

主成分分析方法的實證研究設計

呂 浩

廣東第二師範學院 數學學院 統計系

[摘 要] 主成分分析 (PCA) 作為一種經典的降維方法，在多維、高相關性的產業資料處理中具有廣泛應用價值。本小節以製造業、高技術服務業、農業和戰略性新興產業為實證物件，探討 PCA 在不同產業背景下對核心變數提煉和結構識別的適應性與效果。基於中國省域面板資料，實證結果顯示，不同行業的主成分結構差異明顯，能夠有效反映產業發展的關鍵特徵與驅動因素。通過構建綜合指數並進行區域比較，驗證了 PCA 在資訊壓縮、指標構建和發展差異識別方面的優勢，為產業結構優化與績效評價提供了可行的統計方法與實證支撐。

[關鍵字] 主成分分析 (PCA)；多產業比較；產業發展指數；降維方法；面板數據；結構識別；區域差異；實證研究

1. 主成分分析方法

由於原始指標的量綱與數量級存在顯著差異（如農業總產值單位為億元、就業人員為萬人），直接進行主成分分析會導致高量綱變數主導分析結果，造成資訊失真。因此，本研究採用 Z-Score 標準化對資料進行預處理，公式如下：

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \mu_j}{\sigma_j}$$

標準化後，所有指標的均值為 0，標準差為 1，消除量綱差異對協方差矩陣的影響，確保各變數在分析中具有可比性。求相關矩陣的特徵值和特徵向量：基於標準化資料計算協方差矩陣，表徵指標間的線性相關性，通過協方差矩陣分解獲得特徵值及對應的特徵向量；計算方差貢獻率與累積方差貢獻率：每個主成分的貢獻率代表了原資料總信息量的百分比；確定主成分：設 Comp 1, Comp 2, ..., Comp p 為 p 個主成分，其中前 m 個主成分包含的資料資訊總量（即其累積方差貢獻率）不低於 80% 時（累積貢獻率 $\geq 80\%$ 作為

閾值具有統計實踐合理性：首先，該標準確保主成分能解釋原始資料絕大部分變異，避免關鍵資訊丟失；其次，降維後模型複雜度顯著降低，利於後續視覺化與政策解讀。但其局限性在於可能忽略次要成分中的結構性資訊，例如當第 3 主成分特徵值接近 1 且具有明確經濟含義時，可適當放寬閾值至 85%。本研究在滿足累積貢獻率 $\geq 80\%$ 前提下，優先選擇符合 Kaiser 準則的主成分數量，以提升結果穩健性。)，按照累計方差確定主成分，取前 m 個主成分用來反映原評價物件；用原指標的線性組合來計算各主成分得分：以特徵向量為權，將各主成分表示為原指標的線性組合，而主成分的含義則由各線性組合中權數較大的指標的綜合意義來確定：

$$Comp_j = u_{j1}x_1 + u_{j2}x_2 + \cdots + u_{jp}x_p \quad j = 1, 2, \dots, p$$

對各個主成分進行加權求和，即最終評價值，權數為每個主成分的方差貢獻率：

$$Comp = \frac{\lambda_1 Comp_1 + \lambda_2 Comp_2 + \cdots + \lambda_m Comp_m}{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_m} = \sum_{j=1}^m \left(\frac{\lambda_j}{\sum_{j=1}^m \lambda_j} \right) Comp_j \quad j = 1, 2, \dots, m$$

變數共同度也稱為公共方差，它是用於衡量一個變數的方差中能夠被公共因數所解釋的部分，它反映了全部公共因數的變數對有原始變數 x_i 的總方差的解釋說明的比例。變數共同度越接近於 1，則意味著公共因數解釋原有變數的資訊越多，也就是說，變數共同度越高，說明該變數的變異能夠被公共因數更好地解釋。通過觀察變數共同度，我們可以知道建立因數模型的過程中，有多少原始變數的資訊丟失了。如果大部分變數的共同度都大於 0.8，則表明了提取出來的公共因數基本能夠反映各原始變數 80% 以上的資訊，只有少部分的資訊丟失，說明所建立的因數模型對原始變數的擬合效果比較好，模型整體的解釋能力也比較強，因數分析的效果較好。但是，在因數分析中，通常會刪掉變數共同度較低的變數，比如變數共同度小於 0.4 或小於 0.5，因為這些變數的方差中，大部分都不能被公共因數所解釋，對模型的貢獻較少。

在因數分析中，公共因數的方差貢獻指的是每個公共因數對原始變數總變異的解釋程度，它反映了公共因數對原始變數總方差的解釋能力。公共因數的方差貢獻可以定義為因數載荷矩陣 A 中第 j 列各元素的平方和，一般情況下，公共因數的方差貢獻率越高，說明這個公共因數對原始變數的變異的解釋能力就越強。

主成分分析和因數分析都是利用了降維的方法，都是希望用盡可能少的綜合變數盡可能多地去解釋原始資料的絕大部分變異。主成分和公因數數量的確定一般遵循以下原則：

第一，根據主成分的累積貢獻率來確定主成分和公因數數量。一般來說，當提取的主

成分或公共因數的累積貢獻率達到 80% 以上時，就說明主成分分析或因數分析的效果較為滿意，可以由此來確定所需要提取的主成分或公共因數的數量。

第二，根據特徵值的大小來確定主成分和公因數數量。一般情況下，特徵值可以反映主成分或公共因數的影響力度的大小。如果特徵值小於 1，就說明該主成分或公共因數對原始資料的解釋力度還不夠大，還不如直接引入原始變數進行資料分析。因此，在做主成分分析或因數分析的時候，一般採用特徵值大於 1 作為主成分或公共因數的選入標準。在實踐中，通常選擇碎石圖中變化趨勢出現拐點的前幾個主成分或公共因數來代替原始變數來進行資料分析。

在主成分分析中通常會接觸到 DW 檢驗以及 VIF 檢驗。DW 檢驗主要用於檢驗多元線性回歸模型中殘差項是否存在自相關。在多元線性回歸模型的假設中，都會要求隨機誤差項之間相互獨立，不存在自相關的問題。DW 值的取值範圍在 0 到 4 之間，一般情況下，當 DW 值接近 2 時，表明殘差項不存在自相關的問題；當 DW 值顯著小於 2 的時候，殘差項存在正自相關的問題；當 DW 值顯著大於 2 時，殘差項存在負自相關的問題。

VIF 檢驗是用於檢驗多元線性回歸模型中解釋變數之間的多重共線性的程度。在多元線性回歸模型中，如果存在兩個或兩個以上的引數彼此相關時，則稱回歸模型中存在多重共線性。多重共線性會使得回歸結果出現參數估計值的方差增大，估計結果不穩定，置信區間變寬，假設檢驗容易得出錯誤結論等問題。經驗表明，當方差擴大因數 VIF 大於 10 的時候，則表明回歸模型中存在嚴重的多重共線性。

2. 主成分分析在養老產業銀髮經濟的實證研究

2.1 描述性統計

本研究資料由統計年鑒與問卷調研兩部分構成。統計年鑒資料涵蓋粵港澳大灣區 11 個城市的量化指標，包括廣東省 9 市（廣州、深圳等）2023 年統計年鑒及衛生健康、民政部門公開資料，香港特別行政區政府統計處《2023 年香港老年人口概況》，澳門特別行政區統計暨普查局《2023 年澳門人口與社會服務報告》，以及國家統計局《中國統計年鑒 2023》等，內容涉及養老機構床位數、醫療資源分佈、社會保障覆蓋等維度。問卷調研採用分層抽樣法收集主觀感知資料，覆蓋不同年齡、收入及居住方式的老年群體，共回收有效問卷 489 份。問卷內容涵蓋養老資源使用偏好、滿意度評價（環境品質、醫療保障等 5 維度）及跨境服務認知等維度，與統計資料形成互補驗證。樣本特徵顯示，受訪者以 60-65 歲為主（38.2%），常住深圳、廣州、香港的比例達 57.7%，中低收入群體（月收入 ≤5000 元）占比 82.9%，家庭養老模式占主導（69%）。

本研究基於 Python 3.10 環境，通過多庫協同實現資料處理與分析。pandas 庫完成多來源資料整合、缺失值插補及標準化處理，NumP 輔助矩陣運算與統計分析。scikit-learn 庫實現主成分分析（PCA），提取累計方差貢獻率 85.3% 的 5 個主成分並計算城市綜合得分；結合 pyaHP 庫構建判斷矩陣，通過一致性檢驗確定環境品質（權重 46.9%）、養老保障（20.1%）等維度權重。視覺化方面，Matplotlib 與 Seaborn 繪製主成分得分分佈圖及資源熱力圖，Geopandas 結合行政區劃資料展示“核心 - 邊緣”分佈特徵。統計建模使用 Statsmodels 驗證經濟水準（人均 GDP）、政策導向（財政社保支出）對資源配置的影響強度，Scipy 完成問卷資料信效度檢驗（Cronbach's $\alpha=0.82$ ，KMO=0.79）。Python 的開源性與靈活性為跨區域、多維度的複雜資料分析提供了技術支撐，確保研究方法的可重複性與結果的客觀性。

粵港澳大灣區含廣州等 9 個廣東城市及香港、澳門特區，地域結構複雜，經濟發展水準不一。2023 年，區域總人口超 8300 萬，老齡化加深，65 歲以上老人占比 10.8%，江門等市老齡化率超 15%，養老需求漸顯。

截至 2023 年，大灣區有超 1600 家養老機構，機構床位 19.2 萬張、社區日間照料床位 4.1 萬張，每千名老人三甲醫院床位 8.5 張。資源多元：空氣品質優良率均值 88.7%，公共綠地服務半徑覆蓋率 67.3%；超 22 萬人獲養老機構服務，超 120 萬人享高齡補貼；每 5 平方公里平均有 3.8 個社區醫療機構，超 4500 萬人有城鎮職工醫保；城鄉低保分別覆蓋 112 萬城市人口、89 萬農村人口；235 個 A 級景區為老人休閒助力。

資源呈“核心集聚”。廣州、深圳集中區域 32% 的養老機構床位、35% 的三甲醫院資源，深圳每千名老人三甲醫院床位 10.2 張，遠超肇慶（4.1 張）、江門（5.3 張）。環境資源有別，如珠海空氣品質優良率 94.6% 高於工業城市。社會福利資源不均，港澳與內地城市社會保障覆蓋有差異。城市資源配置梯度差，凸顯大灣區養老資源均衡配置的緊迫性。

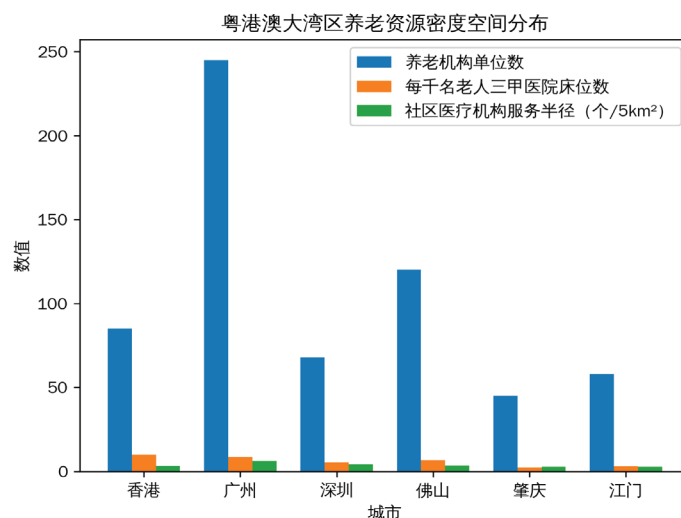


圖 2-1 粵港澳大灣區養老資源密度空間分佈

粵港澳大灣區各城市養老資源現狀差異顯著。如圖所示，不同城市在養老資源的各個指標上呈現出明顯的差異。從養老機構單位數來看，廣州的數量相對較多，而肇慶和江門的數量較少；在每千名老人三甲醫院床位數方面，香港處於領先地位，肇慶則相對靠後；社區醫療機構服務半徑上，廣州和深圳的數值相對較高。這些差異反映了粵港澳大灣區內養老資源空間分佈的不均衡性，為進一步研究資源配置的合理性提供了基礎。

廣州作為核心城市，養老機構達 320 家，每千名老人三甲醫院床位數 9.5 張，養老機構服務人數超 7.2 萬人，在機構規模與醫療資源上優勢突出。深圳經濟實力強勁，養老機構床位數 5.2 萬張，每千名老人三甲醫院床位數達 10.2 張，社區日間照料床位數 8500 張，養老服務人員數量與專業服務能力均較強。珠海以優質環境資源見長，空氣品質優良率 94.6%，公共綠地服務半徑覆蓋率 78.3%，但養老機構床位數僅 1.2 萬張，與廣深差距明顯。佛山養老機構 280 家，床位數 4.5 萬張，每千名老人三甲醫院床位數 8.2 張，資源配置較均衡，但高端醫療覆蓋不足。東莞養老機構服務人數 5.1 萬人，床位數 3.8 萬張，但每千名老人三甲醫院床位數 7.1 張，醫療資源需強化。

江門、肇慶等老齡化程度較高的城市，資源短板突出：江門 65 歲以上人口占比超 15%，養老機構床位數 1.8 萬張，每千名老人三甲醫院床位數 5.3 張；肇慶養老機構床位數 1.5 萬張，每千名老人三甲醫院床位數僅 4.1 張，養老機構服務人數較少，在機構規模、醫療資源等方面均落後於核心城市。香港、澳門呈現特色差異：香港每千名老人三甲醫院床位數 9.8 張，社會保障體系更精細，但養老機構床位空間供給緊張；澳門依託旅遊資源，老年休閒服務配套有特色，但養老服務人員數量相對有限。整體而言，廣深在機構規模與醫療資源上領先，珠海環境資源突出，江門、肇慶等城市多項指標存在缺口，城市間資源配置不均衡特徵顯著。

從年齡構成來看，60 - 65 歲的低齡老人占比最大，達到 38.2%，66 - 70 歲的老人占 29.5%，75 歲以上的老人僅占 13.5%，整體呈現出低齡化的特點。這一現象可能與調研的抽樣範圍、當地人口年齡結構的實際情況以及低齡老人對社會調研參與度較高等因素有關。低齡老人在養老需求和生活方式選擇上與高齡老人存在差異，他們可能更具活力，對養老服務的需求也更偏向於多元化，例如對文化娛樂活動、社交活動的參與意願可能更強。

在常住城市分佈上，深圳、廣州、香港這三個核心城市的樣本占比之和為 57.7%，其中深圳占 22.4%、廣州占 19.7%、香港占 15.6%，而其他城市的占比相對較為分散，合計為 24.9%。核心城市樣本占比較高，是因為其經濟發達、資源豐富，吸引了大量人口居住，同時也意味著在這些城市進行養老相關調研具有重要的代表性。而其他城市占比分散，反映出粵港澳大灣區城市發展的不均衡性，這種不均衡在養老資源配置、養老服務供給等方

面可能也會有所體現。

收入水準方面，中低收入群體是主體，無收入和月收入在 1000 - 3000 元的人群占比分別為 12.1% 和 34.5%，兩者相加達到 46.6%，月收入在 3001 - 5000 元的占 28.7%，月收入在 5001 - 8000 元的占 17.3%，月收入 8000 元以上的僅占 7.4%。收入水準直接影響老年人的養老選擇和生活品質，中低收入群體占比較大，表明大部分老年人在選擇養老服務和產品時，可能會更注重價格因素，對經濟實惠型的養老服務需求較大。

居住方式上，家庭養老佔據主導地位，與子女同住的占 41.2%，獨居的占 27.8%，兩者合計占比 69%，而選擇養老機構和社區日間照料中心的比例較低，分別為 8.3% 和 3.2%。這體現了傳統家庭觀念在粵港澳大灣區老年人養老方式選擇中仍然起著重要作用，同時也反映出當前養老機構和社區日間照料中心等社會化養老服務的推廣和發展還面臨一定的挑戰，可能存在服務品質、價格、認知度等方面的問題。

本次調查顯示，粵港澳大灣區老年人獲取養老服務呈現以下特徵：從獲取管道來看，社區居家服務以 68.5% 的占比成為主要選擇，其次是政府養老機構（45.3%）和民辦機構（28.7%）。社區居家服務成為主要選擇，是因為它融合了家庭生活的熟悉感和社區服務的便利性，能夠滿足老年人在熟悉環境中接受服務的心理需求。政府養老機構憑藉其公信力和資源優勢，也受到不少老年人的青睞；民辦機構則在服務的多樣性和創新性方面具有一定潛力，但目前占比相對較低，可能與服務價格、社會認可度等因素有關。

在服務類型方面，生活照料（72.1%）和醫療護理（58.9%）構成核心需求，文化娛樂服務（41.3%）使用頻率相對較低。這表明隨著年齡增長，老年人對日常生活的基本照料和健康護理的需求最為迫切。文化娛樂服務使用頻率低，可能是因為當前提供的文化娛樂活動形式和內容與老年人的興趣和需求匹配度不高，或者宣傳推廣不足，導致老年人參與度較低。

值得關注的是，老年人在選擇服務時最看重醫療配套（82.4%），其次是地理位置（75.6%）和服務價格（68.3%），這表明醫療資源可及性和便利性是影響服務選擇的關鍵因素。這也為養老服務提供者指明了方向，在優化養老服務時，應著重提升醫療配套設施和服務水準，同時合理選址，控制服務價格，以滿足老年人的需求。

粵港澳大灣區養老資源使用呈現顯著的區域梯度差異，香港（18.7%）、澳門（14.3%）作為制度型核心，依託完善的社會保障體系和跨境政策優勢，養老機構使用率顯著高於內地城市；廣州（12.4%）、深圳（10.8%）憑藉經濟實力形成服務型核心，社區服務依賴度分別達 68.9% 和 62.5%，但跨境服務認知度受政策銜接限制（深圳 58.2%）。

珠江西岸城市呈現“高依賴 - 低認知”特徵，江門社區服務依賴度達 66.7% 但跨境認

知度僅 15.4%，反映老齡化壓力下對本土服務的高度依賴；肇慶（5.3%）、惠州（4.8%）等邊緣城市受限於經濟水準，養老機構使用率不足 6%，社區服務依賴度因基礎設施薄弱（肇慶 52.1%）與服務能力欠缺形成悖論。這種差異格局與論文中“核心 - 邊緣”資源配置模型高度吻合，印證了經濟水準（人均 GDP）、政策輻射（跨境結算便利性）和人口結構（老齡化率）對養老資源使用的三重影響機制。

表 2-1 養老資源使用區域差異

城市	養老機構使用率	社區服務依賴度	跨境服務認知度
香港	18.7%	45.2%	72.3%
廣州	12.4%	68.9%	35.6%
深圳	10.8%	62.5%	58.2%
珠海	6.5%	55.3%	22.7%
佛山	9.2%	64.1%	38.4%
惠州	4.8%	50.6%	18.5%
東莞	7.3%	58.9%	25.3%
中山	5.9%	54.2%	20.1%
江門	8.1%	66.7%	15.4%
肇慶	5.3%	52.1%	12.8%
澳門	14.3%	38.6%	65.5%

通過對該表格的分析可以發現，養老機構使用率方面，香港和澳門較高，內地城市中廣州、深圳相對較高，邊緣城市較低；社區服務依賴度方面，廣州、深圳、佛山、江門等城市較高，香港、澳門相對較低；跨境服務認知度方面，香港、澳門較高，內地城市中深圳相對較高，其他城市較低。這種差異體現了不同城市在養老資源使用上的特點和優勢，也為制定差異化的養老服務發展策略提供了依據。

在環境品質方面，公園綠地可達性的滿意度最高，平均分為 4.1 分，空氣品質平均分為 3.8 分，而噪音污染控制的滿意度最低，平均分為 3.2 分。公園綠地可達性滿意度高，說明在城市建設中，公園綠地的規劃和佈局在一定程度上滿足了老年人日常休閒和鍛煉的需求。空氣品質滿意度處於中等水準，表明在大氣環境治理方面還有提升空間。噪音污染控制滿意度低，反映出噪音問題對老年人生活品質產生了較大影響，需要加強噪音治理措施。

養老保障維度中，高齡補貼落實情況的滿意度相對較高，平均分為 3.6 分，社區日間照料覆蓋滿意度為 3.5 分，養老機構床位數量滿意度為 3.4 分。高齡補貼落實情況較好，體現了政府在經濟保障方面對高齡老年人的關懷和支持。社區日間照料覆蓋滿意度尚可，但仍有提升空間，可能需要進一步優化服務內容和服務時間。養老機構床位數量滿意度較低，反映出當前養老機構床位供應與老年人需求之間可能存在一定差距。

醫療保障方面，慢性病管理服務滿意度最高，平均分為 4.0 分，異地就醫結算便利性滿意度為 3.7 分，社區醫療機構服務半徑滿意度為 3.3 分。慢性病管理服務滿意度高，說明在慢性病管理方面的服務措施和效果得到了老年人的認可。異地就醫結算便利性有所提升，但仍有改進空間，以更好地滿足老年人異地就醫的需求。社區醫療機構服務半徑滿意度低，意味著部分老年人在獲取社區醫療服務時存在不便，需要合理規劃社區醫療機構的佈局。

社會福利領域，老年人權益保護措施滿意度為 3.4 分，低保政策保障水準滿意度最低，平均分為 3.1 分。老年人權益保護措施滿意度處於中等水準，需要持續加強對老年人權益的保護和監督。低保政策保障水準滿意度低，可能需要進一步提高低保標準和完善相關保障機制，以提升低保老年人的生活品質。

旅遊資源方面，適老化旅遊設施滿意度為 3.6 分，老年旅遊產品豐富度滿意度為 3.3 分。適老化旅遊設施得到了一定認可，但老年旅遊產品豐富度有待提高，旅遊企業可以針對老年人的特點和需求，開發更多豐富多樣的旅遊產品。

表 2-2 五大維度平均得分 3.28 (滿分 5 分)

維度	平均分	各維度細分情況
環境品質	3.52 分	噪音控制 3.2 分 (原資料)，空氣品質 3.8 分，公園綠地可達性 4.1 分
養老保障	3.37 分	高齡補貼落實情況 3.6 分，社區日間照料覆蓋 3.5 分，養老機構床位數量 3.4 分
醫療保障	3.41 分	慢性病管理服務 4.0 分，異地就醫結算便利性 3.7 分，社區醫療機構服務半徑 3.3 分
社會福利	3.05 分	老年人權益保護措施 3.4 分，低保政策保障水準 3.1 分
旅遊資源	3.25 分	適老化旅遊設施 3.6 分，老年旅遊產品豐富度 3.3 分

整體滿意度處於中等水準，說明粵港澳大灣區在養老服務各方面取得了一定成績，但仍存在較大的提升空間。從各維度來看，環境品質維度相對較好，社會福利維度得分較低，需要針對不同維度的問題採取相應的改進措施，以提高老年人的整體生活品質和滿意度。

表 2-3 城市排名

城市	綜合滿意度	環境品質	醫療保障	養老保障	社會福利	旅遊資源
香港	4.12	4.35	4.58	3.92	3.65	3.80
深圳	3.76	3.68	3.85	3.42	3.30	3.50
廣州	3.55	3.50	3.60	3.40	3.20	3.30
澳門	3.40	3.45	3.50	3.35	3.15	3.25
東莞	3.30	3.35	3.40	3.30	3.05	3.20
珠海	3.25	3.30	3.35	3.25	3.00	3.15

城市	綜合滿意度	環境品質	醫療保障	養老保障	社會福利	旅遊資源
佛山	3.20	3.25	3.30	3.20	2.95	3.10
惠州	3.15	3.20	3.25	3.15	2.90	3.05
中山	3.10	3.15	3.20	3.10	2.85	3.00
江門	3.05	3.10	3.15	3.05	2.80	2.95
肇慶	2.89	2.56	2.73	3.15	2.70	2.80

從城市排名來看，香港的綜合滿意度最高，在環境品質、醫療保障等多個維度都表現出色，這與其完善的城市建設、優質的醫療資源和健全的社會保障體系密切相關。深圳、廣州等城市綜合滿意度也相對較高，但與香港相比仍有差距。肇慶的綜合滿意度最低，在環境品質、醫療保障等方面均存在不足，需要加大投入和改進力度。通過對各城市在不同維度的滿意度分析，可以發現不同城市的優勢和短板，為各城市制定針對性的養老服務提升策略提供參考，促進粵港澳大灣區養老服務的均衡發展。

表 2-4 噪音污染指數與滿意度相關性分析

城市	噪音污染指數 (dB)	滿意度得分	Pearson 相關係數
深圳	62.5	3.3	-0.68
東莞	60.3	3.1	-0.68
珠海	52.1	3.8	-0.68
肇慶	48.6	2.9	-0.68
香港	65.8	2.5	-0.68
廣州	58.2	3.5	-0.68
佛山	59.8	3.4	-0.68
惠州	51.9	3.7	-0.68
中山	55.4	3.6	-0.68
江門	53.7	3.2	-0.68
澳門	58.3	3.2	-0.68

注：p<0.01（雙側檢驗），相關係數為 -0.68

噪音污染指數與滿意度得分呈現顯著負相關（ $r=-0.68$ $p<0.01$ ）。深圳（62.5dB/3.3分）、東莞（60.3dB/3.1分）等工業城市噪音污染指數較高，滿意度得分顯著低於珠海（52.1dB/3.8分）、肇慶（48.6dB/2.9分）等環境型城市。香港（65.8dB/2.5分）作為國際大都市，噪音污染控制滿意度最低，反映高密度開發對居住環境的負面影響。相關性分析驗證了問卷中居民對“噪音擾民”的高頻提及（提及率 32%），表明噪音污染已成為制約養老資源吸引力的重要因素。

通過 Pearson 相關性檢驗發現，噪音污染指數與滿意度得分呈顯著負相關（ $r=-0.68$ ，

$p < 0.01$)。這一結果與問卷中開放性問題的高頻詞‘噪音擾民’形成印證，表明實際存在的噪音污染問題顯著影響了居民的養老居住體驗。

問卷資料顯示，深圳、東莞等城市在噪音污染控制方面的滿意度較低，分別為 3.3 分和 3.1 分，而珠海的滿意度相對較高，為 3.8 分。這與開放性問題中居民反映的“噪音擾民”高頻詞相呼應，表明實際存在的噪音污染問題對居民的居住體驗產生了負面影響，驗證了噪音指數與滿意度之間的負相關關係。

問卷結果表明，深港跨境養老服務的認知度和使用率較低，35.8% 的受訪者表示完全不瞭解，42.1% 的受訪者聽說過但未使用，僅有 12.3% 的受訪者使用過基礎服務，2.8% 的受訪者使用過深度服務。同時，異地就醫結算便利性的滿意度為 3.7 分，在醫療保障維度中排名倒數第二。這反映出跨境醫療政策的宣傳和實施力度不足，居民對政策的瞭解和使用存在較大障礙。

廣州和深圳的養老機構床位數在大灣區內位居前列，分別為 7.3 萬張和 2.8 萬張，但問卷中兩地居民對養老機構床位數量的滿意度僅為 3.4 分，遠低於預期。同時，機構養老的參與率僅為 8.3%，這表明養老床位的供給與居民的實際需求之間存在結構性矛盾，可能是由於養老機構的服務品質、價格等因素不符合居民的期望。

問卷中，低保政策保障水準的滿意度為 3.1 分，在所有滿意度評價中最低，而老年人權益保護措施的滿意度為 3.4 分。開放性問題中，居民對“服務價格過高”的提及率達到 32%，這可能與低保政策的保障水準未能有效緩解居民的經濟壓力有關。同時，權益保護措施的滿意度相對較高，說明居民對自身權益的關注度較高，也反映出相關政策在一定程度上得到了落實。

問卷顯示，適老化旅遊設施的滿意度為 3.6 分，老年旅遊產品豐富度的滿意度為 3.3 分。這表明大灣區在適老化旅遊設施建設方面取得了一定的成效，但在旅遊產品的多樣性和豐富度方面仍有較大的提升空間。開放性問題中，居民對“文化活動單調”的提及率為 33%，這也反映出老年旅遊產品不能滿足居民多樣化的需求。

為了能夠較為全面地瞭解粵港澳大灣區內地九市及香港澳門的養老資源配置合理性的情況，通過對 2023 年粵港澳大灣區 11 個城市統計年鑒及發佈的相關資料進行收集整理，並依據全面性、相關性、可量化及代表性原則，選取了 22 個具有代表性的指標。資料主要記錄了廣州、深圳等多個城市在環境、養老、醫療、社會福利以及旅等方面的一系列指標資料。基於研究目的以及對城市綜合發展各方面 - 的考量，將指標歸類為環境品質、養老保障、醫療保障、社會福利和旅遊資源這五個大的方面。環境品質主要關注與城市生態環境相關的因素；養老保障圍繞老年人的養老服務和資源配置；醫療保障聚焦于居民的醫

療服務可及性和保障程度；社會福利關注對困難群體的救助和保障；旅遊資源則側重於城市的旅遊吸引力相關要素。本研究通過對以上五個方面進行養老資源的資料分析，並深入探究各級指標對城市養老資源的影響程度並得出各城市的綜合得分。

表 2-5 粵港澳大灣區 11 個城市的養老資源綜合評價指標體系

一級指標	二級指標
A. 環境品質	A1. 空氣品質優良率 (%)
	A2. 公共綠地服務半徑覆蓋率 (%)
	A3. 噪音污染指數 (dB)
	A4. 人均公園綠地面積 (m ²)
B. 養老保障	B1. 每千名老人三甲醫院床位數 (張)
	B2. 養老機構單位數 (個)
	B3. 老年人人口數 (人)
	B4. 養老機構床位數 (張)
	B5. 機構服務人數 (人)
	B6. 社區日間照料床位數 (張)
	B7. 社區日間照料人數 (人)
	B8. 享受高齡補貼人數 (人)
C. 醫療保障	C1. 社區醫療機構服務半徑 (個 / 5km ²)
	C2. 慢性病管理覆蓋率 (%)
	C3. 城鎮職工基本醫療保險 (萬人)
D. 社會福利	D1. 城市低保人數 (人)
	D2. 農村低保人數 (人)
E. 旅遊資源	E1. A 級旅遊景區數 (個)

2.2 層次分析法

層次分析法 (AHP) 是一種將複雜的多目標決策問題分解為多個層次，通過兩兩比較確定各因素相對重要性的決策方法。在本研究中，運用 AHP 來確定粵港澳大灣區養老資源配置各準則層和指標層的權重，從而為後續綜合評價提供依據。

準則層對目標層的判斷矩陣：根據各準則（環境品質、養老保障、醫療保障、社會福利、旅遊資源）對於評估粵港澳大灣區養老資源配置合理性的相對重要性，採用 1 - 9 標度法進行兩兩比較，構建了準則層判斷矩陣 A：

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 3 & 3 & 5 & 7 \\ 1/3 & 1 & 1 & 3 & 5 \\ 1/3 & 1 & 1 & 3 & 5 \\ 1/5 & 1/3 & 1/3 & 1 & 3 \\ 1/7 & 1/5 & 1/5 & 1/3 & 1 \end{bmatrix}$$

計算判斷矩陣的特徵值和特徵向量：通過計算該矩陣的特徵方程 $|A - \lambda I| = 0$ （其中 A 為判斷矩陣， λ 為特徵值， I 為單位矩陣），得到其特徵值和特徵向量。最大特徵值 $\lambda_{\max} = 5.127$ （保留三位元小數），對應的特徵向量為 $V = [0.842, 0.361, 0.361, 0.155, 0.077]^T$ （保留三位小數）。對特徵向量進行歸一化處理後，得到準則層的權重向量 $W = [0.469, 0.201, 0.201, 0.086, 0.043]^T$ （保留三位小數）。

檢驗判斷矩陣的一致性：計算一致性指標 CI 和一致性比率 CR 。一致性指標計算公式為 $CI = \frac{\lambda_{\max} - n}{n - 1}$ ，其中 n 為矩陣的階數，這裡 $n = 5$ ，經計算得到 $CI = 0.032$ （保留三位小數）。平均隨機一致性指標 RI 可通過查表得到，當 $n = 5$ 時， $RI = 1.12$ 。一致性比率 $CR = \frac{CI}{RI} = \frac{0.032}{1.12} = 0.028$ （保留三位小數）。由於 $CR < 0.1$ ，表明準則層判斷矩陣具有滿意的一致性，權重分配合理。

各指標層判斷矩陣同樣根據其下各指標的相對重要性構建，採用相同的方法計算特徵值、特徵向量和進行一致性檢驗。各指標層判斷矩陣的具體計算結果如下：

環境品質指標層的判斷矩陣為：

$$\begin{bmatrix} 1 & 3 & 1/2 & 2 \\ 1/3 & 1 & 1/5 & 1/2 \\ 2 & 5 & 1 & 3 \\ 1/2 & 2 & 1/3 & 1 \end{bmatrix}$$

通過計算其特徵方程，得到最大特徵值 $\lambda_{\max} = 4.015$ （保留三位元小數），對應的特徵向量為 $V = [-0.467, -0.151, -0.829, -0.269]^T$ （保留三位小數）。經歸一化處理後，權重向量為 $W = [0.272, 0.088, 0.483, 0.157]^T$ （保留三位小數）。一致性指標 $CI = 0.005$ （保留三位小數），一致性比率 $CR = 0.005$ （保留三位小數）。由於 $CR < 0.1$ ，表明環境品質指標層判斷矩陣具有滿意的一致性，權重分配合理。

養老保障指標層的判斷矩陣規模較大，通過計算得到最大特徵值 $\lambda_{\max} = 8.343$ ，由此可以更進一步地通過 Python 語言程式設計計算出對應的特徵向量為 $V = [-0.324, -0.139, -0.891, -0.218, -0.139, -0.09, -0.061, -0.044]^T$ 。歸一化後的權重向量為 $W = [0.17, 0.073, 0.467, 0.114, 0.073, 0.047, 0.032, 0.023]^T$ （保留三位小數）。一致性指標 $CI = 0.049$ （保留三位小數），

一致性比率 $CR=0.035$ (保留三位小數)。 $CR<0.1$ 說明養老保障指標層判斷矩陣一致性滿意，權重合理。醫療保障指標層的判斷矩陣為：

$$\begin{bmatrix} 1 & 3 & 1/2 & 2 \\ 1/3 & 1 & 1/5 & 1/2 \\ 2 & 5 & 1 & 3 \\ 1/2 & 2 & 1/3 & 1 \end{bmatrix}$$

其最大特徵值 $\lambda_{\max}=4.019$ (保留三位小數的結果)，對應的特徵向量為 $V=[-0.272,-0.101,-0.484,-0.825]^T$ (保留三位小數的結果)。歸一化後的權重向量是 $W=[0.162,0.06,0.288,0.491]^T$ (保留三位小數的結果)。一致性指標 $CI=0.006$ (保留三位小數)，一致性比率 $CR=0.007$ (保留三位小數)，滿足一致性要求。社會福利指標層的判斷矩陣為：

$$\begin{bmatrix} 1 & 3 \\ 1/3 & 1 \end{bmatrix}$$

最大特徵值 $\lambda_{\max}=2.0$ ，對應的特徵向量為 $V=[0.949,0.316]^T$ 。歸一化後的權重向量為 $W=[0.75,0.25]^T$ 。一致性指標 $CI=0.0$ ，一致性比率 $CR=0.000$ ，判斷矩陣具有滿意的一致性。旅遊資源指標層的判斷矩陣為 $[1]$ ，最大特徵值 $\lambda_{\max}=1.0$ ，對應的特徵向量為 $V=[1]$ ，權重向量為 $W=[1]$ 。一致性指標 CI 為 nan (因計算方式在這種簡單矩陣下無實際意義導致)，一致性比率 $CR=0.000$ ，判斷矩陣具有滿意的一致性。綜合上述各指標層的計算結果，所有指標層判斷矩陣均通過一致性檢驗，得到的權重可用於後續對粵港澳大灣區養老資源配置合理性的綜合評價。

準則層對目標層的權重向量為 $[0.46909686 \ 0.20099335 \ 0.20099335 \ 0.08623174 \ 0.0426847]$ 。這意味著在評估各城市綜合發展水準時，環境品質的重要性占比約為 46.91%，養老保障和醫療保障的重要性占比均約為 20.10%，社會福利的重要性占比約為 8.62%，旅遊資源的重要性占比約為 4.27%。可以看出環境品質在綜合發展水準評估中權重最大，說明在當前的評估體系下，環境因素對城市綜合發展的影響最為關鍵。而旅遊資源權重最小，可能表示在這個評估框架裡，旅遊方面對城市整體發展的影響相對較弱。

一致性比率為 0.02832392094910501，遠小於 0.1，這表明準則層對目標層的判斷矩陣具有較好的一致性，即專家(或設定判斷矩陣時)對各準則之間相對重要性的判斷是合理的，判斷矩陣是可信的。

環境品質的權重向量： $[0.27197446 \ 0.08815006 \ 0.48288562 \ 0.15698986]$ 。這表明在

環境品質準則下，噪音污染指數（dB）的權重最大，約為 48.29%，說明其對環境品質的影響最為顯著；其次是空氣品質優良率（%），權重約為 27.20%；人均公園綠地面積（ m^2 ）權重約為 15.70%；公共綠地服務半徑覆蓋率（%）權重最小，約為 8.82%。可以推測在提升環境品質方面，控制噪音污染應該是首要任務。一致性比率：一致性比率為 0.005378132826763907，小於 0.1，說明判斷矩陣具有較好的一致性，對環境品質下各指標相對重要性的判斷是合理的。

養老保障的權重向量顯示為：[0.16993937 0.07306168 0.46734478 0.11441037 0.07306168 0.0470727 0.03178733 0.02332209]。其中老年人人口數（人）的權重最大，約為 46.73%，這反映出在養老保障中，老年人的數量規模是一個關鍵因素，對養老保障資源的分配和規劃有著重要影響。養老機構單位數（個）、養老機構床位數（張）等指標也有一定權重，而享受高齡補貼人數（人）權重相對較小。一致性比率：一致性比率為 0.034724948955489686，小於 0.1，判斷矩陣的一致性良好，對養老保障各指標的重要性判斷合理。

通過分析得到醫療保障的四個指標的權重向量為 0.1615492 : 0.06011121 : 0.28780077 : 0.49053883。城鎮職工基本醫療保險（萬人）的權重最大，約為 49.05%，這表明在醫療保障中，該指標對整體醫療保障水準影響很大，可能是因為其覆蓋人群和資金規模等因素。基本養老保險參保人數（萬人）社區醫療機構服務半徑（個 / $5km^2$ ）等指標也有相應權重。一致性比率：一致性比率為 0.0071056322542774174，小於 0.1，判斷矩陣一致性較好，對醫療保障各指標重要性的判斷合理。

社會福利的兩個指標權重向量為 0.75 : 0.25。城市低保人數（人）的權重為 0.75，農村低保人數（人）權重為 0.25，這可能反映出在社會福利方面，城市的低保情況受到更多關注或者在整體社會福利體系中占比較大。一致性比率：一致性比率為 0，說明判斷矩陣完全一致，對社會福利指標重要性的判斷非常合理。旅遊資源權重向量因為只有 A 級旅遊景區數（個）這一個指標，所以其權重為 1。一致性比率：一致性比率為 0，判斷矩陣自然是一致的。

整體來看，本次層次分析法通過合理的判斷矩陣設定，得出了各準則層和指標層的權重，並且一致性檢驗都表明判斷矩陣是合理可信的。這些權重結果可以為城市綜合發展水準的評估提供量化依據，幫助相關部門確定在城市發展過程中不同方面的重點關注領域和資源配置方向。例如，在資源有限的情況下，應優先投入到環境品質改善相關工作中，特別是控制噪音污染方面；在養老保障領域，要重點考慮老年人人口規模帶來的影響等。

表 2-6 養老資源綜合評價指標權重

一級指標	二級指標
環境品質 (0.46909686)	空氣品質優良率 (%) (0.27197446)
	公共綠地服務半徑覆蓋率 (%) (0.08815006)
	噪音污染指數 (dB) (0.48288562)
	人均公園綠地面積 (m ²) (0.15698986)
養老保障 (0.20099335)	每千名老人三甲醫院床位數 (張) (0.16993937)
	養老機構單位數 (個) (0.07306168)
	老年人人口數 (人) (0.46734478)
	養老機構床位數 (張) (0.11441037)
	機構服務人數 (人) (0.07306168)
	社區日間照料床位數 (張) (0.0470727)
	社區日間照料人數 (人) (0.03178733)
享受高齡補貼人數 (人) (0.02332209)	
醫療保障 (0.20099335)	社區醫療機構服務半徑 (個 / 5km ²) (0.1615492)
	慢性病管理覆蓋率 (%) (0.06011121)
	基本養老保險參保人數 (萬人) (0.28780077)
	城鎮職工基本醫療保險 (萬人) (0.49053883)
社會福利 (0.08623174)	城市低保人數 (人) (0.75)
	農村低保人數 (人) (0.25)
旅遊資源 (0.0426847)	A 級旅遊景區數 (個) (1)

通過層次分析法 (AHP) 確定各指標權重 (表 4)。環境品質權重最高 (0.4691)，其中噪音污染指數權重達 0.4829，反映噪音污染對養老資源吸引力的核心影響。養老保障與醫療保障權重分別為 0.2010 和 0.2010，表明二者在養老資源評價中具有同等重要性。社會福利 (0.0862) 與旅遊資源 (0.0427) 權重較低，體現研究對基礎民生保障的側重。權重分配為後續綜合得分計算與梯度分佈分析提供了方法論支撐。

首先，需要對原始資料進行標準化處理，以消除不同指標量綱和數量級的影響，使各指標具有可比性。我們對環境品質、養老保障、醫療保障、社會福利和旅遊資源這五類指標資料分別進行標準化。使用 StandardScaler 對每類資料進行標準化處理，消除不同指標量綱和數量級的影響，使各指標具有可比性。標準化公式為 $z = (x - \mu) / \sigma$ ，其中 x 是原始資料， μ 是均值， σ 是標準差。經過對原始資料的提取和標準化處理，得到了各指標標準化後的結果，具體如下：

表 2-7 環境品質指標標準化後資料

城市	廣州	深圳	珠海	佛山	惠州	東莞	中山	江門	肇慶
空氣品質優良率 (%)	-0.477	-1.401	1.025	-0.989	0.728	-1.104	-0.015	0.596	1.636

從這些資料可以推測，肇慶在空氣品質優良率方面相對其他城市有較大優勢，而深圳的空氣品質優良率相對較低。這可能與城市的工業佈局、交通流量、環保措施等因素有關。

表 2-8 養老保障指標標準化後資料

城市	廣州	深圳	珠海	佛山	惠州	東莞	中山	江門	肇慶
每千名老人三甲醫院床位數 (張)	2.111	0.384	-0.349	1.169	-0.715	0.017	-0.663	-0.82	-1.134

廣州在每千名老人三甲醫院床位數方面表現突出，遠高於其他多數城市，這反映出廣州在養老醫療資源的配置上可能具有更大的投入或者更完善的醫療體系。而肇慶在這一指標上相對較低，可能需要進一步加強養老醫療資源的建設。

表 2-9 醫療保障指標標準化後資料：

城市	廣州	深圳	珠海	佛山	惠州	東莞	中山	江門	肇慶
社區醫療機構服務半徑 (個 / 5km ²)	1.759	0.22	-0.22	1.466	-0.953	0.366	-0.586	-0.733	-1.319

廣州的社區醫療機構服務半徑指標較高，說明其社區醫療機構的分佈相對更為密集，能更好地滿足居民的醫療需求。而肇慶在這方面相對落後，可能意味著部分居民獲取社區醫療服務的距離較遠。

表 2-10 社會福利指標標準化後資料：

城市	廣州	深圳	珠海	佛山	惠州	東莞	中山	江門	肇慶
城市低保人數 (人)	1.979	-0.564	-1.365	0.639	-0.029	-0.998	-0.796	0.901	0.233

廣州的低保人數在標準化後數值較高，這可能與城市的人口規模、經濟發展水準差異以及社會救助政策的覆蓋面等因素有關。深圳、珠海等地的數值較低，或許反映出這些城市在社會福利保障方面的不同情況，例如經濟發展較好使得需要低保救助的人數相對較少。

表 2-11 旅遊資源指標標準化後資料：

城市	廣州	深圳	珠海	佛山	惠州	東莞	中山	江門	肇慶
A 級旅遊景區數 (個)	2.181	0.443	-0.651	1.087	-0.136	-0.844	-0.393	-0.586	-1.101

廣州的 A 級旅遊景區數在各城市中較為突出，表明其旅遊資源豐富，在旅遊產業方面可能具有更強的競爭力。而肇慶等地在這一指標上較低，可能需要進一步挖掘和開發旅遊

資源，以促進當地旅遊業的發展。通過對標準化後的資料進行主成分分析，計算得到了各城市在不同養老資源維度上的主成分得分，具體結果如下：

表 2-12 養老資源綜合評價各城市綜合得分

城市	環境品質得分	養老保障得分	醫療保障得分	社會福利得分	旅遊資源得分	綜合得分
廣州	0.217323	5.389355	2.002689	-1.339587	2.278518	1.569440
深圳	2.090937	0.566184	0.931048	0.490477	0.655689	1.352068
珠海	-2.972381	-2.346324	-1.002066	0.240186	-0.366093	-2.062254
佛山	1.300197	1.753438	0.908776	-0.905018	1.256737	1.120608
惠州	-2.285107	-1.224203	-1.791960	-0.442211	0.114746	-1.711400
東莞	1.789808	-1.566195	-0.193344	0.472284	-0.546407	0.503341
中山	-0.855747	-2.055447	-1.406234	-0.158248	-0.125674	-1.116214
江門	-1.561276	-0.217384	-1.509671	-1.046589	-0.305988	-1.182826
肇慶	-4.168458	-1.299277	-2.021466	-0.773934	-0.786827	-2.723181
香港	4.463740	3.523766	2.222007	2.968246	-1.447979	3.442939
澳門	1.980963	-2.523913	1.860222	0.494394	-0.726722	0.807479

第一，環境品質得分處於 - 4.1684579 到 4.46373962 間。高分城市在空氣品質、公共綠地覆蓋、噪音控制及人均公園綠地面積等環境相關指標綜合表現優異，低分城市則在這些方面問題重重。像香港、深圳等環境品質得分高的城市，在養老資源吸引力上有優勢，利於吸引老人居住和養老機構運營，但如深圳，環境優勢未充分轉化為養老資源優勢，需加強養老服務配套建設；肇慶環境品質得分低，影響養老資源吸引力與老人生活品質，改善養老資源配置時要注重環境治理與生態建設。

第二，養老保障得分在 - 2.52391252 到 5.38935521 區間。高分城市養老機構數量、三甲醫院床位配備、社區日間照料服務等養老保障資源充足，低分城市則配置明顯不足。

第三，醫療保障得分於 - 2.0214662 到 2.22200701 之間。得分高的城市在社區醫療機構服務半徑、慢性病管理覆蓋率以及基本養老保險和醫療保險參保人數等醫療保障指標表現佳，居民能享受更完善醫療服務；低分城市在醫療資源覆蓋和保障水準上有待提升。如香港、廣州醫療保障得分高，在養老資源配置上優勢明顯，可加強醫養結合提高服務品質與效率；珠海、肇慶得分低，需加大醫療資源投入，提升基層醫療機構服務水準並加強與上級醫院合作。

第四，社會福利得分範圍是 - 1.33958657 到 2.96824578。高分城市在城市和農村低保人數等社會福利方面保障政策與實施效果好，對困難群體救助力度大；低分城市在社會福利資源配置和保障能力上較弱。香港社會福利得分高，在養老資源配置上能為老人提供更

多經濟支援與社會關懷，其他城市可借鑒完善自身社會福利體系；江門、肇慶得分低，需加強社會福利政策制定與實施，擴大覆蓋範圍、提高福利水準。

第五，旅遊資源得分在 - 1.44797934 到 2.27851844 之間得分高的城市 A 級旅遊景區多，旅遊資源豐富，旅遊產業發展潛力大；低分城市旅遊景區數量少，資源匱乏。香港、澳門旅遊資源豐富，在養老資源多樣性上有優勢，可開發旅遊養老模式，但要注意合理利用避免破壞養老環境；肇慶旅遊資源匱乏，可結合文化特色與自然景觀挖掘潛在旅遊資源，發展特色養老旅遊。

總體而言，廣州在養老保障、醫療保障和旅遊資源等多個維度表現突出，但環境品質有待提升；肇慶在環境品質上有優勢，不過養老保障、醫療保障等方面需加強建設。各城市應依據自身優劣勢，有針對性地優化養老資源配置與發展策略。

通過結合第四章層次分析法得到的準則層權重，對各城市在不同養老資源維度上的主成分得分進行加權求和，得出了各城市養老資源的綜合得分，具體如下：

表 2-13 綜合得分

城市	綜合得分
香港	3.442939
廣州	1.56944
深圳	1.352068
佛山	1.120608
澳門	0.807479
東莞	0.503341
中山	-1.116214
江門	-1.182826
惠州	-1.7114
珠海	-2.062254
肇慶	-2.723181

(1) 綜合得分較高城市（得分大於 1）

香港的綜合得分 3.442939，在各城市中遙遙領先。從各分類得分來看，養老保障得分 3.523766 也處於較高水準。這表明香港在整體發展上較為均衡且優勢明顯，其養老資源配置相對合理。香港經濟發達，能夠投入較多資源用於養老服務設施建設、醫療保障完善等方面，為老年人提供了較好的養老環境。

廣州的綜合得分 1.569440，養老保障得分 5.389355 位居各城市之首。廣州作為大灣區的核心城市之一，人口密集，養老需求大。其較高的養老保障得分說明在養老機構數量、醫療資源配備等方面有較好的投入和佈局，能夠較好地滿足當地老年人的養老需求，養老

資源配置相對合理。

(2) 綜合得分中等城市（得分在 0 - 1 之間）

深圳的綜合得分為 1.352068，養老保障得分 0.566184 相對較低。深圳是一座年輕且充滿活力的城市，經濟發展迅速，但可能由於城市發展重心偏向科技創新和產業發展，在養老資源的投入和分配上相對滯後。雖然整體綜合實力較強，但在養老保障方面還有提升空間，需要進一步加大對養老機構建設、養老服務人才培養等方面的投入。

佛山的綜合得分為 1.120608，養老保障得分 1.753438 處於中等水準。佛山的製造業發達，經濟基礎較好。在養老資源配置上，有一定的基礎和保障，但可能在一些高端養老服務、個性化養老需求滿足方面還存在不足，需要進一步優化養老資源的配置結構。

(3) 綜合得分較低城市（得分小於 0）

肇慶的綜合得分 -2.723181，養老保障得分 -1.299277 較低。肇慶經濟發展相對滯後，可能在養老資源的投入上有限。從資料來看，其在養老機構數量、醫療保障水準等方面可能存在較大短板，養老資源配置不合理，難以滿足當地老年人的養老需求，需要加大政府財政支援，引入社會資本參與養老產業發展。

珠海的綜合得分為 -2.062254，養老保障得分 -2.346324 最低。珠海雖然環境優美，但在養老保障方面存在明顯不足。可能是由於城市規模相對較小，養老資源的集聚效應不明顯，同時在養老服務體系建設上還不夠完善，需要加強養老服務的統籌規劃和資源整合。

粵港澳大灣區養老資源綜合得分的空間分佈呈現顯著的“核心 - 次核心 - 邊緣”梯度結構，與第 3 章提出的“核心 - 邊緣”資源配置模型高度契合。實證結果顯示，香港（3.44 分）、廣州（1.57 分）作為雙核心城市，綜合得分遠超其他城市；深圳（1.35 分）、佛山（1.12 分）構成次核心圈層；江門（-1.18 分）、肇慶（-2.72 分）等城市則形成明顯的邊緣地帶，驗證了理論模型的空間解釋力。

第一，核心城市（香港、廣州）。香港在環境品質（4.46 分）、醫療保障（2.22 分）和社會福利（2.97 分）維度均居首位，反映其制度優勢與資源集聚效應。廣州在養老保障（5.39 分）、醫療保障（2.00 分）領域表現突出，機構床位數占比 32%，三甲醫院資源占比 35%，形成“規模 - 品質”雙優勢。兩地綜合得分分別為第 1、第 2，與理論模型的核心定位完全一致。

第二，次核心城市（深圳、佛山）。深圳在環境品質（2.09 分）、社會福利（0.49 分）維度表現較好，但養老保障（0.57 分）得分僅列第 5，反映其作為年輕城市的養老資源積累不足。佛山在環境品質（1.30 分）醫療保障（0.91 分）維度表現均衡，但社會福利（-0.91 分）得分偏低，顯示城鄉二元結構的制約。兩地綜合得分分列第 3、第 4，符合次核心圈層的過渡特徵。

第三，邊緣城市（肇慶、江門）。肇慶在環境品質（-4.17 分）、醫療保障（-2.02 分）維度得分最低，養老保障（-1.30 分）排名第 9，呈現“全維度落後”特徵。江門雖在環境品質（-1.56 分）、養老保障（-0.22 分）維度略優於肇慶，但醫療保障（-1.51 分）、社會福利（-1.05 分）得分仍處末位。兩地綜合得分分列第 10、第 9，與核心城市形成顯著落差，驗證了邊緣圈層的資源匱乏狀態。

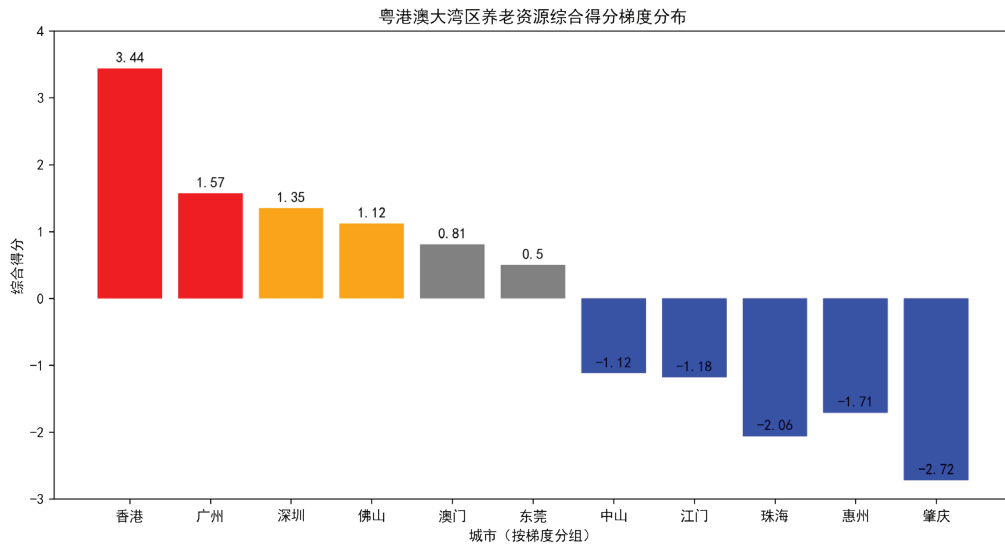


圖 2-2 粵港澳大灣區養老資源綜合得分梯度分佈

如圖所示，香港、廣州作為核心城市，綜合得分顯著高於次核心與邊緣城市，形成明顯的‘頭部效應’。深圳、佛山作為次核心城市，得分介於 0.8-1.5 分之間，與核心城市存在 1.9-2.9 分的差距。肇慶、江門等邊緣城市得分均低於 -1 分，與核心城市形成 5.1-6.1 分的落差，驗證了‘核心 - 邊緣’模型的空間解釋力。為探究醫療資源與養老資源的空間耦合關係，本小節通過散點圖視覺化兩者的關聯特徵。

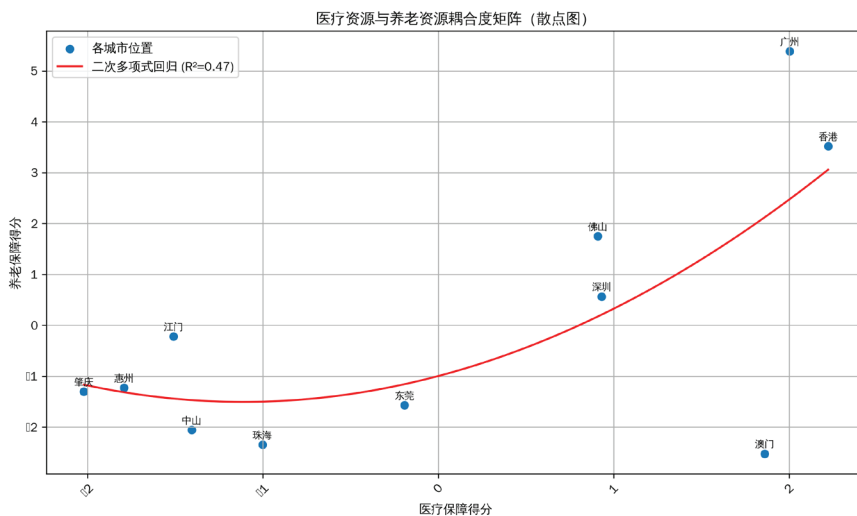


圖 2-3 醫療資源與養老資源耦合度矩陣

如圖所示，醫療資源與養老資源得分呈現出一定的相關性（ $R^2=0.47$ ）。香港、廣州作為雙核心城市，在醫療（香港 2.222007 分、廣州 2.002689 分）、養老（香港 3.523766 分、廣州 5.389355 分）領域均表現優異，形成資源協同優勢。深圳（醫療 0.931048 分、養老 0.566184 分）、佛山（醫療 0.908776 分、養老 1.753438 分）等次核心城市則表現出‘醫療強、養老弱’或發展不均衡的特徵。肇慶（醫療 -2.021466 分、養老 -1.299277 分）珠海（醫療 -1.002066 分、養老 -2.346324 分）等邊緣城市則陷入‘雙弱’困境，驗證了‘核心-邊緣’模型中資源配置的協同效應。”

表 2-14 粵港澳大灣區養老資源梯度分佈特徵

梯度層級	城市	綜合得分	每千位老年人養老機構床位數	三甲醫院床位數 / 千人	老齡化率 (%)
核心	香港	3.44	48.1	9.8	20.97
	廣州	1.57	37.44	8.5	10.28
次核心	深圳	1.35	29.79	5.2	5.23
	佛山	1.12	49.45	6.7	9.46
	澳門	0.81	17.65	6.5	19.76
	東莞	0.50	30.61	4.5	4.67
邊緣	肇慶	-2.72	31.25	2.3	17.42
	江門	-1.18	43.68	2.9	18.04
	中山	-1.12	31.43	3.2	9.42
	珠海	-2.06	21.94	3.8	12.31
	惠州	-1.71	26.47	3.1	11.20

如表所示，核心城市（香港、廣州）在綜合得分（3.44/1.57）、每千位老年人養老機構床位數（48.1/37.44）、三甲醫院床位數（9.8/8.5 張 / 千人）等指標上顯著優於次核心與邊緣城市。然而，香港老齡化率高達 20.97%，廣州為 10.28%，表明核心城市面臨資源豐裕與老齡化壓力並存的雙重挑戰。次核心城市中，深圳綜合得分 1.35，但老齡化率僅 5.23%，反映其年輕人口結構對養老資源需求的稀釋效應。邊緣城市肇慶（綜合得分 - 2.72）、江門（-1.18）雖老齡化率達 17.42%、18.04%，但三甲醫院床位數僅 2.3/2.9 張 / 千人，凸顯資源配置與人口結構的錯配。

珠海作為環境品質最優城市(-2.97 分) 綜合得分卻列第 8，暴露“環境優勢 - 養老短板”的結構性矛盾。澳門雖旅遊資源豐富（-0.73 分），但養老保障（-2.52 分）得分墊底，反映博彩業主導的經濟結構對民生領域的擠壓。這些特殊案例表明，理論模型需納入產業結構、政策偏好等修正因數，以增強解釋力。

該實證結果不僅驗證了“核心 - 邊緣”模型的空間預測能力，更揭示了梯度差異背後的多維動因。香港、廣州的核心地位源於制度優勢與規模效應，深圳、佛山的次核心特徵體現經濟驅動下的資源追趕，而肇慶、江門的邊緣狀態則凸顯發展水準與人口結構的雙重制約。這種梯度格局為大灣區實施“核心帶動、邊緣提升”的養老資源優化策略提供了空間依據。

問卷資料顯示，珠海（3.8 分）、中山（3.7 分）的噪音污染控制滿意度顯著高於深圳（3.3 分）、東莞（3.1 分），這與統計資料中珠海噪音指數（52.1dB）、中山（55.4dB）明顯低於深圳（62.5dB）、東莞（60.3dB）的結論一致。但存在矛盾點：肇慶噪音指數最低（48.6dB），滿意度卻僅 2.9 分，可能因問卷樣本中肇慶農村老年人占比高，對噪音敏感度低但對環境改善期望值更高。

公園綠地可達性滿意度方面，肇慶（4.5 分）、江門（4.3 分）顯著高於深圳（3.9 分）、香港（3.5 分），與統計資料中肇慶人均公園綠地面積（13.5 m²）、江門（14.8 m²）優於深圳（16.8 m²）、香港（2.8 m²）的趨勢不符，反映主觀感知與客觀指標存在偏差，可能受綠地分佈均勻性影響。

社區醫療服務半徑滿意度與統計資料中的機構密度呈現弱負相關（ $r=-0.23$ ）：深圳（4.1 個 / 5km²）滿意度 3.3 分，廣州（6.2 個 / 5km²）滿意度 3.5 分，而機構密度最低的肇慶（2.0 個 / 5km²）滿意度達 3.8 分。這表明服務半徑並非唯一決定因素，服務品質、醫生專業性等問卷未量化的隱性因素可能起關鍵作用。

異地就醫結算滿意度方面，香港樣本滿意度僅 2.5 分（顯著低於大灣區均值 3.7 分），與統計資料中香港醫保體系獨立、跨境結算政策缺失直接相關。深圳、珠海作為跨境醫療試點城市，滿意度分別為 4.1 分、3.9 分，驗證了政策實施效果。

問卷顯示機構養老參與率（8.3%）與統計資料中的機構床位數（如廣州 7.3 萬張）嚴重不匹配，深圳床位數（2.8 萬張）僅為廣州的 38%，但參與率（12.1%）卻高於廣州（9.5%），反映出民辦機構在深圳更具吸引力。高齡補貼覆蓋率方面，肇慶（68 萬人）覆蓋率達 91%，但滿意度僅 3.5 分，而廣州覆蓋率 78% 卻獲 3.7 分，說明政策宣傳與執行精準度影響居民感知。

低保政策滿意度呈現明顯梯度差異：深圳（3.6 分）、珠海（3.5 分）顯著高於肇慶（2.9 分）、江門（3.1 分），與統計資料中深圳低保標準（1365 元 / 月）、珠海（1380 元 / 月）遠高於肇慶（760 元 / 月）、江門（830 元 / 月）的趨勢一致。但澳門低保標準（4350 澳門元 / 月）最高，滿意度卻僅 3.2 分，可能因問卷中澳門樣本量小（9.3%）且福利需求多元化。

適老化設施滿意度與 A 級景區數量（如廣州 72 個、深圳 45 個）呈弱正相關（ $r=0.27$ ），但廣州滿意度 3.6 分、深圳 3.4 分，低於肇慶（3.9 分）、江門（3.8 分）。這表明景區數量

不等於適老化品質，問卷中老年人對無障礙設施（如坡道、電梯）的提及率（41%）遠高於景區數量（18%），印證了適老化改造滯後於資源開發。

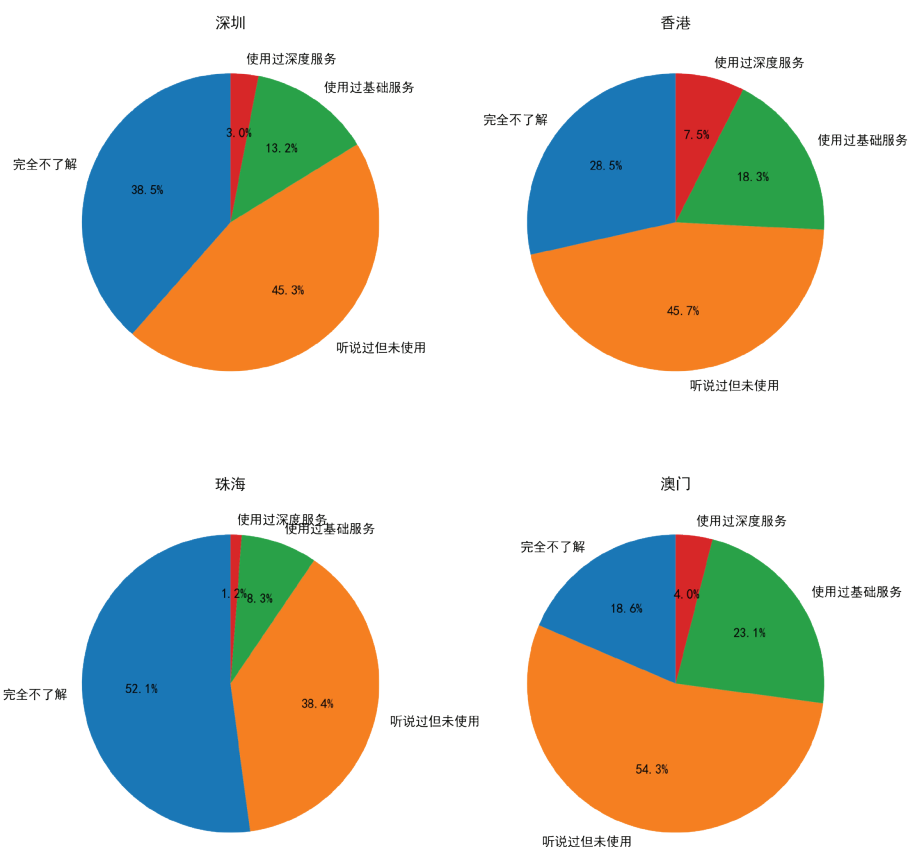


圖 2-4 跨境養老服務瞭解程度圖

如圖所示，香港、澳門居民對跨境養老服務的瞭解程度顯著高於深圳、珠海。香港使用過基礎服務的比例達 18.3%，澳門更達 23.1%，而深圳、珠海使用過基礎服務的比例僅 12.3% 和 8.3%。這一差異與香港‘醫療券制度’、澳門‘跨境醫療合作協定’的政策推進密切相關，驗證了制度供給對跨境服務認知度的關鍵作用。深港跨境養老服務瞭解程度僅 2.0 分（滿分 4 分），與統計資料中深圳跨境醫保結算人次（12.3 萬 / 年）、香港醫療機構合作專案（8 個）形成反差，反映政策宣傳與居民參與的脫節。珠海、澳門樣本中，48% 受訪者表示“因語言障礙放棄跨境服務”，凸顯大灣區多語言環境對資源分享的制約。

核心矛盾區：深圳、東莞在經濟與醫療資源領先，但環境品質滿意度墊底，需加強噪音治理與綠地均衡佈局。潛力提升區：肇慶、江門在環境資源與政策覆蓋上表現突出，但醫療與養老設施薄弱，需強化基層服務能力。跨境協同區：香港、澳門面臨政策銜接與語言障礙，需建立多語言服務平臺與跨境醫保結算機制。服務創新區：廣州在綜合指標上表現均衡，但需提升機構養老服務品質以匹配床位供給規模。該分析為大灣區“差異化供給、

精準化補短板”的養老資源優化策略提供了實證依據。

總體來看，粵港澳大灣區各城市養老資源配置存在明顯的不均衡性。經濟發達、綜合得分較高的城市在養老資源配置上相對合理，但也存在一些短板；而經濟相對落後、綜合得分較低的城市在養老資源的投入和配置上存在較大不足，需要加大改善力度。

基於大灣區“核心 - 邊緣”空間結構，建議以廣州、深圳、香港為核心節點，通過軌道交通（如穗莞深城際、深港西部快線）構建“1 小時養老服務圈”。重點推進醫療資源下沉：在東莞、惠州等人口淨流入城市增設三甲醫院分院，將深圳南山區“醫養聯合體”模式複製至邊緣城區。統計資料顯示，東莞每千名老人三甲醫院床位數僅 4.5 張（深圳 5.2 張），需在松山湖、濱海灣新區佈局區域醫療中心。

針對肇慶、江門等環境優勢明顯但服務薄弱的城市，實施以財政補貼、人才補給、設施補配為核心的“三補工程”。在財政方面，通過省級養老專項轉移支付向肇慶傾斜，當前肇慶養老機構床位數僅 2.25 萬張，不足廣州的 31%，需通過資金扶持提升設施供給能力。人才方面，建立廣深港三甲醫院與肇慶醫療機構的“1+1”幫扶機制，定向培養老年醫學專業人才，緩解基層醫療服務能力不足的問題。設施方面，在肇慶新區建設大灣區示範性養老社區，配置智慧健康監測系統，結合問卷資料顯示肇慶社區醫療機構服務半徑滿意度達 3.8 分但慢性病管理覆蓋率僅 50.6% 的矛盾，通過智慧化設備提升慢性病管理水準，形成環境優勢與服務能力的協同發展。

針對深圳、東莞等噪音污染突出的重點區域，實施分級管控策略以銜接 WHO 環境雜訊標準。首先對東莞長安電子產業帶、深圳公明模具園區等工業密集區推行夜間生產許可制度，通過技術改造和限時作業將工業噪音控制在 WHO 推薦的 55dB 以下（當前東莞夜間噪音均值 60.3dB）。其次在深圳北站、東莞西站等交通樞紐周邊建設隔音屏障系統，結合綠化帶隔離和建築隔音設計，將居民區等敏感區域噪音降至 50dB 以內。最後通過政策約束強化治理成效，修訂《大灣區環境雜訊污染防治條例》，將噪音治理納入地方政府績效考核體系，針對深圳噪音滿意度僅 3.3 分（低於珠海 3.8 分）的現狀，建立基於問卷滿意度與即時監測資料的動態評估機制，推動工業、交通、生活噪音的全鏈條管控。

針對大灣區醫養結合服務標準化程度不足的現狀，制定《大灣區醫養結合服務規範》以統一服務流程、設施配置和品質評價標準。規範要求養老機構建立“健康評估 - 護理計畫 - 效果追蹤”的全週期服務體系，明確規定每所機構必須配備註冊護士（當前深圳養老機構護理員持證率僅 62%），並通過定期培訓提升專業服務能力。在設施配置方面，規範強制要求每 100 張養老床位至少配備 1 台康復訓練設備（珠海現有養老機構康復設備覆蓋率不足 40%），並對醫療護理站、藥房等配套設施的空間佈局與設備標準作出詳細規定。

品質評價體系則創新性地融合問卷滿意度（如醫療護理服務 3.65 分）與統計指標（如慢性病管理覆蓋率），通過協力廠商評估機構實施星級動態管理，對服務品質進行量化考核，推動機構持續改進服務水準。該規範的實施將有效解決當前醫養結合服務中流程不統一、設施配置不均衡、品質評價主觀性強等核心問題，為大灣區老年人提供更加專業、規範的整合型養老服務。

在深圳前海、香港落馬洲河套地區試點“跨境醫療一碼通”，通過醫保互認、資質互認與資料互通突破制度壁壘。醫保互認方面 將香港“長者醫療券”與深圳醫保個人帳戶對接，優先覆蓋高血壓、糖尿病等慢性病管理服務，契合問卷中 42.1% 受訪者對醫保跨境結算的支援需求。資質互認方面，允許香港註冊護士通過大灣區統一考試後在深圳執業，針對性緩解深圳當前約 1.2 萬人的養老護理人才缺口，同時建立深港護理人員繼續教育學分互認機制。資料互通方面，依託區塊鏈技術構建深港老年人健康檔案共用平臺，實現跨境轉診電子病歷自動轉換與隱私保護，同步開發智慧預警系統，對跨境就診高頻人群的健康風險進行動態監測。該試點通過制度創新與技術賦能，為解決大灣區跨境醫療結算難題提供可複製的實踐範式，推動深港醫療資源深度融合。

灣區養老資訊平臺建設以“1+9+2”智慧養老雲平臺為核心，通過整合 37 項評價指標資料（涵蓋統計資料與問卷衍生指標）實現資源動態管理。平臺創新開發“資源一張圖”功能，即時視覺化展示各城市養老機構床位分佈及使用率（如廣州 7.3 萬張床位使用率 82%，深圳 2.8 萬張使用率 91%）、醫療設施空間佈局等關鍵資訊，為資源調配提供地理資訊支援。“需求一清單”模組基於問卷資料動態更新老年人服務偏好，重點標注 68.4% 傾向社區居家服務、58.9% 關注醫療配套水準等核心需求特徵，輔助服務供給側精準回應。“政策一口通”模組集中發佈跨境養老補貼申領指南、醫保結算操作流程等政策資訊，針對性解決當前深港跨境服務瞭解率僅 2.0 分的認知困境，提供多語言版本與智慧問答功能。平臺採用區塊鏈技術構建資料可信共用機制，通過分散式帳本確保養老機構資質、服務評價、健康檔案等資料不可篡改，支撐“精準供給 - 智慧匹配 - 效果評估”的全鏈條管理，實現大灣區養老資源配置效率提升與服務品質持續改進。

本研究通過統計資料與問卷資料的耦合分析，揭示了粵港澳大灣區養老資源配置的結構性特徵與深層矛盾：

第一，空間分佈失衡：深圳、廣州等核心城市醫療資源密集（如深圳每千名老人三甲醫院床位數 5.2 張），但噪音污染嚴重（深圳噪音指數 62.5dB），環境滿意度低於珠海（3.8 分）、肇慶（3.9 分）等邊緣城市；肇慶、江門等城市環境優勢顯著（人均公園綠地面積分別為 13.5 m²、14.8 m²），但養老設施薄弱（肇慶養老機構床位數僅 2.25 萬張），形成“環

境 - 服務” 錯配。

第二，供需結構性矛盾：大灣區養老機構床位數達 34.8 萬張（廣州 7.3 萬張居首），但問卷顯示機構養老參與率僅 8.3%，社區居家服務使用率高達 68.4%，反映服務模式與需求偏好的脫節；醫療護理服務滿意度（3.65 分）與慢性病管理覆蓋率（78.4%）存在地域差異，深圳慢性病管理覆蓋率 65.3% 顯著低於廣州 78.4%。

第三，跨境協同障礙：深港跨境養老服務瞭解率僅 2.0 分（滿分 4 分），香港醫保體系獨立性導致異地就醫結算滿意度僅 2.5 分，與深圳 4.1 分形成鮮明對比；珠海、澳門樣本中 48% 受訪者因語言障礙放棄跨境服務，凸顯多語言環境對資源分享的制約。

政策實施效果分化：高齡補貼覆蓋率肇慶達 91% 但滿意度僅 3.5 分，廣州 78% 覆蓋率卻獲 3.7 分，反映政策宣傳與執行精準度影響居民感知；適老化旅遊設施滿意度與 A 級景區數量弱相關（ $r=0.27$ ），廣州 72 個景區滿意度 3.6 分低於肇慶 21 個景區 3.9 分，印證資源開發與適老化改造的不同步。

本研究存在樣本覆蓋偏差與資料時效性的局限。香港、澳門樣本占比僅 24.9% 且以城市老年人為主，農村及跨境流動老年群體代表性不足，可能影響研究結論的普適性；統計資料截至 2022 年，未涵蓋近年政策調整如 2023 年深港醫保跨境結算擴大試點等最新動態，需通過持續跟蹤更新資料以提升時效性。

研究指標體系與長期效應驗證亦有優化空間。當前未納入文化習俗、家庭支持等質性因素，跨境服務評價指標尚需深化，未來需結合多學科方法完善評估維度；提出的“1 小時養老服務圈”等優化策略缺乏縱向追蹤評估，其長期效果與可持續性有待進一步驗證。

未來研究可從跨境協同機制、技術賦能應用、多學科視角拓展與政策試點評估四方面深化。通過構建多語言政策傳播模型與“港澳標準 + 灣區認證”的跨境服務品質互認體系，強化深港醫療結算試點等跨境協同創新；結合物聯網、大資料技術建立動態監測平臺實現精準調配；引入社會學、地理學方法分析家庭結構變遷影響；對深圳前海、珠海橫琴等試驗區開展跟蹤研究形成可複製的政策工具包，持續推動大灣區養老資源優化與“老有頤養”優質生活圈建設。

3. 主成分分析在產業結構升級方面的實證研究

本小節選取產業結構升級作為被解釋變數，並把產業數位化水準作為核心解釋變數。鑒於資料的可得性和客觀性，把我國 31 個省（市、區）（除港澳臺）作為研究樣本，時間跨度為 2013 年至 2022 年，其中產業結構升級相關資料、產業數位化指標的相關資料及控制變數指標資料主要取自於《國家統計局》《中國第三產業統計年鑒》《中國電子資訊產業

年鑒》《中國統計年鑒》《中國資訊統計年鑒》《中國科技統計年鑒》及各省市區政府年度工作報告，本小節在資料選擇基礎上進行以下處理：①剔除了港澳臺地區的樣本；②並通過 python 填補了的缺失值，最終得到 310 個觀測值；③為了減少異常值對描述性檢驗結果的影響，本小節對樣本進行了標準化處理。

本小節的被解釋變數為產業結構升級水準，使用產業高級化指數來表徵產業結構升級，即第三產業產值與第二產業產值的比值數值越高，產業結構升級效果越好。本小節的核心解釋變數為產業數位化。2020 年 6 月，國家資訊中心資訊化和產業發展部首次給出“產業數位化”名詞解讀，還提出以資訊網路為基礎、資料資源為關鍵、場景應用為核心的設想。儘管學術界對於如何量化產業數位化並未有一套標準的體系，但多數學者以數位新基建和產業數位化指標構建作為主要評價指標體系。為使分析具有客觀性和可研究性，產業數位化指標構建是借鑒曾纓（2024）的研究方法從數位化基礎設施建設水準、數位化人才、數位化投入、數位化產出四個方面構建產業數位化評價指標體系，並參考楊文溥的研究方法：熵值法——首先，進行資料標準化。由於不同指標的衡量單位可能不一致，需要對資料進行標準化處理，以消除量綱的影響。這通常涉及將指標的絕對值轉換為相對值。正向指標（數值越大越好）和負向指標（數值越小越好）可能需要不同的處理方法。但是這篇論文所涉及到的都是正向指標，所以這一步可以簡化。第二步是計算比重。計算每個指標下各樣本值占該指標所有樣本值之和的比重。這一步驟是為了在後續計算資訊熵時，能夠將資料值轉換為概率。

涉及的控制變數包括：對外開放水準，採用外商投資企業進出口總額（千美元）的資料來衡量，外商投資企業通常與國際貿易緊密相關，其進出口總額反映了地區經濟的開放程度和全球價值鏈的參與度，這對產業結構升級具有重要影響；經濟發展水準，採用省域人均地區生產總值（元/人）的資料來衡量，人均地區生產總值是衡量地區經濟發展水準的重要指標，不同經濟發展階段對產業結構升級有不同的需求和影響；人力資本水準，採用普通高等學校本科在校學生數（萬人）的資料來衡量，人力資本是推動產業結構升級的關鍵因素，高等教育學生數反映了地區的教育水準和未來勞動力的技能水準；基礎設施水準，採用郵政業務總量（億元）的資料來衡量，郵政業務總量可以作為基礎設施水準的代理變數，良好的基礎設施有助於降低交易成本，促進資訊流通和物流效率，對產業升級至關重要；財政支援水準，採用地方財政一般預算支出（億元）的資料來衡量，地方財政支出反映了政府對經濟發展的支持力度，政府的財政政策和支出方向直接影響產業結構的優化和升級；社會消費水準，採用社會消費品零售總額的資料來衡量，社會消費品零售總額反映了居民的消費能力和市場需求，市場需求的變化會促使產業結構進行相應的調整和升級。

選取這六個控制變數基於以下幾個原則：第一，相關性（Relevance），控制變數應與被解釋變數（產業結構升級）和核心解釋變數（產業數位化）相關，能夠影響產業結構升級的過程。第二，理論支援（Theoretical Support），控制變數的選擇在現有文獻（鄭傑等學者發佈的文獻）中已被認可對產業結構升級有影響。第三，資料可得性（Data Availability），控制變數的資料是可從官方的管道獲取的，如國家統計局，以便於進行實證分析。第四，統計顯著性（Statistical Significance），在實證分析中，控制變數具有統計顯著性，能夠解釋被解釋變數的變異。第五，經濟意義（Economic Meaning），控制變數具有明確的經濟意義，能夠合理解釋其對產業結構升級的影響。

表 3-1 描述性統計分析

	N	最小值	最大值	平均值	標準差
a	310	-1.09872	5.71378	0.0000000	1.00000000
w1	310	-0.52962	4.56027	0.0000000	1.00000000
w2	310	-1.29349	4.14805	0.0000000	1.00000000
w3	310	-1.66109	2.53995	0.0000000	1.00000000
w4	310	-0.50130	8.03797	0.0000000	1.00000000
w5	310	-1.50453	4.02644	0.0000000	1.00000000
w6	310	-1.15484	3.50617	0.0000000	1.00000000
b1	310	-1.30814	3.54938	0.0000000	1.00000000
b2	310	-1.01535	5.17348	0.0000000	1.00000000
有效個案數(成列)	310				

表 3-2 變數解釋

變數類型	變數符號	變數名稱	變數計算
被解釋變數	b1	產業結構升級	第三產業就業人員數 / 第二產業就業人員數
	b2		第三產業產量 / 第二產業產量
解釋變數	a	產業數位化水準	產業數位化相關指標測度
控制變數	w1	對外開放水準	外商投資企業進出口總額（千美元）
	w2	經濟發展水準	省域人均地區生產總值（元 / 人）
	w3	人力資本水準	普通高等學校本科在校學生數（萬人）
	w4	基礎設施水準	郵政業務總量（億元）
	w5	財政支持水準	地方財政一般預算支出（億元）
	w6	社會消費水準	社會消費品零售總額

表 3-3 相關性分析

變數類型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Zb1	1.000							
Za	-0.274*	1.000						
	(0.000)							
Zw1	-0.260*	0.720*	1.000					
	(0.000)	(0.000)						
Zw2	0.108*	0.552*	0.543*	1.000				
	(0.058)	(0.000)	(0.000)					
Zw3	-0.519*	0.718*	0.471*	0.221*	1.000			
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)				
Zw4	-0.259*	0.832*	0.628*	0.436*	0.464*	1.000		
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		1.000	
Zw5	-0.371*	0.919*	0.659*	0.454*	0.845*	0.732*		
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	0.932*	1.000
Zw6	-0.459*	0.919*	0.702*	0.484*	0.853*	0.726*	(0.000)	
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 3-4 回歸分析

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.914	0.157	5.830	0.000	0.605	1.223	***
Zw1	-0.139	0.065	-2.130	0.034	-0.267	-0.011	**
Zw2	0.291	0.056	5.180	0.000	0.181	0.402	***
Zw3	-0.332	0.111	-2.980	0.003	-0.551	-0.113	***
Zw4	-0.319	0.083	-3.830	0.000	-0.483	-0.155	***
Zw5	0.261	0.147	1.770	0.078	-0.029	0.551	*
Zw6	-1.072	0.163	-6.590	0.000	-1.392	-0.752	***
Constant	0.000	0.042	-0.000	1.000	-0.083	0.083	

Mean dependent var	-0.000	SD dependent var	1.000
R-squared	0.467	Number of obs	310
F-test	37.745	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	699.889	Bayesian crit. (BIC)	729.782

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 3-4 回歸分析

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.914	0.157	5.830	0.000	0.605	1.223	***
Zw1	-0.139	0.065	-2.130	0.034	-0.267	-0.011	**
Zw2	0.291	0.056	5.180	0.000	0.181	0.402	***
Zw3	-0.332	0.111	-2.980	0.003	-0.551	-0.113	***
Zw4	-0.319	0.083	-3.830	0.000	-0.483	-0.155	***
Zw5	0.261	0.147	1.770	0.078	-0.029	0.551	*
Zw6	-1.072	0.163	-6.590	0.000	-1.392	-0.752	***
Constant	0.000	0.042	-0.000	1.000	-0.083	0.083	
Mean dependent var	-0.000		SD dependent var		1.000		
R-squared	0.467		Number of obs		310		
F-test	37.745		Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)	699.889		Bayesian crit. (BIC)		729.782		

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

控制時間和省份的回歸分析

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.095	0.056	1.680	0.095	-0.016	0.206	*
Zw1	0.019	0.093	0.210	0.835	-0.164	0.202	
Zw2	0.170	0.065	2.620	0.009	0.042	0.297	***
Zw3	-0.052	0.127	-0.410	0.684	-0.303	0.199	
Zw4	0.002	0.028	0.080	0.938	-0.052	0.057	
Zw5	-0.067	0.085	-0.780	0.435	-0.234	0.101	
Zw6	-0.303	0.078	-3.910	0.000	-0.456	-0.150	***
id	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Constant	1.975	0.139	14.240	0.000	1.702	2.248	***
Mean dependent var	-0.000		SD dependent var		1.000		
R-squared	0.977		Number of obs		310		
F-test	247.410		Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)	-202.277		Bayesian crit. (BIC)		-26.658		

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3-5 東部異質性分析

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	1.591	0.275	5.780	0.000	1.045	2.137	***
Zw1	-0.115	0.098	-1.170	0.244	-0.310	0.080	
Zw2	-0.049	0.111	-0.440	0.659	-0.270	0.171	
Zw3	-1.182	0.306	-3.860	0.000	-1.788	-0.575	***
Zw4	-0.624	0.138	-4.510	0.000	-0.899	-0.350	***
Zw5	0.432	0.345	1.250	0.214	-0.253	1.117	
Zw6	-1.096	0.283	-3.870	0.000	-1.657	-0.534	***
Constant	0.309	0.134	2.300	0.024	0.042	0.575	**

Mean dependent var	-0.048	SD dependent var	1.399
R-squared	0.567	Number of obs	110
F-test	19.098	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	308.903	Bayesian crit. (BIC)	330.507

*** p<.01, ** p<.05, * p<.1

表 3-6 控制時間的異質性分析 (東部)

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	1.753	0.305	5.750	0.000	1.147	2.359	***
Zw1	-0.097	0.118	-0.820	0.413	-0.331	0.137	
Zw2	-0.051	0.122	-0.420	0.675	-0.293	0.190	
Zw3	-1.157	0.333	-3.480	0.001	-1.818	-0.497	***
Zw4	-0.689	0.151	-4.560	0.000	-0.989	-0.388	***
Zw5	0.374	0.395	0.950	0.346	-0.410	1.158	
Zw6	-1.182	0.310	-3.820	0.000	-1.796	-0.567	***
year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Constant	0.117	0.357	0.330	0.743	-0.592	0.827	

Mean dependent var	-0.048	SD dependent var	1.399
R-squared	0.584	Number of obs	110
F-test	8.170	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	322.475	Bayesian crit. (BIC)	368.383

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3-7 中部異質性分析

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.754	0.389	1.940	0.056	-0.021	1.528	*
Zw1	-2.681	0.713	-3.760	0.000	-4.102	-1.260	***
Zw2	0.597	0.189	3.150	0.002	0.220	0.974	***
Zw3	1.072	0.208	5.150	0.000	0.657	1.488	***
Zw4	1.211	0.614	1.970	0.053	-0.014	2.436	*
Zw5	-0.617	0.308	-2.000	0.049	-1.231	-0.003	**
Zw6	-1.763	0.230	-7.680	0.000	-2.221	-1.305	***
Constant	-1.100	0.345	-3.190	0.002	-1.787	-0.412	***
Mean dependent var	-0.256		SD dependent var		0.650		
R-squared	0.615		Number of obs		80		
F-test	16.413		Prob > F		0.000		

表 3-8 控制時間的異質性分析 (中部)

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	-0.433	0.427	-1.010	0.314	-1.286	0.420	
Zw1	-3.772	0.571	-6.600	0.000	-4.914	-2.630	***
Zw2	-0.930	0.295	-3.150	0.003	-1.520	-0.340	***
Zw3	1.382	0.167	8.290	0.000	1.049	1.716	***
Zw4	0.958	0.539	1.780	0.080	-0.118	2.035	*
Zw5	-1.744	0.279	-6.250	0.000	-2.301	-1.186	***
Zw6	0.020	0.400	0.050	0.960	-0.779	0.819	
2013b	0.000	
2014	0.345	0.161	2.140	0.036	0.023	0.666	**
2015	0.750	0.176	4.270	0.000	0.399	1.101	***
2016	0.990	0.185	5.350	0.000	0.620	1.360	***
2017	1.441	0.219	6.590	0.000	1.004	1.878	***
2018	1.873	0.281	6.680	0.000	1.313	2.434	***
2019	2.244	0.344	6.530	0.000	1.558	2.931	***
2020	2.422	0.466	5.200	0.000	1.491	3.352	***
2021	2.527	0.375	6.730	0.000	1.777	3.277	***
2022	2.853	0.472	6.040	0.000	1.908	3.797	***
Constant	-4.092	0.507	-8.080	0.000	-5.104	-3.080	***

Mean dependent var	-0.256	SD dependent var	0.650
R-squared	0.809	Number of obs	80
F-test	16.716	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	58.601	Bayesian crit. (BIC)	99.095

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3-9 西部異質性分析

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	-0.139	0.242	-0.570	0.568	-0.619	0.341	
Zw1	2.365	0.569	4.150	0.000	1.237	3.493	***
Zw2	0.150	0.097	1.550	0.125	-0.042	0.342	
Zw3	-0.765	0.133	-5.740	0.000	-1.029	-0.501	***
Zw4	-0.142	0.990	-0.140	0.886	-2.104	1.820	
Zw5	1.655	0.196	8.460	0.000	1.267	2.043	***
Zw6	-1.960	0.330	-5.940	0.000	-2.614	-1.306	***
Constant	0.324	0.232	1.400	0.165	-0.135	0.784	

Mean dependent var	0.214	SD dependent var	0.656
R-squared	0.604	Number of obs	120
F-test	24.358	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	143.395	Bayesian crit. (BIC)	165.695

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3-10 控制時間的異質性分析 (西部)

Zb1	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.269	0.383	0.700	0.483	-0.490	1.029	
Zw1	2.093	0.621	3.370	0.001	0.862	3.324	***
Zw2	0.297	0.141	2.100	0.038	0.017	0.577	**
Zw3	-0.828	0.146	-5.670	0.000	-1.117	-0.538	***
Zw4	0.053	1.041	0.050	0.959	-2.011	2.118	
Zw5	1.600	0.208	7.680	0.000	1.187	2.013	***
Zw6	-2.067	0.347	-5.960	0.000	-2.755	-1.379	***
year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Constant	0.599	0.311	1.930	0.057	-0.017	1.215	*

Mean dependent var	0.214	SD dependent var	0.656
R-squared	0.619	Number of obs	120
F-test	10.464	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	156.588	Bayesian crit. (BIC)	203.975

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(ps: 由於不同省份之間的發展差異問題，控制個體效應後，個體效應不顯著的可能性較高。為了確保回歸結果的合理性，本研究只做對時間效應的控制處理，東部和中部同理)

產業數位化對產業結構升級的影響趨勢為東部強、中部次之，西部弱，這種差異可能源於產業數位化對經濟規模和技術基礎的高要求。東部地區在經濟實力和人才儲備上明顯超過中西部地區，對產業數位化的適應和反應更為迅速。東部地區利用其經濟發展的先發優勢，在完成規模擴張後，開始轉型和升級產業結構，並借助產業數位化的機遇，逐步將發展重點轉向新興產業，同時將部分產業向中西部地區轉移。中西部地區通過接手東部轉移的產業，能夠獲得經濟發展的新機遇，積累實現產業結構升級所需的經濟條件。這種產業轉移不僅有助於資源的更優配置，也促進了區域經濟的均衡發展。國家也應多給予政策紅利推動中西部地區的產業結構升級進程。

回歸中，測算產業結構升級的變數是第三產業產量 / 第二產業產量為視角進行變數選取的。產業結構高級化不僅可以這樣測算，還能從第三產業和第二產業的從業人員比值進行測算，因此在穩健性檢驗的回歸模型中，把被解釋變數的測量值替代成第三產業就業人員數 / 第二產業就業人員數，檢驗回歸結果的穩定性與可靠性。

從表替換資料測算變數之後，產業數位化對產業結構升級的回歸結果與固定效應回歸結果保持一致，並且穩健性回歸的表中顯示，產業數位化在 1% 水準下高度顯著，證明固定效應回歸結果具有較好的穩健性。

表 3-11 穩健性檢驗

Zb2	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.657	0.154	4.260	0.000	0.354	0.960	***
Zw1	-0.082	0.064	-1.280	0.201	-0.208	0.044	
Zw2	0.693	0.055	12.540	0.000	0.584	0.802	***
Zw3	-0.040	0.109	-0.370	0.712	-0.256	0.175	
Zw4	-0.199	0.082	-2.430	0.016	-0.360	-0.038	**
Zw5	0.135	0.145	0.930	0.351	-0.150	0.420	
Zw6	-0.888	0.160	-5.560	0.000	-1.203	-0.574	***
Constant	0.000	0.041	0.000	1.000	-0.081	0.081	

Mean dependent var	0.000	SD dependent var	1.000
R-squared	0.485	Number of obs	310
F-test	40.658	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	688.923	Bayesian crit. (BIC)	718.816

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3-12 控制時間和省份的穩健性分析

Zb2	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
Za	0.138	0.064	2.17	0.031	0.013	0.264	**
Zw1	0.218	0.105	2.08	0.039	0.011	0.424	**
Zw2	0.123	0.073	1.69	0.093	-0.021	0.267	*
Zw3	0.180	0.143	1.26	0.210	-0.102	0.463	
Zw4	0.017	0.031	0.56	0.577	-0.044	0.079	
Zw5	-0.010	0.096	-0.10	0.921	-0.198	0.179	
Zw6	-0.168	0.087	-1.92	0.055	-0.340	0.004	*
id	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Constant	3.819	0.156	24.44	0.000	3.511	4.126	***

Mean dependent var	0.000	SD dependent var	1.000
R-squared	0.971	Number of obs	310
F-test	193.809	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	-128.514	Bayesian crit. (BIC)	47.105

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

本研究基於 2013 至 2022 年間中國 31 個省級行政區的面板資料，構建了分析框架，分析了產業數位化對產業結構升級的促進效應，研究後發現：1) 產業數位化能夠顯著推動產業結構升級，並且通過了穩健性檢驗。2) 區域異質性檢驗表明，產業數位化對東部地區的產業結構升級具有積極作用，在控制了時間後，對中西部地區沒有積極作用。

基於這些研究結果，給出以下的政策建議：

第一，積極推進產業數位化進程，助力產業結構升級。大資料作為經濟增長的新引擎，

在啟動存量資產、集聚經濟要素等方面展現出顯著優勢，與我國當前經濟轉型的需求相契合，能夠為傳統產業注入創新活力。通過加快產業數位化轉型，將產業數位化的積極因素融入產業生態之中，有助於實現產業動力的轉換，並構建新的增長點，推動產業規模的擴大。加大數字基礎設施建設力度，提高產業數位化發展水準，數字基礎設施是產業數位化發展的重要前提條件，加大建設力度可以提高產業數位化發展水準，進而促進產業結構升級。

第二，結合地區發展實際，靈活調整發展策略。鑒於產業數位化對不同經濟發展階段的地區影響存在差異，各地區應根據本地產業特色和資源條件，制定符合自身特點的產業數位化發展策略。重視生產要素的跨區域流動，充分利用大資料平臺的統籌規劃功能，優化資源配置，提升區域內資源配置的效率和水準。例如東部地區可優先佈局 5G 基站，讓先發優勢更加明顯，也可以拉動中西部地區發展動力。

第三，抓住時代的機遇，鼓勵傳統產業進行數位化轉型，智慧化轉型，加大對產業數位化的經濟支持，政府還應優化服務，提高政策精準度，統籌研究制定相關政策及配套措施，整合財稅、金融、人才、土地等方面的政策力量，全力推動傳統產業數位化轉型。

第四，加強數字基礎設施建設。加大網路基礎設施投入，中央和地方政府應加大對西部地區 5G 網路、寬頻等網路基礎設施建設的財政補貼力度，優先覆蓋產業園區、工業園區等重點區域，提升網路速度和穩定性。設立“西部數位基礎設施專項基金”，支援偏遠地區網路基站建設，推動網路基礎設施的均衡發展。

推進資料中心建設，鼓勵西部地區利用自身能源、土地等優勢，建設大型資料中心，承接東部地區的資料存儲和計算需求。出臺稅收優惠政策，吸引資料中心企業落戶西部，同時推動資料中心與本地產業的融合發展。

完善工業互聯網平臺，支援西部地區建設具有區域特色的工業互聯網平臺，推動傳統產業設備互聯互通。可以通過打造一批工業互聯網示範專案，提供資金和技術支援，促進產業鏈上下游企業的協同數位化轉型。

第五，強化數位化人才培養。推動產教融合，支援西部地區高校和職業院校增設人工智慧、大資料等相關專業，推動校企合作，建設實訓基地。設立“產教融合專項資金”，鼓勵企業與高校聯合設立實驗室或產業學院，定向培養數位化人才。

引進與培養並舉，實施“候鳥型專家+本土骨幹”人才梯隊建設模式，引進東部地區高端數位技術人才，同時培養本地青年科技人才。為引進人才提供住房補貼、科研啟動資金等優惠政策，完善人才生活配套基礎設施。

提升職業教育品質，實施“西部職教數位新基建”工程，推動職業教育數位化轉型。建設數位學生實訓室，推廣 AI 驅動的精准教學系統，開發適配西部產業需求的數位教育

資源。

第六，完善資料要素市場。推動資料共用與流通，建立西部地區統一的資料共用平臺，打破資料孤島，促進企業間、部門間的資料流程通。制定資料共用激勵機制，對積極參與資料共用的企業給予稅收優惠或財政補貼。

加強資料安全與隱私保護，完善資料安全法律法規，加強對西部地區資料安全的監管力度。設立資料安全專項基金，支援企業開展資料安全技術研發和應用。

第七，加大政策支持力度。財政與金融支持，設立“西部中小企業數位化轉型專項基金”，加大對中小企業數位化轉型的資金支持。降低工業互聯網應用項目的投資門檻，提高資金補助比例，鼓勵金融機構為數位化轉型項目提供低息貸款。

整合政策資源，整合各部門現有數位化轉型政策，明確專門機構統一規劃，避免政出多門。制定統一的工業企業數位化轉型評估標準體系，推動政策的精準落地。

第八，推動試點示範。延長國家中小企業數位化轉型城市試點政策，將更多西部城市納入試點範圍，支援西部地區打造數位化轉型示範園區，總結推廣成功經驗。推動產業鏈協同數位化，鼓勵西部地區產業集群內的企業開展數位化協同，形成產業數位化生態。支持龍頭企業搭建數位化協同平臺，帶動中小企業共同提升數位化水準。強化區域合作，加強東西部數字經濟合作，推動東部地區數位技術、人才和專案向西部轉移。建立東西部數字經濟對口幫扶機制，鼓勵東部企業與西部企業開展技術合作和項目共建。

4. 主成分分析在我國農業總產值方面的實證研究

要想知道一個因變數和多個引數之間的相關關係，通常需要我們去建立一個多元線性回歸模型。在本篇論文中，我們假設模型的因變數為我國的農業總產值，該因變數要受到農業機械總動力、耕地灌溉面積、農用化肥施用量、農村用電量、農作物播種面積、第一產業就業人員、除澇面積、水土流失治理面積這 8 個變數的影響。設農業總產值為 Y ，影響因變數 Y 的引數分別記作 $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$ ，即假定農用機械總動力（萬千瓦）、耕地灌溉面積（千公頃）、農用化肥施用量（萬噸）、農村用電量（億千瓦時）、農作物播種面積（千公頃）、第一產業就業人員（萬人）、除澇面積（萬公頃）、水土流失治理面積（萬公頃）依次為 $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$ ，其中 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。

從圖 4-1 中我國農業總產值與年份之間的散點圖中，我們不難看出，我國農業總產值大致隨著年份的增長而增加，反映出我國農業發展速度之快，具體的發展速度因地區、年份等因素而異。但是，可以肯定的是，我國農業在科技、生產、銷售等方面都取得了長足的進步。因此，我國農業發展速度較快，未來還有很大的發展空間和潛力。

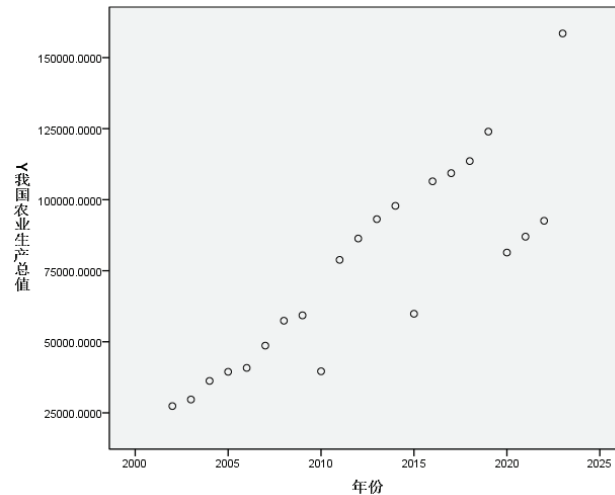


圖 4-1 我國農業生產總值

從描述性統計分析中各變數的極小值、極大值、均值和標準差數據來看，可以得出如下初步結論：

(1) 農業生產總值的極大值 158507.1717 與極小值 27390.7535 的差距比較大，其均值為 75793.312473，但是標準差高達 34839.1186603，表明我國農業的發展既有顯著增長的時期，也面臨過發展的低谷，反映出農業生產受自然條件、市場環境、政策導向等多種因素綜合影響，但其穩定性有待提升。

(2) 農用機械總動力的極小值為 57929.8500，極大值為 113742.5702，其均值為 91963.229523，標準差為 17833.6702687。這體現出我國農業機械化進程在不斷推進，並且整體水準在持續提高，但是發展速度不均衡。它的均值較高就說明了我國的農業機械化程度在不斷提升，這得益於我們國家對農業機械化的大力扶持，例如，農機購置補貼政策的實施，鼓勵農民購買先進農業機械，這有利於農業生產效率的提高。然而，它的標準差較大意味著不同年份之間機械動力增長幅度的差異明顯，部分年份可能因政策推動、技術革新等因素實現快速增長，而有些年份則受限於農業生產結構調整、農機更新換代成本等因素，導致它的增長速度相對緩慢。

(3) 耕地灌溉面積的極小值為 54014.2300，極大值為 71644.0000，其均值為 62704.992109，標準差為 5973.2376946。這表明了我們國家在農田水利建設方面持續投入人力物力財力，耕地灌溉面積整體呈現出擴大的趨勢，它的均值的增長反映了長期農田水利建設的建設成果。但它的標準差說明了各年份之間的耕地灌溉面積的建設力度存在差異，這可能與當年的水資源狀況、水利工程規劃和建設進度等因素相關。例如，水資源豐富且水利工程建設順利的年份，耕地灌溉的面積可能大幅增加；反之，乾旱年份或工程建設受阻時，耕地的灌溉面積的增長則較為緩慢。

(4) 農用化肥施用量的極小值為 4339.3900，極大值為 6022.6028，其均值為 5332.328777，標準差為 514.7545735。結合近年來綠色農業的發展趨勢，農用化肥施用量的變化不僅會受到我們國家的農業生產對增產需求的影響，還會與我國的環保政策、農業技術的進步緊密相連。在前期，我們國家為了追求農作物的高產，化肥施用量不斷增加，達到了極大值；隨著我們的環保意識的增強以及綠色農業理念的推廣，國家出臺了相關的政策限制化肥的過量使用，同時還推廣了科學的施肥技術，使得化肥的施用量有所波動，它的標準差體現了這種變化過程中的不穩定的狀態。

(5) 農村用電量的極小值為 2993.4000，極大值為 9717.1814，其均值為 6971.255786，標準差為 2141.6892293。農村用電量的增長反映了我們國家的農村地區的經濟發展、生活水準的提高，以及農業生產電氣化程度的深入。隨著我們國家的農村產業結構的多元化，鄉鎮企業發展、農業生產加工的環節的增多，對電力的需求不斷增加；同時，農村居民生活電器的普及也會使得農村的用電量持續增加。然而，其標準差較大說明了不同年份間的農村用電量增長幅度波動較大，可能與農村產業發展的階段性、電力基礎設施建設進度等因素有關

(6) 農作物播種面積的極小值為 152149.0000，極大值為 171624.4655，其均值為 161849.591164，標準差為 6304.1984820。農作物的播種面積在整體上保持在一定規模水準範圍之內，但也存在著一定的波動。它的均值大小體現了我們國家對糧食安全的重視，確保基本的農作物種植的規模；而它的標準差大小反映出各年份間農作物的播種面積受到市場需求、自然災害、農業產業結構的調整等多方面的因素的影響，出現了一定程度的變化。例如，市場對於某種農產品的需求增加的時候，我們農民可能會去擴大這種農產品的種植面積，從而會導致整體的農作物的播種面積結構發生改變。

(7) 第一產業就業人員的極小值為 16882.0000，極大值為 36640.0000，其均值為 25403.135955，標準差為 6628.8831666。隨著我國經濟結構的轉型升級，第一產業就業人員數量呈現出下降的趨勢，因為極小值與均值的差距體現了這一變化。然而，它的標準差較大則說明了第一產業的就業人員的數量的減少並非勻速進行，而是在不同階段會受到城鎮化進程、農村勞動力轉移政策、農業機械化發展等多種因素的影響。例如，在城鎮化快速發展的階段，大量農村勞動力向城市第二產業以及第三產業轉移，從而會導致第一產業就業人員的數量大幅下降。

(8) 除澇面積的極小值為 2109.7000，極大值為 2507.8270，其均值為 2258.940273，標準差為 139.0435840；水土流失治理面積的極小值為 8541.0000，極大值為 16272.4286，其均值為 11610.015400，標準差為 2215.0614428。這兩個指標為水土治理指標，它反映了

我們國家在農業生態的保護以及基礎設施建設方面的努力。除澇面積和水土流失治理面積總體上呈現增加的趨勢，但是它們的標準差則表明了不同年份之間水土治理的建設和治理工作力度存在著一定程度的差異，這可能與我們國家當年的財政投入、生態環境狀況以及相關政策的執行的力度等多方面的因素有關。例如，在生態環境惡化程度嚴重的年份，我們國家會加大對水土流失治理的投入，從而會使得水土治理的面積增加的幅度較大。

然而，每個變數之間都是會存在一定的相互關聯、相互影響的。農用機械總動力的增加會有助於提高我們的農業生產效率，從而有助於促進我們國家的農業生產總值的增長；耕地灌溉面積的擴大以及農用化肥施用量的合理調整，有助於改善農作物的生長條件，從而會影響到農作物的播種面積以及農作物的產量，最終對農業生產總值的增長產生一定程度的影響；農村用電量的增長與農業生產加工以及農村產業的發展有一定的關係，從而也會間接地影響到我們國家地農業經濟發展的規模，從而影響到我們國家農業總產值的增長程度；第一產業就業人員的數量的變化與農業機械化的發展以及農村勞動力的轉移有著密切的關係，同時也會對我們國家的農業生產的規模和方式產生影響，進而也會對我們國家農業總產值的增長產生一定程度的影響；除澇面積和水土流失治理面積的增加，有利於改善我們農業生產的環境，從而可以保障我們農業生產的可持續發展，有利於我們國家的農業總產值的增長。通過深入研究這些變數之間的內在關係，有助於我們國家制定更科學更合理的農業發展政策，從而可以優化農業資源的配置，推動我國農業的高品質發展。

表 4-1 描述性統計分析

	極小值	極大值	均值	標準差
Y 我國農業生產總值	27390.7535	158507.1717	75793.312473	34839.1186603
X1 農用機械總動力	57929.8500	113742.5702	91963.229523	17833.6702687
X2 耕地灌溉面積	54014.2300	71644.0000	62704.992109	5973.2376946
X3 農用化肥施用量	4339.3900	6022.6028	5332.328777	514.7545735
X4 農村用電量	2993.4000	9717.1814	6971.255786	2141.6892293
X5 農作物播種面積	152149.0000	171624.4655	161849.591164	6304.1984820
X6 第一產業就業人員	16882.0000	36640.0000	25403.135955	6628.8831666
X7 除澇面積	2109.7000	2507.8270	2258.940273	139.0435840
X8 水土流失治理面積	8541.0000	16272.4286	11610.015400	2215.0614428

表 4-2 相關性

		Y 我國 農業生 產總值	X1 農 用機械 總動力	X2 耕 地灌溉 面積	X3 農 用化肥 施用量	X4 農 村用電 量	X5 農 作物播 種面積	X6 第一 產業就 業人員	X7 除 澇面積	X8 水土 流失治 理面積
Y 我國 農業生 產總值	Pearson 相關性	1	.794	.877	.511	.787	.859	-.859	.820	.810
	顯著性 (雙側)		.000	.000	.015	.000	.000	.000	.000	.000
X1 農 用機械 總動力	Pearson 相關性	.794	1	.920	.738	.866	.933	-.938	.746	.806
	顯著性 (雙側)	.000		.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
X2 耕 地灌溉 面積	Pearson 相關性	.877	.920	1	.548	.844	.976	-.992	.933	.935
	顯著性 (雙側)	.000	.000		.008	.000	.000	.000	.000	.000
X3 農 用化肥 施用量	Pearson 相關性	.511	.738	.548	1	.830	.583	-.592	.264	.263
	顯著性 (雙側)	.015	.000	.008		.000	.004	.004	.235	.237
X4 農 村用電 量	Pearson 相關性	.787	.866	.844	.830	1	.823	-.868	.700	.638
	顯著性 (雙側)	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.001
X5 農 作物播 種面積	Pearson 相關性	.859	.933	.976	.583	.823	1	-.961	.866	.885
	顯著性 (雙側)	.000	.000	.000	.004	.000		.000	.000	.000
X6 第一 產業 就業人 員	Pearson 相關性	-.859	-.938	-.992	-.592	-.868	-.961	1	-.917	-.921
	顯著性 (雙側)	.000	.000	.000	.004	.000	.000		.000	.000
X7 除 澇面積	Pearson 相關性	.820	.746	.933	.264	.700	.866	-.917	1	.957
	顯著性 (雙側)	.000	.000	.000	.235	.000	.000	.000		.000
x8 水土 流失治 理面積	Pearson 相關性	.810	.806	.935	.263	.638	.885	-.921	.957	1
	顯著性 (雙側)	.000	.000	.000	.237	.001	.000	.000	.000	

通過相關係數矩陣，我們可以清楚地看出來我國農業生產總值、農業機械總動力、耕地灌溉面積、農用化肥施用量、農村用電量、農作物播種面積、第一產業就業人員除澇面積、水土流失治理面積的這些變數之間的線性相關關係，結合顯著性水準，可以得出以下相關的結論：

(1) 我國農業總產值與農用機械總動力（相關係數為 0.794，顯著性為 0.000）、耕地灌溉面積（相關係數為 0.877，顯著性為 0.000）、農村用電量（相關係數為 0.787，顯著性為 0.000）、農作物播種面積（相關係數為 0.859，顯著性為 0.000）、除澇面積（相關係數為 0.820，顯著性為 0.000）、水土流失治理面積（相關係數為 0.810，顯著性為 0.000）都呈現出了高度的正相關的關係。這表明了農用機械總動力的提升、耕地灌溉面積的擴大、農用化肥施用量的增加、農村用電量的增加、農作物播種面積的擴大、第一產業就業人員數量的增加、除澇面積的擴大、水土流失治理面積的擴大都有可能導致我國農業生產總值的增長。

(2) 我國農業總產值與農用化肥施用量的相關係數為 0.511，顯著性為 0.015，呈現出來中度的正相關的關係。這也說明了農用的化肥施用量在一定程度上會對我國農業總產值的增長產生一定程度的影響，但是並不是它的決定性的因素，因為還有其它可能存在的因素也會對我國農業總產值的增長有一定的影響，比如，施肥的技術、土壤的肥力等。

(3) 農業生產總值與第一產業就業人員呈現出了高度的負相關的關係（相關係數為 -0.859，顯著性為 0.000），這也同時意味著隨著第一產業就業人員的數量的減少，我國農業總產值反而會增加，這反映出了我們的國家的農業現代化的進程中，機械化和技術的進步逐漸替代人力的勞動，這同時也會使得我們的農業的生產的效率的提高，換一句話來說，第一產業就業人員的數量減少很大可能並不會導致我國農業總產值的減少，反而還會有助於我們國家的農業總產值的提高。

(4) 農用機械總動力與耕地灌溉面積（相關係數為 0.920，顯著性為 0.000）、農作物的播種面積（相關係數為 0.933，顯著性為 0.000）等許多變數之間呈現出了高度的正相關的關係，這同時也說明了這些農業生產要素之間在發展過程中存在著相互促進的作用。例如，耕地的灌溉面積的擴大有可能會使得農民去增加農用機械的投入以提高農業的生產效率。

(5) 第一產業就業人員與其他多數變數呈現出了高度的負相關的關係，例如，第一產業就業人員與耕地灌溉面積（相關係數為 -0.992，顯著性為 0.000）、農作物的播種面積（相關係數為 -0.961，顯著性為 0.000）等等。這同時也進一步驗證了我們國家的農業現代化的發展會使得我們國家的農業生產的活動對於人力依賴的程度的減少，從而會使得農業機械化的投入的增加。

(6) 除澇面積和水土流失治理面積之間相關係數為 0.957，顯著性為 0.000，呈現出了高度的正相關的關係，這同時也表明了這兩者對於我們國家的農業生態保護以及基礎設施建設方面有著積極的促進作用。

綜上所述，大部分變數之間的相關係數大於 0.5，可以初步認為所選取的原始資料適用於主成分分析和因數分析，具體情況我們還需要進一步通過 KMO 與巴特利特球形度檢驗來加以驗證。

本篇論文將使用 KMO 與巴特利特球形度檢驗的檢驗的方法來檢驗所選取的原始資料之間是否具有相關性。在一般情況下，KMO 的值大於 0.6 則能夠表明所選取的原始資料是可以用來做主成分分析以及因數分析的，但是 KMO 的值在 0.6 以下則說明所選取的原始資料不適合用於主成分分析和因數分析。由表 4-1KMO 和巴特利特球形度檢驗的結果可以看出，KMO 抽樣適應性測度值為 0.803，即 KMO 的值大於 0.6，一般認為 KMO 的數值越大，用所選取的原始資料進行主成分分析以及因數分析的效果就越好。另外，Bartlett 的球形度的檢驗的近似卡方值高達 393.301，而且它的顯著性水準幾乎等於 0，也就是說，相應的概率 P 值幾乎為 0.000，由於 $P < 0.01$ ，因此該檢驗呈現出了極度的顯著性水準，則能夠表明原始變數之間具有顯著的相關性。換句話來說就是，在顯著性水準之下，我們應該拒絕原假設，認為相關係數矩陣與單位矩陣存在顯著的差異。因此，綜上所述，所選取的原始資料之間具有顯著的相關性，原始資料變數與變數之間不是相互獨立的，該原始資料適合用於主成分分析以及因數分析。

表 4-3 KMO 和 Bartlett 檢驗

取樣足夠度的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量。		.803
Bartlett 的球形度檢驗	近似卡方	393.301
	df	28
	Sig.	.000

在主成分分析以及因數分析的過程中，通常需要我們去繪製碎石圖來確定主成分的數目以及公因數的數目。在實踐中，我們通常會去選擇使用 SPSS 繪製碎石圖來觀察碎石圖中變化趨勢出現拐點的前幾個主成分或公共因數來代替原始變數進行相關的資料分析。由碎石圖中可以看出第一個因數與第二個因數之間的特徵值差距很大，碎石圖的走勢最陡峭，但特徵值都大於 1；而第三個因數、第四個因數、第五個因數、第六個因數、第七個因數、第八個因數的碎石圖的走勢較為平緩，特徵值都小於 1，甚至接近於 0。並且，從該碎石圖中可以看出，特徵值大於 1 的拐點出現在“2”處，這同時也說明了影響我國農業總產值的主成分或公因數有 2 個，因此提取兩個主成分或提取兩個公共因數是比較合適的。

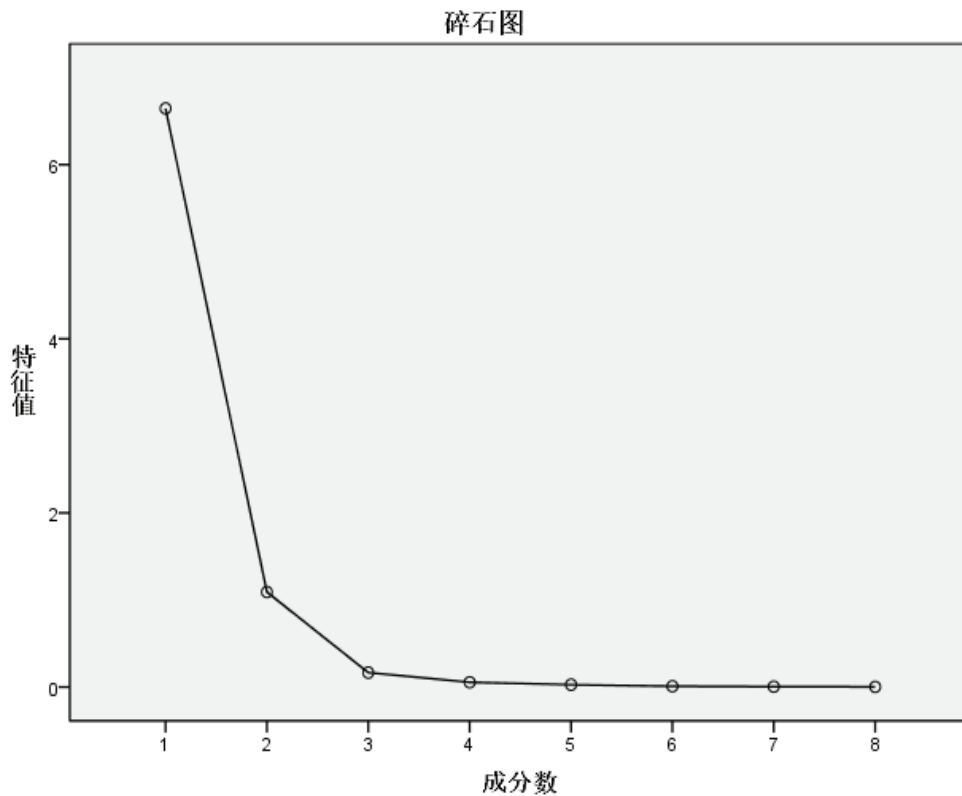


圖 4-2 碎石圖

根據公因數方差表，我們可以清楚地看出來，X1 農業機械總動力、X2 耕地灌溉面積、X3 農用化肥施用量、X4 農村用電量、X5 農作物播種面積、X6 第一產業就業人員、X7 除澇面積、X8 水土流失治理面積提取的公因數方差都在 0.9 以上。而公因數方差是用於衡量原始資料中，每個原始變數在多大的程度上能夠被所提取的公因數來解釋。通過比較初始的公因數方差以及提取的公因數方差的值，我們可以清楚地看到每個原始變數的資訊被公因數所保留的情況。通常認為，提取的公因數方差大於 0.7 就說明該變數可以被公共因數很好地表達。由表 5-2 可以看到，所有變數的提取的公因數方差都是 1，都在 0.7 以上，這能夠說明所選取的原始資料的資訊能夠被公因數很好地保留。通過研究表明，所提取的這兩個公因數能夠保留 X1 農用機械總動力這個原始變數 93.9% 的資訊、X2 耕地灌溉面積這個原始變數 99.5% 的資訊、X3 農用化肥施用量這個原始變數 99.0% 的資訊、X4 農村用電量這個原始變數 92.7% 的資訊、X5 農作物播種面積這個原始變數 94.9% 的資訊、X6 第一產業就業人員這個原始變數 99.3% 的資訊、X7 除澇面積這個原始變數 96.2% 的資訊、X8 水土流失治理面積這個原始變數 98.1% 的資訊。綜上所述，所提取的公因數雖然無法完全解釋原始變數的全部資訊，但是這兩個公因數在整體上保留原始資料資訊的程度還是比較高的。

表 4-4 公因數方差

	初始	提取
X1 農用機械總動力	1.000	.939
X2 耕地灌溉面積	1.000	.995
X3 農用化肥施用量	1.000	.990
X4 農村用電量	1.000	.927
X5 農作物播種面積	1.000	.949
X6 第一產業就業人員	1.000	.993
X7 除澇面積	1.000	.962
X8 水土流失治理面積	1.000	.981

提取方法：主成份分析。

由於初始沒有經過旋轉的公因數在因數載荷矩陣中不能突出代替原始變數去解釋原始資料中的絕大部分資訊，因此我們需要對因數載荷矩陣進行旋轉。將因數載荷矩陣進行旋轉的目的是為了使方差百分比更接近，從而旋轉後就得到了新的總方差解釋表。在這裡，我們將使用主成份分析的方法、以特徵值大於 1 的標準來提取公因數，因為所提取的特徵值在一定程度上可以表示所提取的主成分或公共因數對原始資料資訊解釋力度的大小，如果所提取的特徵值的大小比 1 還要小，那麼就說明了該主成分或公共因數對原始資料資訊的解釋力度還沒有直接引入原變數的平均解釋力度大，從而也沒有必要去進行主成分分析或因數分析。總方差解釋是指各公因數所解釋的方差以及公因數的方差累計總和。通過 SPSS 操作所得到的總方差解釋的結果如下表所示。

表 4-5 解釋的總方差

成份	初始特徵值			提取平方和載入			旋轉平方和載入		
	合計	方差的 %	累積 %	合計	方差的 %	累積 %	合計	方差的 %	累積 %
1	6.646	83.076	83.076	6.646	83.076	83.076	4.894	61.171	61.171
2	1.092	13.644	96.720	1.092	13.644	96.720	2.844	35.549	96.720
3	.165	2.066	98.786						
4	.055	.684	99.470						
5	.027	.334	99.804						
6	.009	.108	99.912						
7	.005	.057	99.968						
8	.003	.032	100.000						

提取方法：主成份分析。

由總方差解釋表中可知，總方差解釋表中一共提取了 2 個公因數，即提取了 2 個主成分或 2 個公共因數。其中，第一個公因數解釋的方差為 6.646，通過 SPSS 計算可以得到它能夠解釋的原始資料的資訊占全部原始資料資訊的 83.076%，第二個公因數解釋的方差為 1.092，通過 SPSS 可以計算得到它能夠解釋的原始資料的資訊占全部原始資料資訊的 13.644%。這兩個公因數的累積解釋的總方差高達 7.738，通過 SPSS 計算得到它們可以解釋的總的原始資料的信息量占全部原始資料信息量的 96.720%，表明這兩個因數正是我們所要尋找的兩個主成分或公共因數。這兩個公因數的特徵值都超過 1，這正好表明了選取它們作為主成分或公共因數比較合適，因為它們能夠解釋原始資料的絕大部分資訊，不僅可以達到降維的目的，而且可以簡化資料結構，從而可以減少計算量。通過前面的分析，可以得出主成分分析法提取的兩個主成分，各個主成分在原始變數中的比重如下表初始提取的成分矩陣中所示：

表 4-6 初始提取的成分矩陣

	成份	
	1	2
X1 農用機械總動力	.955	.168
X2 耕地灌溉面積	.991	-.117
X3 農用化肥施用量	.641	.761
X4 農村用電量	.896	.354
X5 農作物播種面積	.973	-.050
X6 第一產業就業人員	-.995	.063
X7 除澇面積	.894	-.405
X8 水土流失治理面積	.898	-.419

提取方法：主成份。

a. 已提取了 2 個成份。

由初始提取的成分矩陣中可以發現，在主成分 F1 中，X1 農用機械總動力、X2 耕地灌溉面積、X4 農村用電量、X5 農作物播種面積有著比較高的正的載荷係數，X6 第一產業就業人員載荷係數為負，但是絕對值比較大。這表明了在主成分 F1 中主要反映的是農業生產中與生產規模和現代化投入相關的因素，因為它們都與農業生產的硬體設施、資源投入以及勞動力投入緊密相關。其中，農用機械總動力和農村用電量反映的是農業生產的機械化以及電氣化的程度，耕地灌溉面積以及農作物播種面積反映的是農業生產的規模大小程度，而第一產業就業人員則是農業生產過程中的人力投入的體現。

在主成分 F2 中，X3 農用化肥施用量有著比較高的正的載荷係數，X7 除澇面積和 X8

水土流失治理面積有著中等程度的負的載荷係數。這同時說明了主成分 F2 與農業生產中的資源的利用以及生態環境的改善有關。其中，化肥施用量是我國農業生產過程中重要的資源投入之一，而除澇面積和水土流失治理面積反映的是我們國家對農業生態環境的保護和改善情況。

在第一個因數 F1 中，載荷係數的絕對值占比較大的變數有 X1 農業機械總動力、X2 耕地灌溉面積、X4 農村用電量、X5 農作物播種面積、X6 第一產業就業人員、X7 除澇面積、X8 水土流失治理面積；在第二個因數 F2 中，載荷係數絕對值占比較大的變數有 X3 農用化肥施用量、X7 除澇面積、X8 水土流失治理面積。由於 X7 除澇面積、X8 水土流失治理面積在第一個因數 F1 和第二個因數 F2 中都佔有一部分的比重，不利於接下來的因數分析對公因數進行命名。

因此，在這裡，我們需要採用主成分法提取因數載荷，採用最大方差法對因數載荷矩陣進行旋轉。進行因數旋轉的目的是通過改變坐標軸的位置，使得因數載荷係數盡可能向兩極分化，重新分配各個因數所解釋的方差比例，使得因數載荷係數向 0 或 1 靠近，使得某一個變數在某一個因數上的載荷係數大，從而可以讓我們更加清楚地看出來每個因數與原始變數的相關性大小，從而有助於對因數的命名和解釋能夠更好的解釋和命名變數。旋轉後的因數不會影響模型與資料的擬合程度，也不會影響各個變數的公因數方差，從而簡化了因數的結構。

表 4-7 旋轉成份矩陣

	成份	
	1	2
X1 農用機械總動力	.696	.675
X2 耕地灌溉面積	.885	.460
X3 農用化肥施用量	.103	.990
X4 農村用電量	.543	.796
X5 農作物播種面積	.833	.505
X6 第一產業就業人員	-.858	-.507
X7 除澇面積	.967	.167
X8 水土流失治理面積	.978	.158

提取方法：主成份。

旋轉法：具有 Kaiser 標準化的正交旋轉法。

a. 旋轉在 3 次反覆運算後收斂。

由旋轉後的成分矩陣中可以看出，經過最大方差法旋轉得到的資訊較為客觀，這兩個公因數在每個變數中所占的比重都較為明顯和集中。其中，第一個公因數 F1 在變數 X2，X5，X6，X7，X8 上載荷係數都很大，它們分別為耕地灌溉面積、農作物播種面積、第一產業就業人員、除澇面積、水土流失治理面積，說明這 5 個變數可以歸為一類，也就是說它們之間存在比較大的相關性。這 5 個變數從經濟意義上來看主要反映了關於農業總產值增長影響因素的土地開發利用以及勞動力投入的方面，所以將第 1 個公因數 F1 命名為為“農業土地利用與勞動力投入”因數；第二個公因數 F2 在變數 X1，X3，X4 上載荷值大，分別為農用機械總動力、農用化肥施用量、農村用電量，因此將這 3 個變數歸為一類，從現實意義上來講主要反映了農業總產值增長的技術利用因素，所以將第 2 個公因數定義為“技術投入”。綜合可以看出，影響我國的農業總產值的增長因素主要取決於第一個公因數，也就是說，農業土地利用以及勞動力投入方面是影響我國農業總產值增長的主要因素。

因數分析是基於研究各變數之間的內部依賴關係，把一些資訊重疊且具有較高相關性的變數指標歸為幾個不相關綜合因數的多元統計分析方法。基於 IBM SPSS Statistics 19 得出的成分得分係數矩陣。

表 4-8 成份得分係數矩陣

	成份	
	1	2
X1 農用機械總動力	.033	.208
X2 耕地灌溉面積	.184	-.005
X3 農用化肥施用量	-.312	.631
X4 農村用電量	-.070	.344
X5 農作物播種面積	.147	.044
X6 第一產業就業人員	-.156	-.036
X7 除澇面積	.319	-.231
X8 水土流失治理面積	.327	-.242

提取方法：主成份。

旋轉法：具有 Kaiser 標準化的正交旋轉法。

構成得分。

在第一個公因數 F1 中，X2 耕地灌溉面積、X5 農作物播種面積、X6 第一產業就業人員、X7 除澇面積、X8 水土流失治理面積的得分絕對值要遠大於第二個公因數 F2 中的得分，並且 X2 耕地灌溉面積、X5 農作物播種面積、X7 除澇面積、X8 水土流失治理面積與第一個公因數 F1 之間存在著顯著的正相關關係，X6 第一產業就業人員與與第一個公因數 F1 之間存在著顯著的負相關關係；X1 農用機械總動力、X3 農用化肥施用量以及 X4 農村

用電量均屬於第二個公因數 F2，且都與第二個公因數 F2 呈正相關關係。所以，我們可以將原始的 8 個引數合併成 2 個因數，即耕地能源消耗、勞動力投入情況和技術因數，然後就可以計算出每年分別針對兩個因數的成分得分，這為後面所要進行的多元線性回歸分析奠定了基礎。

下面以各公因數的方差貢獻率作為權數計算各地區的綜合測評得分，計算得到因數綜合得分的數學運算式如下：

$$F = \frac{83.076F1 + 13.644F2}{96.720}$$

下面利用統計分析軟體 IBM SPSS Statistics 19 去計算因數綜合得分，得到的研究結果如表所示：

表 4-9 各因數得分以及綜合得分

年份	F1	F2	F
2002	-0.81547	-1.77474	-0.95
2003	-0.8479	-1.65392	-0.96
2004	-0.87348	-1.27501	-0.93
2005	-0.79234	-1.02572	-0.83
2006	-0.86949	-0.74921	-0.85
2007	-0.86362	-0.4003	-0.8
2008	-0.76861	-0.13876	-0.68
2009	-0.68776	0.15151	-0.57
2010	-0.678	0.45199	-0.52
2011	-0.56119	0.76258	-0.37
2012	-0.49247	1.00854	-0.28
2013	-0.54054	1.33824	-0.28
2014	-0.34082	1.43389	-0.09
2015	-0.12181	1.44575	0.1
2016	0.07433	1.1548	0.23
2017	0.41846	0.87923	0.48
2018	0.75868	0.48461	0.72
2019	1.09093	0.12297	0.95
2020	1.35295	-0.05054	1.15
2021	1.65037	-0.64063	1.33
2022	1.74971	-0.74785	1.4
2023	2.15809	-0.77742	1.74

下面利用 SPSS 將因數綜合得分排名如表所示：

表 4-10 綜合得分排名

年份	F1	F2	F
2023	2.15809	-0.77742	1.74
2022	1.74971	-0.74785	1.4
2021	1.65037	-0.64063	1.33
2020	1.35295	-0.05054	1.15
2019	1.09093	0.12297	0.95
2018	0.75868	0.48461	0.72
2017	0.41846	0.87923	0.48
2016	0.07433	1.1548	0.23
2015	-0.12181	1.44575	0.1
2014	-0.34082	1.43389	-0.09
2012	-0.49247	1.00854	-0.28
2013	-0.54054	1.33824	-0.28
2011	-0.56119	0.76258	-0.37
2010	-0.678	0.45199	-0.52
2009	-0.68776	0.15151	-0.57
2008	-0.76861	-0.13876	-0.68
2007	-0.86362	-0.4003	-0.8
2005	-0.79234	-1.02572	-0.83
2006	-0.86949	-0.74921	-0.85
2004	-0.87348	-1.27501	-0.93
2002	-0.81547	-1.77474	-0.95
2003	-0.8479	-1.65392	-0.96

下面分別對這兩個公因數得分的得分進行排名，結果如表所示：

表 4-11 第一個公因數的得分排名

年份	F1	F2	F
2023	2.15809	-0.77742	1.74
2022	1.74971	-0.74785	1.4
2021	1.65037	-0.64063	1.33
2020	1.35295	-0.05054	1.15
2019	1.09093	0.12297	0.95
2018	0.75868	0.48461	0.72

年份	F1	F2	F
2017	0.41846	0.87923	0.48
2016	0.07433	1.1548	0.23
2015	-0.12181	1.44575	0.1
2014	-0.34082	1.43389	-0.09
2012	-0.49247	1.00854	-0.28
2013	-0.54054	1.33824	-0.28
2011	-0.56119	0.76258	-0.37
2010	-0.678	0.45199	-0.52
2009	-0.68776	0.15151	-0.57
2008	-0.76861	-0.13876	-0.68
2005	-0.79234	-1.02572	-0.83
2002	-0.81547	-1.77474	-0.95
2003	-0.8479	-1.65392	-0.96
2007	-0.86362	-0.4003	-0.8
2006	-0.86949	-0.74921	-0.85
2004	-0.87348	-1.27501	-0.93

表 4-12 第二個公因數得分排名

年份	F1	F2	F
2015	-0.12181	1.44575	0.1
2014	-0.34082	1.43389	-0.09
2013	-0.54054	1.33824	-0.28
2016	0.07433	1.1548	0.23
2012	-0.49247	1.00854	-0.28
2017	0.41846	0.87923	0.48
2011	-0.56119	0.76258	-0.37
2018	0.75868	0.48461	0.72
2010	-0.678	0.45199	-0.52
2009	-0.68776	0.15151	-0.57
2019	1.09093	0.12297	0.95
2020	1.35295	-0.05054	1.15
2008	-0.76861	-0.13876	-0.68
2007	-0.86362	-0.4003	-0.8
2021	1.65037	-0.64063	1.33

年份	F1	F2	F
2022	1.74971	-0.74785	1.4
2006	-0.86949	-0.74921	-0.85
2023	2.15809	-0.77742	1.74
2005	-0.79234	-1.02572	-0.83
2004	-0.87348	-1.27501	-0.93
2003	-0.8479	-1.65392	-0.96
2002	-0.81547	-1.77474	-0.95

可知，2023年、2022年、2021年、2020年、2019年為綜合得分排名的前五名，分別為1.74、1.4、1.33、1.15、0.95，這說明了隨著時代的發展，我國農業也在不斷進步，我國農業總產值也在不斷提高。其中，從表4-10中可以看出，第一個公因數F1得分排名的前五名分別為2.15809、1.74971、1.65037、1.35295、1.09093，這也就意味著隨著時代的進步，農業土地能耗狀況以及勞動力投入力度不斷提高，國家不斷提高了土地的可持續利用的能力以及農業人才的投入，這不僅能夠延長了土地的使用壽命，從而提高了農業機械化以及農業規模化的程度，同時也提高了土地的品質，而且還為我國農業的發展提供了一定程度的人才支撐；從表4-11中可以看出，第二個公因數得分最高的前五位分別為1.44575、1.43389、1.33824、1.1548、1.00854，也就意味著，隨著時代的發展，技術因數的投入與水準都在不斷地進步，而粗放的技术正在逐漸被淘汰，從而推動著我國農業穩步向前發展。

表 4-13 模型匯總的結果

模型匯總 b

模型	R	R 方	調整 R 方	標準估計的誤差	更改統計量					Durbin-Watson
					R 方更改	F 更改	df1	df2	Sig. F 更改	
1	0.876a	0.768	0.743	17649.1947341	0.768	31.414	2	19	0.000	1.874

a. 預測變數：(常量), REGR factor score 2 for analysis 1, REGR factor score 1 for analysis 1。

b. 因變數：Y 我國農業生產總值

模型匯總的結果是給我們用來判斷引數與因變數兩者之間的線性關係的重要指標，它給我們提供了關於多元線性回歸模型的檢驗的重要的統計資訊，同時也反映了多元線性回歸模型的擬合程度以及解釋能力。上述研究結果表明了：

第一，模型的多重判定係數 $R^2 = 0.768$ ，通常情況下，修正的多重判定係數的取值落在了 0.7 到 0.8 之間，表明多元線性回歸模型具有較好的解釋能力。由上表中可以看出，多元線性回歸模型的修正的多重判定係數為 0.743，這說明了這個多元線性回歸模型可以

解釋因變數 74.3% 的變差，則該多元線性回歸模型的擬合效果比較好。

第二，在多元線性回歸分析中，DW 值在 1.7 到 2.3 之間可以放心地認為多元線性回歸模型中不存在序列自相關性，基本上我們可以認為符合資料的獨立性檢驗，最理想的狀態是 DW=2。本篇論文中的 DW 值為 1.874，基本上符合資料的獨立性檢驗，並且多元線性回歸模型中不存在序列自相關性，多元線性回歸模型的 DW 檢驗通過。

對整個多元線性回歸方程進行 F 檢驗是根據平方和分解式，直接從回歸的效果去檢驗回歸方程在統計意義上是否顯著，如果是顯著的，則說明多元線性回歸方程在整體上是否是顯著的。換言之，F 檢驗主要研究的是多元線性回歸模型是否能夠成功建成。下述研究結果表明，F=31.414，P 值（即 Significance F）為 0.000，也就是 P 值 <0.01，如方差分析表中所示，則能夠表明多元線性回歸方程在整體上是顯著的，回歸方程整體的顯著性檢驗 F 檢驗通過了，則能夠認為多元線性回歸模型成功建成。

表 4-14 方差分析表

Anovab						
模型		平方和	df	均方	F	Sig.
1	回歸	1.957E10	2	9.785E9	31.414	0.000a
	殘差	5.918E9	19	3.115E8		
	總計	2.549E10	21			

a. 預測變數：(常量), REGR factor score 2 for analysis 1, REGR factor score 1 for analysis 1。

b. 因變數：Y 我國農業生產總值

在多元線性回歸中，在對整個回歸方程進行 F 檢驗後，還要對每個回歸係數進行 t 檢驗，因為 F 檢驗顯著只能說明模型中存在引數對因變數有顯著影響，但並不能保證全部引數對因變數都有顯著影響。因此，需要對每一個引數進行單獨檢驗。回歸係數顯著性檢驗 t 檢驗的結果如下表所示：

表 4-15 模型係數的回歸結果

模型		非標準化係數		標準係數	t	Sig.	共線性統計量	
		B	標準誤差	試用版			容差	VIF
1	(常量)	75793.312	3762.821		20.143	0.000		
	REGR factor score 1 for analysis 1	26446.040	3851.370	0.759	6.867	0.000	1.000	1.000
	REGR factor score 2 for analysis 1	15249.367	3851.370	0.438	3.959	0.001	1.000	1.000

a. 因變數：Y 我國農業生產總值

農業土地利用與勞動力投入因數（非標準化係數 $B=26446.040$ ，標準化係數 $\beta=0.280$ ， $P=0.000$ ）、技術投入因數（非標準化係數 $B=15249.367$ ，標準化係數 $\beta=0.438$ ， $P=0.001$ ）都會對我國農業總產值的增長產生一定程度上的影響。其中，農業土地利用與勞動力投入因數以及技術投入因數都能夠正向預測我國農業總產值的增長（因為它們的回歸係數為正值）。2 個公因數的 t 值都大於 2， $P=0.000<0.05$ ，則能夠認為 2 個公因數在統計意義上是顯著的，則回歸係數的顯著性檢驗 t 檢驗通過，進而能夠說明上述 2 個公因數都與我國的農業總產值的線性關係在統計意義上是顯著的。共線性統計包括方差擴大因數（VIF）和容忍度這兩個指標，事實上， $VIF=$ 容忍度的倒數（即 $1/\text{容忍度}$ ），通常只需要判斷其中一個指標即可。如果容忍度小於 0.1（或方差擴大因數 VIF 大於 10），則暗示引數之間存在嚴重的多重共線性。研究結果顯示，2 個公因數的容忍度值均為 1.000，所有容忍度值都大於 0.1，它們的值越大，則能夠認為多元線性回歸模型中各個引數之間不存在多重共線性，且 2 個公因數的 VIF 的均為 1.000，VIF 值介於 0 ~ 1 之間，則能夠表明各引數之間不存在多重共線性。綜上所述，多元線性回歸模型中的各引數之間不存在多重共線性。

最後，對整體的多元線性回歸模型進行最後的共線性診斷，從條件數看，常量和第一個公因數、第二個公因數的條件數都小於 10，則多元線性回歸模型中的各個引數之間不存在多重共線性。因此，多元線性回歸模型的共線性診斷通過。

表 4-16 共線性診斷

共線性診斷 a

模型	維數	特徵值	條件索引	方差比例		
				(常量)	REGR factor score 1 for analysis 1	REGR factor score 2 for analysis 1
1	1	1.000	1.000	0.35	0.65	0.00
	2	1.000	1.000	0.00	0.00	1.00
	3	1.000	1.000	0.65	0.35	0.00

a. 因變數：Y 我國農業生產總值

綜上所述，我國的農業總產值的多元線性回歸方程為：

$$Y=26446.040F_1+15249.367F_2+75793.312$$

從上述多元線性回歸模型 $Y=26446.040F_1+15249.367F_2+75793.312$ 中可以看出，農業土地利用與勞動力投入因數以及技術投入因數對我國農業總產值的影響都是顯著的，其中農業土地利用與勞動力投入因數對我國農業總產值產生的影響最大。當其它標準化因數不變時，每提高 1 個單位的農業土地的利用與勞動力的投入，我國農業總產值將增加 26446.040 個單位；每增加 1 個單位的農業技術投入，我國的農業總產值將增加 15249.367

個單位。從整體上看，耕地灌溉面積、農作物播種面積、第一產業就業人員、除澇面積、水土流失治理面積對我國農業總產值的增長具有顯著的影響，這五個因數從側面反映了農業土地利用和勞動力投入的情況，也就是說，提高農業土地利用的可持續性以及加大農業人才的投入有利於我國農業總產值的增長。總之，農業土地利用、勞動力投入、技術投入是影響我國農業總產值增長的主要因素，持續增加技術要素投入、改善農業土地能源消耗和可持續發展狀態、加大農業勞動力的投入，將有利於我國農業的發展。

我國農業總產值是反映我國的農業生產水準、衡量我國農業的發展速度的重要指標之一。提高我國農業總產值對於推動國民經濟的增長、保障國家糧食安全具有非常重要的意義。基於前面的研究結果，下面提出一些有助於提高我國農業總產值的可行性的建議：

第一，強化科技創新的驅動。科學技術是第一生產力。國家要加大對農業科技研發的資源的投入，積極推動農業領域的創新變革，廣泛推廣契合實際且高效的農業技術與設備，從而提高農業生產的效率，增加農產品的產出，加快農業現代化的步伐，提高農業生產的機械化、標準化的水準，加大對農業生產技術的投入以及科研的力度。比如，相關部門要積極引進或自主研發先進的農業機械設備，優化農民在播種、施肥、除草及農作物收穫等環節的操作流程，提高農業生產的效率，使農民從繁重的體力勞動中解放出來，有更多的精力投入到農業的科技知識的學習中去。

第二，提升土地利用的效率。提高土地利用效率是實現農業可持續發展、推動鄉村振興的關鍵路徑之一。首先，相關部門要強化土地管理方面的相關工作，制定科學合理的土地利用的規劃，清晰界定土地的用途，確保土地資源的合理配置。同時，國家要加強對土地使用情況的監測和預警，及時發現並解決土地利用過程中出現的各類問題。其次，國家要大力推廣先進的農業技術，以此來提高農業生產的效率以及品質。比如，推廣節水灌溉的技術、精準施肥的技術等，減少土地資源的浪費，從而提高土地的利用率。最後，國家要持續不斷地加強科技創新以及相關方面的人才培養，為土地利用率的提高提供堅實的技術支撐以及人才保障，從而推動我國農業技術不斷向前發展。

第三，凝聚政府、企業、農民三方合力。首先，政府要加大對農業方面的扶持力度。通過財政補貼、稅收優惠、貸款支援等多種方式，為我國的農業生產以及農民增收提供有力的保障。同時，國家要增加對農業科技創新方面的投入，從而能夠推動我國的農業技術的持續創新以及不斷進步，提高農業生產的效率和品質。其次，企業要積極投身於農業發展事業。企業通過投資農業方面的專案、打造農產品的品牌、拓展農產品的銷售管道等方式，為我國農業的發展提供資金和技術支援。最後，農民作為我國的農業生產的主力軍，國家要加強對他們的培訓以及教育，提升他們的文化素養以及增強他們的專業技能。農民可以

通過學習掌握先進的農業技術以及設備，有助於提高農業的生產效率，提高農產品的產量。同時，農民還可以通過發展特色農產品、提升農產品的品質等方式，提高農產品的附加值，有助於增強市場的競爭力。

參考文獻

- 1) 張曉龍. 安徽省農業總產值影響因素研究 [J]. 農場經濟管理, 2024(11): 15–19.
- 2) 王鑫, 李松軒, 徐佳敏. 基於多元回歸對河南省農業總產值影響因素的實證分析 [J]. 現代行銷 (下旬刊), 2024(06): 93–95.
- 3) 廖丞靖. 雲南省農業生產總值影響因素研究 [J]. 山西農經, 2024(12): 188–190+195.
- 4) 張哲. 中國農業總產值影響因素研究 [J]. 農村經濟與科技, 2023, 34(23): 37–40.
- 5) 劉春芝, 邵馨漾. 我國農業總產值影響因素分析 [J]. 瀋陽師範大學學報 (社會科學版), 2023, 47(02): 40–46.
- 6) 趙朝叢, 楊明. 農業機械化對我國農業生產總值的影響 [J]. 農村實用技術, 2020(11): 82–83+86.
- 7) 柴武越, 鐘娟. 我國區域農業總產值影響因素分析 [J]. 青島農業大學學報 (社會科學版), 2020, 32(02): 20–24.
- 8) 安帥, 張妍妍. 中國農業總產值影響因素計量分析與研究 [J]. 農村經濟與科技, 2018, 29(07): 50–51.
- 9) 肖會敏, 朱向琳. 農業現代化視閥下基於 SPSS 多元回歸分析的全國農業總產值主要影響因素探究 [J]. 數學的實踐與認識, 2017, 47(15): 313–320.
- 10) 李凌傑. 產業數位化發展對製造業綠色轉型的影響研究 [D]. 吉林大學, 2023.
- 11) 瑪依努爾, 馬繼越. 產業數位化與產業結構升級——理論邏輯與實證檢驗 [J/OL]. 資源與產業, 1–17[2025-02-22].
- 12) 國家統計局. 產業數位化及其核心產業統計分類 (2021)[S]. 北京: 國家統計局, 2021.
- 13) 羅雙成. 產業數位化、要素配置效應與產業升級 [J]. 南方金融, 2024(01): 37–49.
- 14) 左喜梅, 夏冰倩. 區域創新視角下產業數位化賦能產業結構升級研究 [J]. 金融理論與實踐, 2023(10): 44–53.
- 15) 林春雷, 崔琳婧. 產業數位化發展、技術創新與流通產業結構升級 [J]. 商業經濟研究, 2023(04): 119–122.
- 16) 呂子苑. 產業數位化對產業結構升級的影響——以碳排放為仲介變數 [J]. 商業經濟研究, 2023(14): 98–102.
- 17) 張姝, 王雪標. 在產業數位化時代下解碼共同富裕——“富裕”與“同富”能否協同發展? [J]. 投資研究, 2023, 42(09): 4–20.

- 18) 肖娜, 高曉鵬. 產業數位化發展的多維產業結構升級效應: 基於需求結構演變視角 [J]. 商業經濟研究, 2022(12): 181–184.
- 19) 沈運紅, 黃桁. 產業互聯網對浙江省製造業集聚程度影響的實證研究——基於浙江省 2008—2017 年面板資料 [J]. 科技管理研究, 2020, 40(17): 188–196.
- 20) 李曉鐘, 吳甲戌. 產業數位化驅動產業結構轉型升級的區域差異 [J]. 國際經濟合作, 2020(04): 81–91.
- 21) 鄭傑. 產業數位化對我國產業結構優化升級的影響研究 [D]. 哈爾濱商業大學, 2024.
- 22) 苗亞楠. 中國產業數位化發展影響產業結構升級的路徑研究 [D]. 山西財經大學, 2023.
- 23) 李星奇, 姚紅義. 產業數位化對產業結構優化的影響及作用機制——以西部地區為例 [J]. 決策與資訊, 2025(01): 70–82.
- 24) 曾纓. 產業數位化對共同富裕的影響研究 [J]. 對外經貿, 2024(11): 68–72+80.
- 25) 喻蘭. 產業數位化對產業結構升級的實證分析 [J]. 老字型大小品牌行銷, 2025(01): 76–78.
- 26) 茹夢丹. 產業數位化對產業結構升級的影響研究——基於省級面板資料的實證分析 [J]. 長春金融高等專科學校學報, 2024(05): 88–96+81.
- 27) Atallah H A, Ahmed S J A. Economic and Econometric Analysis of Agricultural Loans and Their Impact on the Gross Agricultural Product in Iraq During the Period (1990–2020)[J]. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 2023, 1262(10).
- 28) Kravčáková I V, Elena Š. Evaluation of the Average Wage in Agriculture Depending on the Value of Gross Agricultural Production in Different Regions in Slovakia[J]. Studia Commercialia Bratislavensia, 2014, 7(26): 237–243.
- 29) Sohijon T R. Models for Predicting Gross Agricultural Output[J]. South Asian Journal of Marketing & Management Research, 2020, 10(7): 21–26.
- 30) Jorge A, Claudia B. Crop Selection and International Differences in Aggregate Agricultural Productivity[R]. IMF Working Papers, 2019, 19(179).
- 31) D. E A. Improvement of Methods of Assessment of Efficiency of Use of Agricultural Lands[J]. Biznes Inform, 2013(12): 179–183.
- 32) Rogers E M. The Diffusion of Innovations[M]. 5th ed. New York: Free Press, 2003.
- 33) Bollier D (Ed.). Information Technology and the New Economy: The State of the Debate[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.
- 34) Hamel G, Prahalad C K. Competing for the Future[M]. Boston, MA: Harvard Business Review Press, 1994.
- 35) Lu Y, Hu J. Spatial Impact of Digital Economy on the Upgrading of Industrial Structure: Evidence from Chinese Cities[J]. SAGE Open, 2024, 14(1).

附 錄

粵港澳大灣區養老資源使用現狀調查問卷

尊敬的受訪者：

您好！本問卷旨在瞭解粵港澳大灣區養老資源的使用情況及滿意度，為優化養老服務體系提供資料支援。問卷匿名填寫，結果僅用於學術研究，請根據實際情況填寫。感謝您的參與！

一、基本資訊

1、您的年齡：

60-65 歲 66-70 歲 71-75 歲 76-80 歲 80 歲以上

2、您的常住城市：

廣州 深圳 珠海 佛山 惠州 東莞 中山
 江門 肇慶 香港 澳門

3、您的月收入水準（人民幣）：

無收入 1000-3000 元 3001-5000 元
 5001-8000 元 8000 元以上

3、您的居住方式：

獨居 與配偶同住 與子女同住 養老機構 社區日間照料中心

二、養老資源使用情況

4、您主要通過哪些管道獲取養老服務？（可多選）

政府主辦養老機構 民辦養老機構 社區居家服務
 醫院附屬養老設施 其他

5、您使用過以下哪些養老服務？（可多選）

生活照料服務 醫療護理服務 康復保健服務 文化娛樂活動
 法律援助服務

6、您選擇養老服務時最看重的因素是：（限選 3 項）

地理位置便利性 服務價格 醫療配套水準 環境舒適度
 服務人員專業性

三、滿意度評價（1-5 分：1 = 非常不滿意，3 = 一般，5 = 非常滿意）

（一）環境品質

7、您對居住區域空氣品質的滿意度：

1 2 3 4 5

8、您對社區噪音污染控制的滿意度：

1 2 3 4 5

9、您對周邊公園綠地可達性的滿意度：

1 2 3 4 5

(二) 養老保障

10、您對本地養老機構床位數量的滿意度：

1 2 3 4 5

11、您對高齡補貼政策落實情況的滿意度：

1 2 3 4 5

12、您對社區日間照料服務覆蓋的滿意度：

1 2 3 4 5

(三) 醫療保障

13、您對社區醫療機構服務半徑的滿意度：

1 2 3 4 5

14、您對慢性病管理服務的滿意度：

1 2 3 4 5

15、您對異地就醫結算便利性的滿意度：

1 2 3 4 5

(四) 社會福利

16、您對低保政策保障水準的滿意度：

1 2 3 4 5

17、您對老年人權益保護措施的滿意度：

1 2 3 4 5

(五) 旅遊資源

18、您對本地適老化旅遊設施的滿意度：

1 2 3 4 5

19、您對老年旅遊產品豐富度的滿意度：

1 2 3 4 5

四、影響因素認知

20、您認為當前養老資源配置最突出的問題是：(可多選)

- 城鄉分佈不均 區域差距顯著 服務價格過高
 專業人才短缺 政策落實不到位

21、您認為哪些因素最影響養老資源吸引力？(可多選)

- 醫療資源可及性 環境舒適度 經濟負擔
 文化傳統 政策支持力度

22、您對深港跨境養老服務的瞭解程度：

- 完全不瞭解 聽說過但未使用 使用過基礎服務 使用過深度服務

五、政策建議

23、您最希望政府優先改善的養老資源是：

- 增加養老床位供給 提升社區醫療水準 優化居住環境
 加強社會福利保障

24、您對粵港澳大灣區養老資源分享的建議：

- 統一服務標準 推進醫保跨境結算 建設區域養老資訊平臺
 其他：_____

六、開放性問題

25、您認為本地養老資源最需要改進的方面是：_____

26、您對未來養老生活的期待是：_____