

# 破解澳門產業結構單一等問題 ——基於定量與實證分析

謝四德\*

## 一、前言

經濟發展本質上是一個技術、產業不斷創新、結構不斷變化的過程。<sup>1</sup> 產業不斷發展，結構問題不斷發生，我們需要找出產業結構問題所在，再進行結構調整優化，確保結構不斷變化下使經濟得以可持續發展。國內有研究指出，中國經濟受到產業結構不同程度的正向或負向衝擊，宏觀經濟因此呈現出有規律性的擴張與收縮<sup>2</sup>，三次產業結構變化對中國經濟存在動態因果關係<sup>3</sup>，勞動生產率對GDP結構變化顯著<sup>4</sup>，中國GDP、產值結構、就業結構和就業總量之間不論存在長期均衡關係還是從短期調整模式來看，就業結構的提升都是促進中國經濟增長的最有效、最敏感的因素<sup>5</sup>，而勞動市場發育程度對產業結構偏離度呈正相關關係<sup>6</sup>，產業結構偏離度卻對經濟增長產生影響<sup>7</sup>，同時也促進社會就業<sup>8</sup>。自賭權開放以來，澳門產業結構問題一直是學術界研究的焦點。但研究至今，基本上圍繞結構單一、結構失衡、博彩業一業獨大等問題進行定性論述。然而，產業結構失衡至甚麼程度？卻欠缺相關的定量分析。如果以此論述就指出產業結構的根本所在，似乎略有不足。爲了更好地說清楚澳門產業結構問題，本文利用數據，結合Eviews5.0計量軟件，在現有定量研究基礎上進行實證分析，這有助更進一步論述產業結構問題所在。

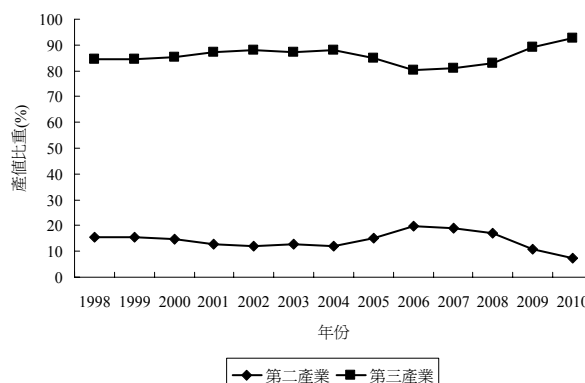
## 二、產業結構現狀分析

### (一) 產值結構變化

從圖 1 及表 1 可以看出，1998-2010 年，澳門的二次產業產值結構明顯是“三二結構模式”，且差距在擴大。第二產業的產值比重變化持續下滑，由 1998

年 15.51%到 2010 年 7.45%，降幅率 51.98%，年均降幅率 5.49%，平均比重 14.24；第三產業的產值比重變化持續向上，由 1998 年的 84.49%到 2010 年的 92.55%，升幅率 9.45%，年均升幅率 0.7%，平均比重 85.76%；平均比重差距 71.51%。再以賭權開放前後比較，賭權開放前(1998-2002 年)，第二產業產值比重變化向下略有起伏，降幅率 21.91%，年均降幅率 4.83%，平均比重 14.18%；第三產業的產值比重變化平穩向上，升幅率 4.02%，年均升幅率 0.79%，平均比重 85.82%；平均比重差距 71.65%。賭權開放後(2003-2010 年)，第二產業產值比重變化先升後跌，降幅 5.33%，降幅率 41.74%，年均降幅率 6.53%，平均比重 14.29%；第三產業產值比重變化先跌後升，升幅 5.33%，升幅率 6.12%，年均升幅率 0.74%，平均比重 85.71%；平均比重差距 71.43%。

圖 1 澳門二次產業產值比重



通過整個時期和分階段比較發現，第一，第二、三產業產值比重基本上是“一加一減”變動，平均比重差距徘徊在 71%左右，產值結構波動主要在賭權開

\* 澳門理工學院一國兩制研究中心講師級助理研究員、華南師範大學政治經濟系博士研究生

放後發生；第二，產值結構變化主要由第二產業產值變化較大引起。由上可見，第二產業的年均降幅率5.49%，較第三產業的年均升幅率0.7%高出接近8倍；若按此計算，第二產業產值每年減少澳門幣5.65億元，而第三產業產值每年創造澳門幣4.45億元，所以產值結構變化主要來自第二產業。

表1 澳門產業的產值結構

年份	本地生總值 (億澳門元)	第二產業		第三產業	
		產值 (億澳門元)	比例 (%)	產值 (億澳門元)	比例 (%)
1998	423.69	65.83	15.51	357.86	84.49
1999	405.49	63.49	15.63	342.00	84.37
2000	416.49	61.29	14.69	355.20	85.31
2001	409.00	53.18	12.94	355.82	87.06
2002	441.28	53.72	12.11	387.56	87.89
2003	483.83	62.16	12.78	421.67	87.22
2004	582.91	70.62	12.05	512.29	87.95
2005	695.46	105.98	15.16	589.48	84.84
2006	843.77	167.44	19.75	676.33	80.25
2007	1060.65	203.91	19.14	856.74	80.86
2008	1150.99	198.14	17.1	952.85	82.9
2009	1155.66	125.49	10.86	1030.17	89.14
2010	1460.94	108.36	7.45	1352.58	92.55

## (二) 就業結構變化

就業結構是產業結構的間接表現，它在一定程度上可以直觀地體現生產力的發展水平，也可以反映出一國或地區人力資源的配置狀況。一般而言，就業結構分佈與產業結構高度密切相關，而就業分佈的密集程度也與行業的性質密切相關。

從圖2可以看出，1998-2010年，澳門的二次產業就業結構明顯是“三二結構模式”，第三產業就業比重高於第二產業比重，兩者差距緩和擴大趨向，由1998年35.48%上升至2010年72.48%，其中最大差距是2010年的72.48%，最小差距是1998年的35.48%，平均差距59.61%，過去11年均以6.71%在擴大。再以賭權開放前後比較，賭權開放前(1998-2002年)，二次產業就業比重平均差距39.79%，平均以3.76%在擴大。賭權開放後(2003-2010年)，二次產業就業比重平均差距78.55%，平均以5.9%在擴大。可見，在賭權開放後，二次產業就業比重無論在平均差距、年均差距上都高於賭權開放前的38.75%和2.14%。表明澳門在賭權開放後，二次產業就業比重之間出現明顯的變化，構成不太均衡的“三二結構模式”。

從表2還可以看出，1998-2010年，第二產業就業比重變化一直在下降，由1998年32.66%到2010

年13.76%，降幅18.9%，年均降幅率6.34%，平均比重24.78%；第三產業產值比重變化一直在上升，由1998年67.74%上到2010年86.24%，升幅18.5%，年均升幅率為1.87%，平均比重75.22%；二次產業間的平均比重相差50.44%。再以賭權開放前後比較，賭權開放前(1998-2002年)，第二產業就業比重在下降，由1998年32.26%下降至2002年28.66%，降幅3.6%，年均降幅率2.33%，平均比重30.11%，第三產業就業比重在上升，由1998年67.74%上升至2002年71.34%，上升幅度3.6%，年均升幅率1.04%，平均比重69.89%；二次產業的平均比重差距39.79%。賭權開放後(2003-2010年)，第二產業就業比重繼續下降，由2003年27.09%到2010年13.76%，降幅13.33%，年均降幅率10.68%，平均比重24.16%；第三產業就業比重繼續上升，由2003年72.91%到2010年86.24%，升幅13.33%，年均升幅率2.84%，平均比重78.55%；二次產業的平均比重差距57.09%。比較之下，賭權開放後第二產業就業比重下降幅度高出賭權開放前9.73%、年均下降率則高出8.35%；賭權開放後第三產業就業比重上升幅度高出賭權開放前0.13%，年均升幅率則高出1.8%，顯示第二、三產業就業結構變動較大集中在2003-2010年。

通過整個時期和分階段比較發現，第一，二次產業的就業結構變動持續擴大，這由賭權開放前後平均比重差距變化達17.3%。第二，二次產業的就業結構變動集中在賭權開放後時期，由第二產業就業比重年均降幅率高出賭權開放前8.35%，第三產業就業比重年均升幅率高出賭權開放前1.83%得以說明。第三，就業結構變動主要由第二產業就業比重變化引起的，從整個時期來看，第二產業平均就業人數5.79萬，按年均降幅率6.34%計算，勞動力每年移出3670人；第三產業平均就業人數18.63萬，按年均升幅率1.87%計算，勞動力每年擠入3,484人，第二產業勞動人每年移出人數高過第三產業186人，表明澳門二次產業就業結構變動主要由第二產業勞動力流失幅度較大引起的。第四，由圖1、圖2可見，就業結構變動與產值結構變動有段時間不太一致，尤其在賭權開放後時期(2005-2008年)，第三產業產值比重向下，第二產業產值比重向上，但第三產業就業比重卻異常向上升幅5.29%，第二產業就業比值減少5.29%，顯示產業之間出現較明顯擠佔現象。

圖 2 澳門二次產業就業人口比重

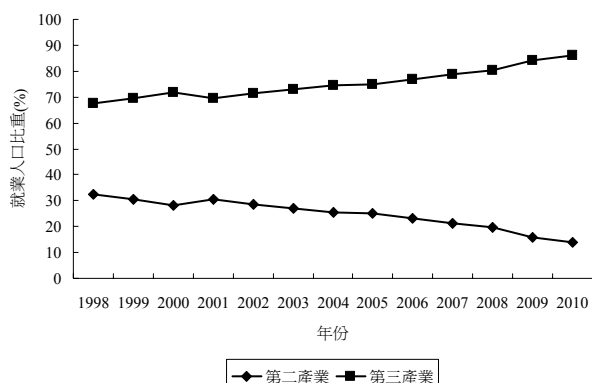


表 2 澳門二次產業就業結構

年份	總就業人口 (千人)	第二產業		第三產業	
		就業人口 (千人)	比例 (%)	就業人口 (千人)	比例 (%)
1998	195.90	63.2	32.26	132.70	67.74
1999	195.70	60	30.66	135.70	69.34
2000	194.60	55	28.26	139.60	71.74
2001	204.30	62.7	30.69	141.60	69.31
2002	204.10	58.5	28.66	145.60	71.34
2003	204.50	55.4	27.09	149.10	72.91
2004	218.40	55.3	25.32	163.10	74.68
2005	236.70	59.4	25.10	177.30	74.90
2006	264.30	61.5	23.27	202.80	76.73
2007	299.90	63.8	21.27	236.10	78.73
2008	322.50	63.9	19.81	258.60	80.19
2009*	316.50	50.7	16.02	265.80	83.98
2010*	317.50	43.7	13.76	273.80	86.24

註：\* 為配合勞動關係法對訂立勞動合同者的最低年齡調升為 16 歲的修訂，自 11/2008-1/2009 起的資料是按照新的年齡下限計算。

\*\* 澳門統計暨普查局公佈的以行業為計算的就業人口數據中有列出博彩業就業人口的由 1998 年開始，基於博彩業是澳門支柱行業，就業人口不少，為準確反映澳門的就業結構，故有關計算由 1998 年開始算起。

### (三) 比較勞動生產率

比較勞動生產率指標是指某產業產值比重與就業比重之比，它反映 1% 勞動力所創造的產值比重，如果產值比重越高，說明該產業勞動生產率越高。一般認為，比較優化和協調的產業結構應該各產業的比較勞動生產率均接近 1。但如果產業間的勞動生產率差距很大，就容易產生經濟二元結構問題。比較勞動生產率的計算公式：

$$C_i = \frac{y_i/y}{l_i/l} \dots\dots\dots(1)$$

其中， $C_i$  表示第  $i$  產業的比較勞動生產率； $y_i/y$  表示第  $i$  產業產值佔總產值的比例； $l_i/l$  表示第  $i$  產業

勞動力佔整體勞動力的比例。

從圖表 3 可以看出，澳門第二產業的勞動生產率最低，徘徊在 0.42-0.9 之間，平均值為 0.65，最接近 1 的是 2007、2008 年的 0.9、0.87，說明澳門工業，在過去 12 年中長時間處於低效率局面；第三產業的勞動生產率遠高於第二產業，徘徊在 1.03-1.26 之間，不均值為 1.24，最接近 1 的是 2007、2008 年的 1.03，說明澳門服務業，在過去 12 年中長時間處較高效率。根據接近 1 結構較優來看，澳門只有 2007、2008 年最接近 1，其餘大部分時間都遠離 1 的，其中遠離 1 最大的是 2001 年，差距達 0.84，到了 2010 年，差距仍有 0.53，而且有逐步拉大的趨向，說明澳門產業結構長期處於不協調局面。

Peneder 認為，“結構紅利假說”在產業部門之間要素生產率水平和增長率存在差異，而且由此導致投入要素在部門之間轉移的基礎上成立。第一，就業比重變動大於產值比重變動，第二產業的就業比重由 1998 年的 32.26% 下降至 2010 年的 13.76%，降幅達 18.5%，同一時期產值比重由 20.53% 下降至 7.45%，降幅達 13.8%；第三產業的就業比重由 1998 年的 67.74% 上升至 86.24%，升幅達 18.5%，同一時期產值由 79.47% 上升至 92.55%，升幅達 13.8%，顯示第二、三產業的就業比重變動大於產值比重變動，表明二次產業產出水平平均受到勞動力的流動、變化影響，其中，第三產業在這段時期的產值由澳門幣 213.41 億元上升至澳門幣 1,352.58 億元，增長率達 277.96%，第二產業則由澳門幣 65.83 億元增至澳門幣 108.36 億元，增長率 64.61%，第三產業的產值增長率高出第二產業四倍多，一方面反映勞動力流入第三產業帶動產值增加，另一方面顯示第三產值的增長吸引勞動力的擠入。第二，生產水平的變化。勞動力的變化導致生產水平的變化。表 3 顯示，第二產業的勞動力移出，由 1998 年的 1.04 億/千人到 2010 年的 2.48 億/千人，增長率達 138.06%，按照同一時期的就業比重降幅 18.5% 計算，即就業比重每下降 1%，第二產業的生產水平增加 7.46%，同理可見，第三產業的勞動力擠入，由 1998 年的 2.7 億/千人到 2010 年的 4.94 億/千人，增長率達 83.18%，按照同一時期的就業比重升幅 18.5% 計算，即就業比重每增加 1%，第三產業的生產水平增加 4.5%。由產業間的勞動生產率水平以及增長率的差距。由此可見，勞動力要素生產率的變化使增長率和生產水平存在差異，假如資本流動不變，產業間的就業比重、產值差距使得通過要素流動實現“結構紅利”的可能存在。

圖3 澳門的勞動生產率變動

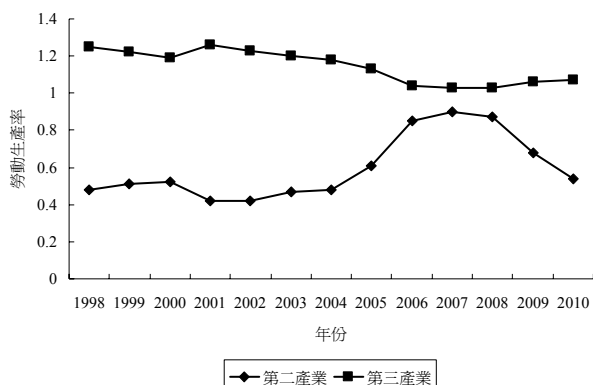


表3 澳門的勞動生產率

年份	第二產業	第三產業
1998	0.48	1.25
1999	0.51	1.22
2000	0.52	1.19
2001	0.42	1.26
2002	0.42	1.23
2003	0.47	1.20
2004	0.48	1.18
2005	0.61	1.13
2006	0.85	1.04
2007	0.90	1.03
2008	0.87	1.03
2009	0.68	1.06
2010	0.54	1.07

圖4 澳門二次產業生產率水平變動

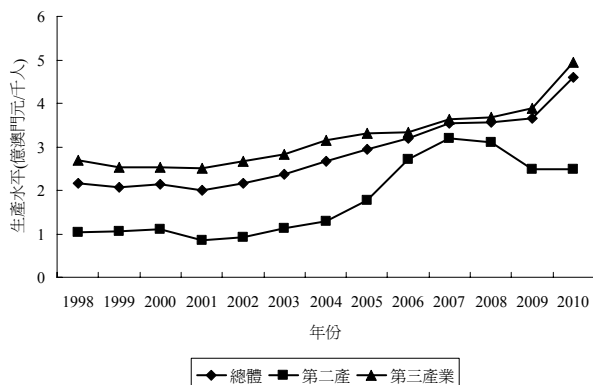


表4 澳門二次產業生產水平

年份	生產水平(億澳門元/千人)		
	總體	第二產	第三產業
1998	2.16	1.04	2.70
1999	2.07	1.06	2.52
2000	2.14	1.11	2.54
2001	2.00	0.85	2.51
2002	2.16	0.92	2.66
2003	2.37	1.12	2.83
2004	2.67	1.28	3.14
2005	2.94	1.78	3.32
2006	3.19	2.72	3.33
2007	3.54	3.20	3.63
2008	3.57	3.10	3.68
2009	3.65	2.48	3.88
2010	4.60	2.48	4.94

(四) 產業結構偏離度

產業結構的偏離度主要是用來衡量勞動力結構與產值結構之間所處的結構對稱狀態指標。一般而言，偏離度大於零——正偏離，偏離程度越大，顯示勞動力結構與產值越不對稱，產值比重大於就業比重，表明該產業的勞動生產率較高，存在着勞動力擠入的壓力。偏離度小於零——負偏離，偏離程度越大，顯示勞動力結構與產值越不對稱，產值比重小於就業比重，表明產業結構的勞動生產率較低，存在着勞動力移出的壓力。當負偏離狀態向0偏離趨近時，表明該產業的產出效益有改善，勞動力移出壓力減少；反之，當負偏離狀態向0偏離遠離，表明該產業的產出轉差，生產率偏低，勞動力移出壓力加大。當正偏離狀態向0偏離趨近，表明該產業的生產結構接近優化，就業與產出趨向均衡發展；反之，當正偏離狀態向0軸綫遠離，顯示經濟效益增強，生產率高，表明該產業存在勞動力擠入的壓力增強。

某產業的偏離度公式：

$$\beta = \left(\frac{Y_m}{Y}\right) / \left(\frac{L_m}{L}\right) - 1 \dots\dots\dots(2)$$

其中， $\beta$ 為某產業結構偏離度係數， $Y_m$ 為第m次產業的就業人數， $Y$ 為整個三次產業總就業人數； $L_m$ 為第m次產業的增加值， $L$ 為整個國家三次產業的增加值。

整個產業結構偏離度公式：

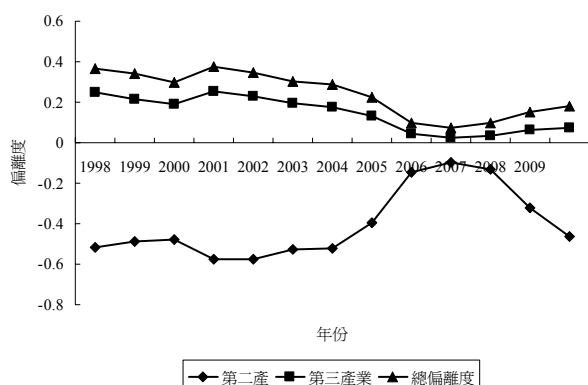
$$p = \sum_{i=1}^n |l_i - p_i| \dots\dots\dots(3)$$

其中， $p$ 為產業結構作離度， $l_i$ 第i次產業勞動力所佔的比重， $p_i$ 為第i產業產值所佔的比重。

通過圖5可以看出，1998-2010年的澳門整個產業結構偏離度都處於正偏，呈不對稱的啞鈴形狀發展

趨向，大部分時間偏離度遠離零偏離程度較高，表明產業結構處於不協調狀態，長期存在勞動力擠入壓力，只有 2006-2008 年期產業結構調整得稍協調的優化局面。這段期間的第二產業由始至終都處負偏離狀態，顯示長期存在勞動力移出壓力，出現最高偏離度是 2001 和 2002 年，分別是-0.58，說明那時第二產業存在較大的就業人口移出壓力，到 2006-2008 年期間，偏離度最貼近 0 偏離，分別為-0.15、-0.1 和-0.13，顯示當時就業人口移出壓力得以舒緩，之後，2009-2010 再出現遠離 0 偏離度，分別為-0.32 和-0.46，說明就業人口移出壓力再度緊張起來。而第三產業一直處於正偏離度發展方向，顯示勞動力擠入壓力長期存在，大致朝着 0 偏離度貼近，最高偏離度時期為 1998 年的 0.25，最低偏離度時期為 2007-2008 年的 0.03 接近零偏離，儘管 2010 年稍有反彈，表明第三產業的結構得以協調發展。

圖 5 澳門產業結構偏離度變化



(五) 結構失衡度

從最基本意義上說，結構失衡度是指產業結構的失衡程度。不斷的結構變化必然會引起經常性的結構失衡。產業結構失衡度較低，則對經濟增長的影響較小，但產業結構失衡度較高，將會制約經濟增長。一般而言，波峰時期和波谷時期的結構失衡較為明顯，結構比較合理時的經濟增長率通常介於增長周期波峰與波谷之間的某個適中的增長率。結構失衡度的計算方法分兩步：

$$\text{結構失衡度 1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_i(r_i - r^*) \dots\dots\dots (4)$$

其中， $n \geq 1$ ， $p$  表示產業結構平衡時各產業在國民經濟中所佔比重， $r_i$  表示各產業的經濟實際增長率， $r^*$  表示理想經濟狀態運行所需要的最佳經濟增長率。

$$r^* = p_1^* r_1 + p_2^* r_2, \dots, p_n^* r_n \dots\dots\dots (5)$$

這種方法通過計算各產業增長率偏離最佳增長率  $r^*$  的加權平均值衡量產業結構失衡度，這個平均值越大，說明產業結構失衡度越高。現實當中，各行業的增長率不可能同時大於最佳增長率  $r^*$ ，或同時小於最佳增長率  $r^*$ ，這樣在計算平均值時會出現正值和負值相互抵消的問題。解決這個問題的一種較好的方法，是用標準差進行計算，稱之為結構失衡度 2。<sup>9</sup>

$$\text{結構失衡度 2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n p_i^2 (r_i - r^*)^2} \dots\dots\dots (6)$$

在衡量產業結構失衡度時，首先，計算出 1998-2010 年澳門經濟年均增長 10%，再參考最佳經濟增長率  $r^*$  的在 1998-2010 年間的加權平均值為 10.42，所以，用 10.42 作為 1998-2010 年  $r_i$  的估計值，運用公式(4)、(5)，我們得出公式(6)可以計算出澳門第二、三產業間的產業結構失衡度。如圖 6 所示，澳門經濟始終存在產業結構失衡問題，結構失衡度較高的年份是 2005、2007 和 2010 年，分別為 8.16、7.04、6.56 稱為波峰；結構失衡度較低的年份是 1999 年、2001 年和 2009 年，分別為 0.38、0.25 和 0.43，稱為波谷。比較之下，儘管澳門產業結構失衡度的變動與經濟增長率的周期波動不完全一致，例如，澳門經濟增長率最高的年份是 2004 年和 2010 年、分別是 35%，但最高波峰卻只發生在 2005 年上，經濟增長率最低的年份 1999 年的-0.05%，而最低波谷卻發生在 2001 年上。可見，產業結構失衡度最高最低的年份一般不出現在最高波峰或最低波谷上。

從圖 6 中還可以發現，2005-2010 年是澳門產業結構失衡度變動幅度最大的時期，也是澳門經濟增長最快的時期，這說明產業結構失衡度的變動與經濟增長的穩定性有關係，即經濟增長越不穩定，就越可能出現嚴重的結構失衡。

圖 6 澳門的產業結構失衡度

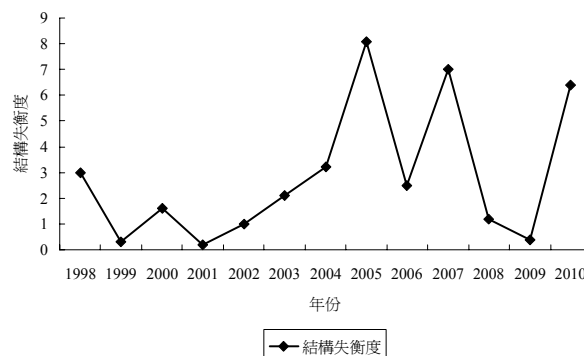


表5列出了澳門增長週期的波峰年份和波谷年份二次產業間結構失衡度的具體數值。波峰年份產業結構失衡度最高值是8.16%，最低值是1.65%，平均值是5.85%。波谷年份產業結構失衡度最高值是0.38%，最低值是0.15%，平均值是0.88%。這些數字表明，波峰時期的高速經濟增長更容易導致結構失衡。波谷時期則不然，一般而言，經濟增長率降為負值的波谷年份，產業結構失衡度較高，如1999年。

表5 波峰和波谷時期的產業結構失衡度(%)

波峰年份	產業結構失衡度	波谷年份	產業結構失衡度
2000	1.65	1999	0.38
2005	8.16	2001	0.25
2007	7.04	2006	2.75
2010	6.56	2009	0.15
平均值	5.85	平均值	0.88
標準差	2.88	標準差	1.25

### 三、澳門產業結構的實證分析

#### (一) 產值結構與就業結構關係

產業結構變動必然帶來就業結構變動，不同類型的產業結構決定了不同類型的就業結構，產業間產值結構變動也會對就業人數產生移出和擠入壓力。另外，就業結構在很大程度上一方面反映了當前經濟結構的狀態和轉換水平，這對於進行產業結構優化升級過程中，必須對產值結構和就業結構變動情況進行分析。運用協整理論研究產業結構與就業結構的關係，為了消除價格波動影響而採用實質GDP。澳門二次產業的實際GDP分別為P2、P3，二次產業的就業人數分別記為L2、L3。為了消除異方差和數據劇烈波動的影響，對選用的數據取對數分別記為log P2、log P3、log L2、log L3，這種做法使所得結果既不會改變協調關係，又容易得平穩序列。

##### 1. 單位根檢驗

在做協整分析之前，必須做單位根檢驗，檢查序列的平穩性和單整階數。本文運用Eviews5經濟計量軟件，用ADF法來判斷時間序列的平穩性，滯後項數為0按照Schwarz Info Criterion信息法則(SIC)來選取，檢驗結果如表6。

表6 產值就業結構單位根檢驗

變量	ADF 統計量	臨界值(5%)	滯後期數	檢驗結果
logp2	-1.12521	-1.9725	0	非平穩
logp3	-1.00671	-1.9725	0	非平穩
logl2	-3.34062	-1.9725	0	平穩
logl3	-2.67247	-1.9725	0	平穩
Δlogp2	-1.57773	-1.9755	0	非平穩
Δlogp3	-1.54255	-1.9755	0	非平穩
Δlogl2	-1.73123	-1.9755	0	非平穩
Δlogl3	-2.56706	-1.9755	0	平穩
Δ2logp2	-3.34062	-1.9791	0	平穩
Δ2logp3	-3.40955	-1.9791	0	平穩
Δ2logl2	-6.30954	-1.9791	0	平穩
Δ2logl3	-6.69913	-1.9791	0	平穩

註：Δ表示一階差分，Δ2表示二階差分。

首先，對第二產業產值和就業結構進行回歸分析，得出回歸方程為：

$$P2 = -0.537759 + 0.448524L2 \dots\dots\dots (7)$$

該方程的判決系數  $R^2 = 0.226617$ ，調整的  $\bar{R}^2 = 0.156310$ 。能不能用該方程說明澳門第二產業產值結構變動和就業結構變動之間的關係，則需要對該方程的殘差序列進行平穩性檢驗，如表6-1所示。

表6-1 殘差P2的單位根檢驗

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.793165	0.0100
Test critical values:	1% level	-2.792154
	5% level	-1.977738
	10% level	-1.602074

從檢驗結果可以看出，殘差序列在5%、1%的顯著水平下拒絕原假設，接受不存在單位根的假設，因此殘差序列是平穩序列。即P2與L2存在協整關係，協整向量為0.448524。

其次，對第三產業的產值與就業人數進行回歸分析，得出回歸方程為：

$$P3 = -0.114972 + 0.139946L3 \dots\dots\dots (8)$$

該方程的判決系數  $R^2=0.067169$ ，調整的  $\bar{R}^2 = -0.017634$ 。與第二產業一樣，同樣需要對該方程的殘差序列進行平穩性檢驗，如表6-2所示。

表6-2 殘差P3的單位根檢驗

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.924643	0.0077
Test critical values:	1% level	-2.792154
	5% level	-1.977738
	10% level	-1.602074

從檢驗結果可以看出，殘差序列在 5%、1%顯著水平下拒絕原假設，接受不存在單位根的假設，因此殘差序列是平穩序列。即 P3 與 L3 存在協整關係，協整向量為 0.139946。

### 3. 結果分析

從協整分析可以看出，第二、三產業的產值與就業結構都存在長期穩定的均衡關係。以第二產業的情況來看，存在產值與就業的正比關係，即第二產業就業人數的增加會促進第二產業產值的增加，勞動力每增加 1%，第二產業的產值就會增加 0.45%，但投入與產出的比例卻低於 1:1，反映澳門第二產業仍屬於勞動密集型產業，同時說明這種靠勞動密集型的生產優勢不明顯，甚至有邊際報酬遞減現象，這有可能與人力資源老化、技術老化、管理老化等有關係。至於第三產業，也存在產值與就業的正比關係，即第二產業就業人數的增加會促進第二產業產值的增加，勞動力每增加 1%會使產值增加 0.14%，但投入與產出的比例只有 1:0.14，遠低於 1:1，反映澳門第三產業雖以勞動密集型為主，但生產優勢更不明顯，它也較第二產業產出低 0.3%，一方面說明第三產業的產業化程度不高，另一方面說明第三產業的人力資源素質不高，按照理，第三產業乃是以服務為對象，勞動力是產出的根本體現，但實際上，並非這樣，這是澳門的產業結構問題所在。

## (二) 產業結構偏離度與經濟增長關係

### 1. 樣本選擇及說明

基於有博彩業就業人口統計資料在 1998 年才公佈的限制，有關澳門產業結構偏離度對經濟增長的影響，所選取的樣本數據是 1998-2010 年的時間序列資料。數據來自澳門特區政府統計暨普查局，具體使用的指標是澳門的 GDP(產出法)增長率、二次產業結構偏離度，採用的變量是：Y 表示經濟增長率； $P_i(i=2,3)$  表示第二、三產業的偏離度。

### 2. ADF 檢驗

為了使數據更為平滑，避免變量數據的劇烈波動和消除數據序列的異方差性，因此，對經濟增長率的變量取對數，即  $\log Y$ 。然後對各變量進行 ADF 檢驗，以確定兩個變量的單整性和單整階數，如果各變量出現單整且單整階數相同，需要對變量進行協整檢驗以確定變量之間是否存在長期穩定關係。

表 7 產業結構偏離度與經濟增長單位根檢驗

變量	ADF 統計量	臨界值 (5%下)	臨界值 (1%下)	滯後期數	檢驗結果
LogY	-1.110714	-1.982344	-2.816740	0	非平穩
$\Delta \log Y$	-7.822523	-1.988198	-2.847250	0	平穩
$\Delta 2 \log Y$	-8.652694	-1.982344	-2.816740	0	平穩
P2	-0.600733	-1.974028	-2.771926	0	非平穩
$\Delta P2$	-1.454530	-1.977738	-2.792154	0	非平穩
$\Delta 2 P2$	-2.932907	-1.982344	-2.816740	0	平穩
P3	-1.679000	-1.974028	-2.771926	0	非平穩
$\Delta p3$	-2.531187	-1.977738	-2.792154	0	平穩
$\Delta 2 P3$	-4.511025	-1.982344	-2.816740	0	平穩

由表 7 的檢驗結果可以看出，最先採用差分和一階差分的 ADF 檢驗，發現序列中個別變量存在單位根，即序列是非平穩的；經過二階差分， $\log Y$ 、P2、P3 的單位根統計量 ADF 值分別為 -8.652694、-2.932907、-4.511025，均小於臨界值 5%、1%以下，因此可以拒絕原假設，即序列是平穩的，不存在單位根，表明這幾個序列都是二階單整序列，用  $I(2)$  表示。

### 3. 協整檢驗

協調檢驗主要用於尋找兩個或多個非平穩變量之間的均衡關係，如果某個時間序列向量的某種綫性組合可以得到一個平穩的誤差序列，則這些非平穩的時間序列之間存在長期的均衡關係，即具有協整性。

由於上述的三個變量  $\log Y$ 、P2、P3 均具有二階單整的序列，即二階差分序列均已平穩，滿足協整的前提條件，故對於服從  $I(2)$  的四個變量用 Johansen 協整檢驗方法，驗證些變量之間是否具有協整性。

表 7-1 變量  $\log Y$ 、P2、P3 的 Johansen 協整檢驗

零假設：協整向量數目	特徵值	最大特徵值	迹檢驗	0.05 臨界值	p 值
None *	0.998888	61.21381	74.24063	24.27596	0
At most 1 *	0.764563	13.01681	13.02683	12.3209	0.038
At most 2	0.001113	0.010019	0.010019	4.129906	0.9348

註：\* 各表示在 5%顯著水平下拒絕原假設

通過表 7-1 的檢驗結果顯示，有兩個原假設被拒絕，即拒絕不存在協整方程的原假設而接受了存在兩個協整方程的原假設，這表明  $\log Y$ 、P2、P3 在 5%顯著性水平上有 2 個協整方程。迹檢驗反映在 0.05 顯著性水平下有 2 個協整關係。最大特徵值也在 0.05 顯著性水平下有 2 個協整關係，故可以認為有兩個協整關係，即澳門產業結構變化與經濟增長之間在長期發展變化過程中存在長期穩定均衡關係。根據這些檢驗結果可以建立如下回歸方程：

$$\log y_t = \beta_0 + \beta_2 p_{2t} + \beta_3 p_{3t} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (9)$$

估計後得到：

$$\log y_t = -2.058801S2t - 7.775378S3t$$

$$R = 0.304908 \quad D.W. = 3.179417 \quad F = 1.754631$$

對式(9)殘差進行單位根檢驗，由回歸方程估計結果可得：

$$\varepsilon_t = \log y_t - 2.058801S2t - 7.775378S3t \dots\dots\dots (10)$$

令 Series E = resid，對殘差 $\varepsilon_t$ 進行單位根檢驗，結果顯示，ADF = -6.0528302.816740，說明 $\varepsilon_t$ 序列在5%、1%顯著水平下拒絕原假設，即序列是平穩的，不小於5%顯著性水平下的臨界值-1.982344，也小於1%性水平下的臨界值-2.816740，即I(0)。表明log(y)與P2、P3之間存在協整關係。協整向量為 $\beta = (-1.676171, -7.775378, -2.058801)$ 。

根據格蘭傑定理，一組具有協整關係的變量一定具有誤差修正模型ECM的表達式存在。令ECM =  $\varepsilon_t$ ，建立如下誤差修正模型：

$$\Delta \log y_t = \beta_0 + \beta_2 \Delta p_{2t} + \beta_3 \Delta p_{3t} + \alpha \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots (11)$$

估計後得到：

$$\Delta \log y_t = 0.19 - 0.48 \Delta P_{2t} - 1.5 \Delta P_{3t} +$$

$$0.156 \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (12)$$

在上面的修正誤差模型中，差分項反映了短期波動的影響。產業結構偏離度對經濟增長的影響可分為兩部分：一是短期產業偏離度波動的影響；二是偏離長期均衡的影響。誤差修正項ECM的系數大小反映了對長期均衡的調整力度。從估計值(0.156)來看，當短期波動偏離長期均衡時，誤差修正項將以0.156的力度作正向調整，將非均衡狀態拉回到均衡狀態。

#### 4. 產業結構失衡度與經濟增長關係

首先，對產業結構失衡度與經濟增長兩個變量以ADF進行單位根檢驗。如果序列在單位根，即表示接受原假設，則為非平穩序列，反之為平穩序列。從表8可以看出，單位根的檢驗結果為log GDP、log u是非平穩的單整序列，但 $\Delta \log \text{GDP}$ 、 $\Delta \log u$ 的一階差分是平穩序列，即I(1)。這說明兩個變量之間有可能存在因果關係，但是，它們屬於何種因果關係還需要進一步判斷。

表8 log y、log u的單位根檢驗

變量	ADF 統計量	臨界值 (5%下)	滯後期數	檢驗結果
log GDP	-1.110714	-1.982344	0	非平穩
$\Delta \log \text{GDP}$	-7.822523	-1.988198	0	平穩
log u	-2.413087	-1.974028	0	平穩
$\Delta \log u$	-2.413087	-1.974028	0	平穩

註： $\Delta$ 表示一階差分

其次，對產業結構失衡度與經濟增長兩個變量以Johansen進行協整關係檢驗。第一步，檢驗協整性就是檢驗協整回歸方程的殘差項是否存在單位根。協整回歸方程為：

$$\log \text{GDP}_t = \beta_0 + \beta_2 u_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots (13)$$

估計後得到：

$$\log \text{GDP}_t = -1.964566 + 0.117105 u_t + \varepsilon_t$$

$$R = 0.039401 \quad D.W. = 2.425557 \quad F = 0.369153$$

對式(13)的殘差進行單位根檢驗，由回歸方程估計結果可得：

$$\varepsilon_t = \log \text{GDP}_t - 1.964566 + 0.117105 u_t \dots\dots\dots (14)$$

對殘差 $\varepsilon_t$ 進行單位根檢驗結果，ADF = -4.011047，小於5%、1%顯著性水平下的臨界值-1.982344、-2.816740，說明 $\varepsilon_t$ 序列在5%、1%顯著水平下拒絕原假設，即序列是平穩的，不存在單位根，即I(0)。上述結果表明：log GDP與 $u_t$ 之間存在協整關係。協整向量為 $\beta = (-1.323966, 0.117105)$ 。

第三，根據格蘭傑定理，一組具有協整關係的變量一定具有誤差修正模型ECM的表達式存在。令ECM =  $\varepsilon_t$ ，建立如下誤差修正模型：

$$\Delta \log \text{GDP} = \beta_0 + \beta_2 \Delta u_t + \alpha \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (15)$$

估計後得到：

$$\Delta \log \text{GDP} = -2.021668 + 0.043177 u_t +$$

$$1.023128 \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (16)$$

在上面的修正誤差模型中，統計意義上非常顯著，表明系統存在誤差修正機制，通過模型可以看到，將短期經濟增長的波動分解成兩部分，一部分是短期產業結構失衡的波動，另一部分是偏離長期產業結構失衡的波動，顯然，誤差修正模型更全面反映了經濟增長與產業結構失衡度的短期和長期關係。誤差修正項的系數反映了對長期均衡的調整力度。從估計值(1.02)來看，當短期波動偏離長期均衡時，誤差修正項將以1.02的力度作正向調整應以此調整力度將非均衡狀態拉回覆到均衡狀態。

## 四、結論及建議

### (一) 結論

通過對澳門二次產業的產值比重、就業比重、勞動生產率、產業結構偏離度、產業結構失衡度進行定量分析，並此基礎上，利用Eviews5進行了產值與就業結構關係、經濟增長與產業結構偏離度、經濟增長與產業結構失衡度的實證分析，得出了以下結論：

第一，賭權開放後的產業結構變動幅度大於賭權開放前。通過賭權開放前後比較，根據產業產值結構變動率、就業結構變動率，得出賭權開放後(2004-2010年)產業結構變動幅度特別大的特徵。再根據 Peneder 的“結構紅利假說”，對產值比重與就業比重的變化對產值增長率和生產水平的變化比較，顯示勞動力要素流動變化對生產水平和增長率存在差異，假如資本流本不變下，本文得出澳門產業結構存在“結構紅利假說”的可能。最後，有關數據分析發現，無論賭權開放前後，產業結構變動主要由第二產業的產值比重、就業比重大幅下滑所致。顯示，澳門的產業結構變化源頭並非博彩業一手造成，這與製造業喪失勞動密集型比較優勢和配額制度取消，而未能及時升級轉型有關。然而，當賭權開放後，產業結構變動受到博彩業高速發展影響是一定的，例如從第二產業身上吸走大量就業人口，不少研究指出這是“擠佔效應”所致。可見，賭權開放後澳門產業結構出現重大變化，產生博彩業一業獨大問題。

第二，產業結構屬於“三二結構模式”，且有向第三產業擴大的趨向。按照錢納里標準，澳門的“三二結構模式”算不上標準模式，因為缺少第一產業，而無法解釋勞動力由第一產業向第二、三產業的有序流動。其次，按照錢納里的 1980 年人均收入大於 4,000 美元的第二、三產業產值、就業結構標準為 0.46 : 0.47 和 0.4 : 0.47，按現在推算也徘徊在 0.3 : 0.6 左右，而澳門的情況是 2010 年第二、三產業產值比重 0.07 : 0.93，就業比重為 0.14 : 0.86，明顯高出錢納里標準。其原因與澳門產業結構不完整，缺少第一產業有關，也與第二產業未經過完全發育過程而過早發展第三產業也有關係。這種三二結構模式，表面上符合錢納里的標準，實際上其產業結構未經過有序升級轉型，加上第三產業內部結構以博彩業為主，而博彩業是特殊產業，因此這種產業結構模式對微型經濟體而言，存在一定風險性和脆弱性，一旦外圍經濟轉差，經濟遭受打擊將立竿見影。

第三，勞動力市場出現“擠佔效應”。根據二次產業結構偏離度的分析，整個產業結構呈正偏離，這是第二、三產業偏離度正負內化的結果，顯示勞動擠入壓力大於勞動力移出壓力，產生“擠佔效應”。正是由於擠入壓力大而形成擠佔效應。擠佔效應產生的原因是賭權開放，跨國公司進軍大規模澳門市場而需要相對龐大的勞動力需求所致。由於移出壓力遠低於擠入壓力，加上新進入的大型博企通過高薪挖角，更加促使擠佔行動。澳門本土勞動力市場供給遠未滿足

需求，所以博彩業的高速發展不但擠佔第二產業勞動力，還擠佔第三產業中非博彩業企業，甚至向特區政府申請外勞擠入，2008 年就有 95,727 名外勞被擠入。擠佔效應的帶來的衝擊相當明顯，不但使中小企人資更短缺，而且外勞擠入更促使社會排外矛盾升級。

第四，澳門產業結構存在失衡問題。針對澳門產業結構及內部結構，採用產值比重、勞動力比重、勞動生產率、產業結構偏離度、產業結構失衡度的定量分析，證實澳門產業結構存在結構失衡問題。2010 年，二次產業之間的產值比重、就業比重差距分別為 85.1%、72.48；二次產業結構偏離度差距為 0.53，當中製造業、批發零售酒店、運輸倉儲通訊、公共社會服務呈負偏離度，分別為 -0.67、-0.48、-0.41、-0.33，電力氣體水供應、建築業、金融保險資產租賃、文娛博彩呈正偏離，分別為 5.91、0.17、0.66、0.59，行業之間的正負偏離度高達 6.58；產業結構失衡度為 6.56 同時，利用產業結構偏離度、產業結構失衡度與經濟增長分別進行(ECM)模型實證分析，得出產業結構偏離度、產業結構失衡度與經濟增長分別存在協整關係，但誤差修正項係數卻不同，產業結構偏離度的 ECM 係數為 0.156，而產業結構失衡度的 ECM 係數為 1.02，說明要將澳門產業結構由偏離狀態拉回非偏離狀態，由失衡狀態拉回到均衡狀態，拉回均衡狀態的難度大於非偏離狀態接近 7 倍，失衡問題更突出。

第五，澳門二次產業都具有勞動密集型特徵，但這種生產優勢都不明顯。以勞動力每增加 1%投入來看，第二、三產業產出僅增加 0.45%和 0.14%，投入與產出不合理，更低於 1:1 比例。造成投入產出比例過低現象，原因與澳門勞動力質素不高，智力應用不發達有關，另外，亦有可能與某產業的管理水平低下，不重視員工培訓，從而導致每增加一個單位勞動力產生邊際報酬遞減。

第六，就業比重增加對澳門經濟起到一定的促進作用。第二產業每增加一個單位就業，產值增加 0.45%；第三產業每增加一個單位就業，產值增加 0.14%，而第二產業的產出彈性大於第三產業，一方面顯示第二產業的勞動密集優勢高於第三產業；另一方面顯示澳門第三產業結構發生質的改變，粗放的勞動密集型服務水平適應不了新發展，從而影響產出的增加值。

## (二) 建議

綜合以上結論，就如何破解產業結構問題提出以下建議：

第一，加大力度使產業結構由非均衡向均衡發展。首先，特區在博彩開放規模上要控制適當，不能無止境地將政策向博彩業傾斜，同時要做好負責博彩和防止病態賭博的出台政策；其次，回歸製造實業。發展高增值、高技術的製造業有助解決澳門經濟脆弱性問題，也有利發展多元就業選擇。要做到這一點，首要特區政府要改變一貫過於保守的作風，勇於打破路徑依賴下的必然選擇傾向，下決心制定中長期的產業政策，發展新興產業，積極推動既有產業由勞動密集型，變為資本或技術密集型。眾所周知，發展製造實業，單憑勇氣決心是不夠的，生產所需的要素如土地、勞動力、資本、企業家精神等不可或缺，這些問題有可能超出特區政府能力範圍之內，但不是不可解決的，特區政府可以充分“一國兩制”的制度優勢，爭取中央政策支持，從而獲取土地、勞動力、技術、企業家精神等重要生產因素，為回歸製造實業創造有利條件。第三，把握橫琴開發契機。中央出台的有關橫琴開發文件中有一個非常明確的目標——推動澳門經濟適度多元發展。中藥園的安排是一個好項目，特區政府要務必做好，將國藥經澳門平台推向國際市場，這不但關乎國家競爭力的提升，也關係到澳門回歸實業製造的極佳切入點、起動點。此外，特區政府更應借此契機，推動本地中小企“走出去”。儘管橫琴開發基於最大增量改革考慮，規劃要求較高，特區政府可以通過協調中小企之間聯營、合併、參股、引進等方式推動中小企走出去。

第二，減低博彩業對其他行業的擠佔效應。首要解決勞動力短缺問題。方法有二：一是輸入外勞。它是最具效率填補澳門現時所面臨的勞動力短缺存在質與量兩大問題，但由於特區政府一直未有完善外勞退場機制，引致本地居民擔心“飯碗”不保而反對外

勞輸入，因此特區政府應盡快完善外勞退場機制，信息公開，消除社會疑慮。二是控制博彩業發展規模，從而減低博彩業對其他行業的擠佔效應。其次，推動半自動化或全自動化生產。技術升級需要大量資金，政府可向非博彩企業加大提供免息貸款，當非博彩企業完成半自動化或全自動化生產時，可豁免一定年期的利得稅，從而激勵非博彩企業進行技術升級。三是制定短中長期的人力資源政策，短期：一方面，要完善外勞輸入政策和外勞退場機制，尤其是要將外勞政策由大企業向中小企傾斜；另一方面，要重視職業技能培訓、轉職培訓等。中期：因應產業政策目標而進行相關人力資源開發和培訓。長期：要重視教育，培養人才，因應經濟發展形勢的需要而調整教學方針，因材施教，使培養出來的人才可以未來發展所需。

第三，推動中小企升級轉型。除了政府補貼政策支持外，最重要的是引入競爭，通過市場競爭(優勝劣汰)加速中小企內生競爭力增長。然而，澳門屬於微型經濟體，儘管市場開放程度高(自由港)，但市場狹小，要想引入競爭，一方面，特區政府需要創造更多營商條件，如完善公平競爭制度、產權保障、軟硬基礎設施，提高行政效率，防範經濟尋租等；另一方面，充分地利用內地與澳門達成 CEPA 協議，將澳門小市場概念變成大市場概念，從而提高澳門的區位優勢，吸引 FDI 流入。其次，鼓勵中小企合併。澳門中小企之間有各自的發展特點或優勢，例如有些具有品牌(百年老店)，有些具有技術，有些具有資本，有些具有管理等。特區政府可以通過政策優惠鼓勵中小企進行橫向或縱向合併，或者免息貸款政策鼓勵本地中小企與鄰近地區如珠海、深圳、香港等地區進行收購或合併，通過相關的合併政策支持，使中小企壯大、升級轉型。

## 註釋：

- <sup>1</sup> 林毅夫：《新結構經濟學——重構發展經濟學的框架》，載於《經濟學》(季刊)，2010年第1期。
- <sup>2</sup> 李猛：《產業結構與經濟波動的關聯性研究》，載於《經濟評論》，2010年第6期，第98-104頁。
- <sup>3</sup> 凌志雄、潘妹：《三次產業結構與我國經濟增長關係的實證研究》，載於《經濟問題》，第11期，2011年，第15-17頁。
- <sup>4</sup> 路正南、聞捷、陳春華：《論經濟增長的驅動因素：勞動生產效率與產業結構——以江蘇省為例》，載於《學術探索》，2012年第1期，第66-69頁。
- <sup>5</sup> 閻榮國、邱長溶：《我國產值結構、就業結構與 GDP 的關係》，第15期，2006年，第90-92頁。
- <sup>6</sup> 曾國平、石磊：《勞動力發育度對產業結構偏離度影響實證分析》，載於《科技管理研究》，2006年第10期，第38-41頁。

頁。

- 7 金福子、崔松虎：《產業結構偏離度對經濟增長的影響》，載於《產業論壇》，2010年第7期，第196-202頁。
- 8 田靜：《產業偏離度、勞動力轉移與社會就業的實證分析》，載於《統計觀察》，第21期，2011年，第95-97頁。
- 9 原毅軍、董琨：《產業結構的變動與優化：理論解釋和定量分析》，大連：大連理工大學出版社，第14-16頁。

### 參考書目：

---

1. 范德成、王曉輝：《中國產業結構的動態投入產出模型分析》，北京：科學出版社，2011年。
2. 王柏傑、郭立宏：《中國轉型期第二產業產出與就業關係的實證》，載於《山西財經大學學報》，2009年第11期。
3. 鄭寧、咸春龍：《廣東省產業結構的勞動生產率增長效應分析——基於“結構紅利假說”的實證檢驗》，載於《廣東農業科學》，第18期，2011年。