的受教育年數透過性別平等指數對國民所得影響具有中介效果，以及結論三指出，各國的教育累積效益與性別平等制度化的延遲影響。代表性別平等指數不僅在同年度在受教育年數與國民所得之間的重要；同時在跨年度延宕之後，仍然對於國民所得有提升效果。因此各國，尤其是開發中

國家或低度發展國家，應改善阻礙性別平等的措施與環境，建立更良善的性別平等社會，以提高國民所得。

（三）未來研究建議

未來研究建議包括：1.可以從不同年度對此議題繼續的長期追蹤探討，本研究僅以一次運用五個年度及滯後五年的探討，看到這五個年度各國的受教育年數對於國民所得的影響，以及性別平等指數具有中介效果，未來可以用不同年代的資料進行分析。2.可以區分不同發展程度國家探討，本研究以 140 個國家探討，未來可依據不同 HDI 程度、經濟發展程度、不同地理區域、不同文化環境的國家分析，以瞭解不同發展程度及地理區域或不同政經與文化環境之性別平等指數是否仍在受教育年數和國民所得之間具有中介效果。3.本研究以線性迴歸模型估計受教育年數對國民所得與性別平等指數之影響。然而長期發展資料往往呈現邊際報酬遞減或曲線成長趨勢，例如圖 3 呈現 170 個國家的性別平等指數與國民所得之線性散布情形。未來研究可進一步檢驗模型的曲線關係，分析可擴展至性別平等指數對國民所得，以檢視性別平等改善是否在高水準後趨於飽和。4.未來研究可考量利用結構方程模型的成長曲線分析，估計性別平等指數、受教育年數與國民所得的非線性成長。5.針對單一國家長期追蹤研究，本研究以全球 100 多個國家分析，未來研究可以針對單一國家瞭解在性別平等指數在受教育年數與國民所得之間的關係，透過單一國家長期資料的分析，可以提出該國的政策方案參考，例如以臺灣為主的分析提供政策制定依據。6.未來研究可針對不同變項，如性別薪資差距、性別政治參與差異、性別教育機會差異等納入中介變項分析，更能瞭解國際間的受教育年數透過性別平等指數對於國民所得影響。

謝誌：本研究感謝兩位審查委員提供寶貴的建議，本研究若還有任何的缺失，實為作者的責任。

參考文獻

- 行政院主計總處 (2023)。社會統計指標。行政院主計總處。
- 張芳全 (2012)。兩性教育機會差距的國際觀察。*教育政策論壇*, 15(1), 123-156。
<https://doi.org/10.3966/156082982012021501005>
- 張芳全 (2020)。國家的幸福感評比：高等教育在學率、國民所得與幸福感之倒 U 形關係分析。*高等教育期刊*, 15(2), 1-43。
- 張芳全 (2023)。175 個國家的教育年數、預期壽命對國民所得影響之二十年縱貫分析。*學校行政*, 145, 1-24。
[https://doi.org/10.6423/HHHC.202305\(145\).0001](https://doi.org/10.6423/HHHC.202305(145).0001)
- 張芳全 (2024)。以性別平等觀點探索國家發展之研究。*學校行政*, 149, 17-50。
[https://doi.org/10.6423/HHHC.202401_\(149\).0002](https://doi.org/10.6423/HHHC.202401_(149).0002)
- Amin, M., Kuntchev, V., & Schmidt, M. (2015). Gender inequality and growth: The case of rich vs. poor countries. *World Bank Policy Research Working Paper*, 7172.
- Arora, R. U. (2012). Gender inequality, economic development, and globalization: A state level analysis of India. *The Journal of Developing Areas*, 46(1), 147-164. <https://www.jstor.org/stable/23215428>
- Baker, M., Halberstam, Y., Kroft, K., Mas, A., & Messacar, D. (2023). Pay transparency and the gender gap. *American Economic Journal: Applied Economics*, 15(2), 157-183. <https://doi.org/10.1257/app.20210141>
- Becker, G. (1971). *The economics of discrimination*. University of Chicago Press Economics Books.
- Bennedsen, M., Simintzi, E., Tsoutsoura, M., & Wolfenzon, D. (2022). Do firms respond to gender pay gap transparency? *The Journal of Finance*, 77(4), 2051-2091. <https://doi.org/10.1111/jofi.13136>
- Black, S., & Brainerd, E. (2004). Importing equality? The impact of globalization on gender discrimination. *ILR Review*, 57(4), 540-559.
<http://dx.doi.org/10.1177/001979390405700404>.
- Bui, T. M. H., Vo, X. V., & Bui, D. T. (2018). Gender inequality and FDI: empirical evidence from developing Asia-Pacific countries. *Eurasian Economic Review*, 8(3), 393-416. <https://doi.org/10.1007/s40822-018-0097-1>
- Busse, M., & Spielmann, C. (2006). Gender inequality and trade. *Review of International Economics*, 14(3), 362-379.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2006.00589.x>
- Christie-Mizell, C. A. (2006). The effects of traditional family and gender ideology on earnings: Race and gender differences. *Journal of Family and Economic Issues*, 27, 48-71. <https://doi.org/10.1007/s10834-005-9004-5>

- Devereux, P. J., & Fan, W. (2011). Earnings returns to the British education expansion. *Economics of Education Review*, 30(6), 1153-1166.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.03.004>
- Diego, B., Gomes, P., & Dharana, R. (2024). Global employment gender gaps. *Gender Notes* 2024, 004. <https://doi.org/10.5089/9798400294136.067>
- Eastin, J., & Prakash, A. (2013). Economic development and gender equality: Is there a gender Kuznets curve?. *World Politics*, 65(1), 156-186.
<https://doi.org/10.1017/S0043887112000275>
- Falk, A., & Hermle, J. (2018). Relationship of gender differences in preferences to economic development and gender equality. *Science*, 362(6412), eaas9899.
<https://doi.org/10.1126/science.aas9899>
- Fisher, B., & Naidoo, R. (2016). The geography of gender inequality. *PloS one*, 11(3), e0145778. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0145778>
- Galor, O., & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001-1026. <https://doi.org/10.1111/0034-6527.00312>
- Girón, A., Cicchiello, A. F., Ferilli, G. B., Kazemikhasragh, A., & Kazemi, Z. (2024). Gender equality and countries' financial and economic well-being: New evidence from emerging economies. *Journal of Economic Issues*, 58(3), 1035-1049. <https://doi.org/10.1080/00213624.2024.2382052>
- Hakura, M. D. S., Hussain, M. M., Newiak, M. M., Thakoor, V., & Yang, M. F. (2016). *Inequality, gender gaps and economic growth: Comparative evidence for sub-Saharan Africa*. International Monetary Fund.
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19, 131-147.
[https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(99\)00050-3](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(99)00050-3)
- Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis* (3rd ed). The Guilford Press.
- Heath, R., & Jayachandran, S. (2016). *The causes and consequences of increased female education and labor force participation in developing countries* (No. w22766). National Bureau of Economic Research.
- Hill, M. A., & King, E. (1995). Women's education and economic well-being. *Feminist Economics*, 1(2), 21-46. <https://doi.org/10.1080/714042230>
- Hirsch, B., Oberfichtner, M., & Schnabel, C. (2014). The levelling effect of product market competition on gender wage discrimination. *IZA Journal of Labor Economics*, 3(1), 19. <http://dx.doi.org/10.1186/s40172-014-0013-1>
- Jayachandran, S. (2015). The roots of gender inequality in developing countries. *Annual Review of Economics*, 7(1), 63-88.
<https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115404>

- Klasen, S. (2002). Low schooling for girls, slower growth for all? Cross-country evidence on the effect of gender inequality in education on economic development. *The World Bank Economic Review*, 16(3), 345-373.
<https://doi.org/10.1093/wber/lhf004>
- Knowles, S., Lorgelly, P. K., & Owen, P. D. (2002). Are educational gender gaps a brake on economic development? Some cross-country empirical evidence. *Oxford Economic Papers*, 54(1), 118-149. <https://doi.org/10.1093/oep/54.1.118>
- Lips, H. M. (2013). The gender pay gap: Challenging the rationalizations. Perceived equity, discrimination, and the limits of human capital models. *Sex Roles*, 68, 169-185. <https://doi.org/10.1007/s11199-012-0165-z>
- Michal, B. (2013). Gender equality as the determinant of FDI flows to central European countries. *Ekonomia Journal*, 33, 101-125.
- Mina, B.-L., & McGillivray, M. (2015). The impact of gender inequality in education on income in Africa and the Middle East. *Economic Modelling*, 47, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.11.031>
- Minasyan, A., Zenker, J., Klasen, S., & Vollmer, S. (2019). Educational gender gaps and economic growth: A systematic review and meta-regression analysis. *World Development*, 122, 199-217.
<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.05.006>
- Peet, E. D., Fink, G., & Fawzi, W. (2015). Returns to education in developing countries: Evidence from the living standards and measurement study surveys. *Economics of Education Review*, 49, 69-90.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.08.002>
- Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *The World Bank Economic Review*, 15(3), 367-391. <https://doi.org/10.1093/wber/15.3.367>
- Qing, S. (2020). Gender role attitudes and male-female income differences in China. *Journal of China Sociology*, 7, 12.
<https://doi.org/10.1186/s40711-020-00123-w>
- Sarangi, S., Singh, R. K. R., & Thakur, B. K. (2023). Interrelationship between share of women in parliament and gender and development: A critical analysis. *Administrative Sciences*, 13 (4), 106. <https://doi.org/10.3390/admsci13040106>
- Seema, J. (2015). The roots of gender inequality in developing countries. *Annual Review of Economics*, 7(1), 63-88.
<https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115404>
- Seguino, S. (2000). Gender inequality and economic growth: A cross-country analysis. *World Development*, 28(7), 1211-1230.
<https://ssrn.com/abstract=252913>
- Sen, A. K. (1987). *The standard of living*. Cambridge University Press.
- Tansel, A., & Gungor, N. (2013). Gender effects of education on economic development in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 40(6), 794-821.

<https://doi.org/10.1108/JES-10-2012-0140>

Thévenon, O., & Del Pero, A. S. (2015). Gender equality (f) or economic growth? Effects of reducing the gender gap in education on economic growth in OECD countries. *Annals of Economics and Statistics*, 117/118, 353-377.
<https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.117-118.353>

UNDP (2025). *Human development report 2024*. Oxford University Press.

United Nations (2015). *Global sustainable development report 2015 edition*.
https://sdgs.un.org/goals/goal5#targets_and_indicators

Vaccaro, G., Wydra-Somaggio, G., & Homrighausen, P. (2024). Effectiveness of the German pay transparency law and the gender pay gap. *German Journal of Human Resource Management: Zeitschrift Für Personalforschung*, 39(3), 248-278. <https://doi.org/10.1177/23970022241280877> (Original work published 2025)

Cross-National Study of the Relationship Between Years of Education and National Income: Longitudinal Observation with Gender Equality as a Mediator

Fang-Chang Chang

Professor, Department of Educational Management, National Taipei University of Education

Abstract

This study examines the relationship between years of schooling, gender equality, and national income across more than 100 countries in 2000, 2005, 2010, 2015, and 2020. Using data from the United Nations Development Programme (UNDP, 2025) and Taiwan's Directorate-General of Budget, Accounting, and Statistics (2025), the analysis investigates the mediating effect of gender equality on the impact of educational attainment on national income. Results indicate that years of schooling have a significant positive direct effect on national income in all five years. Moreover, gender equality consistently mediates this relationship, with the mediating effect strengthening over time (from 0.10 to 0.16). Findings also reveal that the cumulative benefits of education and improvements in gender equality exert delayed effects on national income. This study contributes by providing long-term, cross-national evidence that, beyond human capital accumulation, enhancing gender equality can more effectively promote national income, offering empirical guidance for policy development.

Keywords: mediating effect, years of schooling, gender equality, national income, cross-national longitudinal study

