

# 澳門的貨幣化水平、宏觀經濟指標與 支柱行業的相關性研究

齊蓮英 王 森 李倩婷

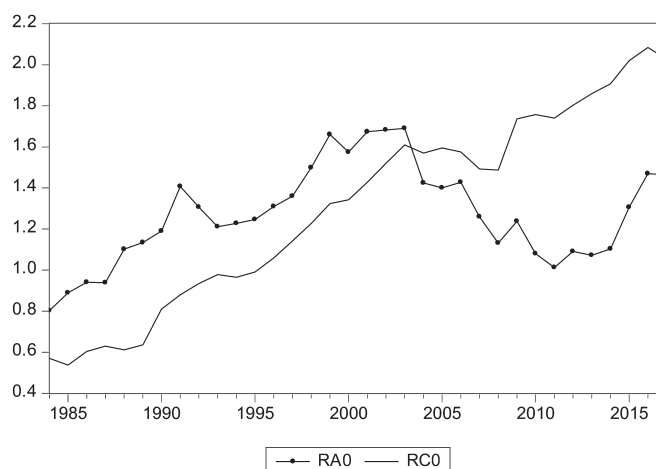
**[摘 要]** 本文選擇澳門2000—2017年的數據構建VAR模型，就經濟增長率、綜合消費物價指數及流通資金增長率指標與貨幣化水平的關係進行研究，並分析四大支柱行業佔比與貨幣化水平的相關性。結果表明：在短期內，貨幣化水平與經濟增長率、綜合消費物價指數呈反比關係，長期而言，影響程度逐漸減弱；貨幣化水平的波動主要受自身的衝擊影響；博彩業佔比與貨幣化水平呈顯著負相關關係。因此，產業結構適度多元化和穩定物價水平有利於提升澳門貨幣化水平。

**[關鍵詞]** 澳門 貨幣化 宏觀經濟 產業結構 VAR模型

貨幣化是考察經濟和金融運作水平的重要指標。21世紀以來，全球平均貨幣化比率（ $M_2/GDP$ ）在持續升溫，而自1978年中國正式實施改革開放政策以來，貨幣化的進程顯著加快，貨幣化的發展程度大幅提升。澳門一直保持着比較好的發展形勢，基本上維持經濟的穩定增長。從20世紀60年代開始，澳門經濟逐漸起步，歷經五十多年的經濟增長和全面發展，在回歸祖國前就已經形成了以博彩旅遊業、出口加工業、銀行保險業、房產建築業為核心的四大支柱產業結構。澳門由於其開放型經濟特徵，其貨幣化程度持續高於中國大陸。但是，由於澳門經濟資源短缺、經濟基礎薄弱，產業結構比較單調，從1993年開始，澳門的增長速度逐年放緩，貨幣化進程增長率有所減弱，甚至於2003—2014年出現了明顯的下降現象，甚至低於中國大陸的貨幣化水平。圖1顯示了1984—2017年中國大陸與澳門特別行政區的貨幣化水平的路徑，其中 $RA_0$ 代表澳門貨幣化水平， $RC_0$ 代表中國大陸貨幣化水平。

**作者簡介：**齊蓮英，北京理工大學珠海學院會計與金融學院教授、博士；王森（通訊作者），暨南大學國際商學院教授、博士生導師、博士；李倩婷，暨南大學國際商學院碩士研究生。珠海 519070

圖1 1984—2017年中國大陸與澳門貨幣化水平



數據來源：中國金融統計年鑑（1985—2015）、澳門特區政府統計暨普查局。

近年來，學術界甚少關注有關澳門的研究，但事實上，作為大陸對外交流的重要窗口和粵港澳大灣區建設的重要部分，澳門的金融經濟情況值得關注。本文的重點是根據澳門特別行政區的經濟情況和流通貨幣的特殊性，探究經濟增長率、物價水平、流通資金增長率、貨幣化水平，兩兩變量間的作用和關係。同時，結合澳門四大支柱產業的發展，建立產業發展與澳門貨幣化水平波動的聯繫。

## 一、文獻綜述

在經濟領域中，貨幣化是指在經濟活動中以貨幣為媒介的交易份額逐漸增大，從非貨幣化部門流向貨幣化部門的一個過程。對於貨幣化程度的測度，目前應用最為廣泛的是 $M_2/GDP$ 這一計算方式。從貨幣化概念提出開始，國內外學者便以相關問題為中心，從理論知識和實證分析方面都進行了豐富且富有意義的研究。

國外學者對貨幣化問題的研究分為理論和實證兩個方面，理論研究即對貨幣化的定義及測度指標的提出，實證分析即針對貨幣化進程中各經濟變量之間的關係研究與檢驗。

關於理論部分的研究，自20世紀60年代以來，米爾頓·弗里德曼（Milton Friedman）等人就曾對發達國家的貨幣化程度進行了比較研究分析，他們的主要結論是：經濟貨幣化比率能夠反映一個國家的經濟和金融發展的水平，貨幣化程度與該國的經濟發達程度呈顯著的正向關係。因此貨幣化比率和金融相關比率一直被人們當作為衡量一國或一地經濟、金融發展水平與進程的最有實際意義的指標之一。

關於實證部分的研究，Jung採用貨幣化比率（ $M_2/GDP$ ）指標，使用不同的最小二乘法研究得出貨幣化指標的不斷上升能顯著促進經濟增長，提出可以通過促進貨幣化進程推動經濟增長。<sup>①</sup> Nicholas Apergis、Ioannis Filippidis、Claire Economidou計量研究了在1975—2000年期間貨幣化對

① W. S. Jung, "Financial Development and Economic Growth: International Evidence," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 34, No. 2 (1986), pp. 333-346.

金融發展與經濟增長之間是否存在長期關係，對15個經合發組織和50個非經合發組織國家組成的動態異質小組採用小組一體化和協整技術。研究結果說明貨幣化和金融深化與增長之間存在雙向因果關係。<sup>①</sup>R. M. Townsend、K. Ueda通過分析貨幣化問題來研究泰國的經濟增長、金融結構之間的聯繫，構建了一個協方差標準化的平方誤差度量，從一組模擬中構造了一個置信域，並對模型進行了形式化測試，展示了如何對過渡路徑進行基於模型的定量研究。<sup>②</sup>Rudra P. Pradhan探討了印度1970—2007年間貨幣化和金融深化，以及外國直接投資（FDI）與經濟增長之間的長期均衡關係。運用Johansen的協整技術，發現貨幣化、金融深化、外商直接投資與經濟增長是相互關聯的，而誤差修正模型進一步證實了外商直接投資與經濟增長之間存在互為因果關係，貨幣化與外商直接投資之間存在單向因果關係。<sup>③</sup>A. E. Akinlo研究了貨幣化和金融發展對尼日利亞貨幣流通速度的影響，誤差修正結果表明，尼日利亞現行匯率對貨幣流通速度有顯著的負向影響。人均收入與貨幣流通速度（狹義和廣義）在統計上有顯著關係。<sup>④</sup>Rudra P. Pradhan、Bidisha Mukhopadhyay、Aadra Gunashekar等通過貨幣化指標研究了1961—2011年間15個亞洲國家的金融發展、社會發展和經濟增長之間的因果關係。利用格蘭傑因果檢驗，計量分析了貨幣化對促進金融發展和經濟增長的作用，結果表明三者之間存在格蘭傑因果關係。<sup>⑤</sup>

對我國貨幣化問題的研究，主要集中在中國大陸貨幣化問題，研究開始於1991年。<sup>⑥</sup>從20世紀90年代中期開始，我國的高貨幣化比率問題深受國內外貨幣理論界的關注，其備受關注的一個重要原因，是自經濟改革開放以來我國貨幣存量快速增長，貨幣化比率持續上升。針對此現象，學者們從不同角度研究了中國貨幣化的路徑及其成因。王森對貨幣化問題進行了初步研究，明確了衡量貨幣化程度的指標分類和適用模型，認為貨幣化與商業化、金融媒介化之間可相互關聯，但也存在一定的區別。<sup>⑦</sup>王毅對改革以來我國貨幣化水平的變化及其成因進行探究，同樣採用金融相關比率指標（ $M_2/GDP$ ）衡量中國金融深化程度，通過國際比較得出中國金融深化程度僅僅處於發展中國家的中等偏上水平。<sup>⑧</sup>劉士余、王辰華利用貨幣化指標測量了中國的情況，認為中國貨幣化水平奇高是存在貨幣淺化現象，必須從金融制度深化改革和建立信用社會方面來解決。<sup>⑨</sup>

① Nicholas Apergis, Ioannis Filippidis, Claire Economidou, “Financial Deepening and Economic Growth Linkages: A Panel Data Analysis,” *Review of World Economics*, Vol. 143, No. 1 (2007), pp. 179-198.

② R. M. Townsend, K. Ueda, “Financial Deepening, Inequality, and Growth: A Model-Based Quantitative Evaluation,” *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 1 (2006), pp. 251-280.

③ Rudra P Pradhan, “Financial Deepening, Foreign Direct Investment and Economic Growth: Are They Cointegrated,” *International Journal of Financial Research*, Vol. 1, No. 1 (2010), pp. 37-42.

④ A. E. Akinlo, “Financial Development and the Velocity of Money in Nigeria: An Empirical Analysis,” *The Review of Finance and Banking*, Vol. 4, No. 2 (2012), pp. 97-113.

⑤ Rudra P. Pradhan, Bidisha Mukhopadhyay, Aadra Gunashekar, Bele Samadhan, Shashikant Pandey, “Financial Development, Social Development, and Economic Growth: The Causal Nexus in Asia,” *Decision*, Vol. 40, Issue 1/2 (2013), pp. 69-83.

⑥ Yi Gang, “The Monetization Process in China During the Economic Reform,” *China Economic Review*, Vol. 2, Issue. 1 (Spring 1991), pp. 75-95.

⑦ 王森：《貨幣化問題初探》，《經濟問題》（太原）1994年第5期，第38—39頁。

⑧ 王毅：《用金融存量指標對中國金融深化進程的衡量》，《金融研究》（北京）2002年第1期，第82—92頁。

⑨ 劉士余、王辰華：《中國經濟貨幣化進程：動態演進及實證解說》，《金融研究》（北京）2005年第3期，第38—49頁。

張杰基於Goldsmith的貨幣化路徑假說，引入最優貨幣化模型，分析了中國高貨幣化現象，發現中國貨幣化過程存在與其他國家不同的金融制度基礎，核心原因在於政府部門有效控制銀行體系，而居民部門對銀行體系存在高度依賴關係。<sup>①</sup> 苗文龍則構建GARCH模型，選取中國改革以來的數據分析得出結論，對真實貨幣化的提高有促進作用的因素有經濟增長速度、經濟增長的不平衡程度、非人力財富所佔比重、人口的年齡結構、投資性資產的預期收益率及外匯儲備等。<sup>②</sup> 蔡如海和劉向明從儲蓄分流、金融結構優化和緩解流動性過剩三個視角，用統計數據分析了中國的貨幣化問題，提出的建議是儲蓄分流應該是增量分流，金融結構優化應該是縮減間接融資的相對規模。<sup>③</sup> 曹躍群、蔣為從價格水平入手，探究我國貨幣內生性與高貨幣化現象在經濟波動中的影響，認為在長期中資本形成增長率、消費物價指數、流通貨幣投入量等因素與經濟的波動呈顯著的負相關關係，而貨幣化程度卻起到了正向作用，建議政府應加大貨幣政策的獨立性，降低其內生性影響。<sup>④</sup> 張建波結合中國銀行體系的現實模型，發現中國高貨幣化主要受高儲蓄率、金融機構金融工具單一、不良貸款率高這三個因素影響。<sup>⑤</sup>

有關澳門特別行政區的貨幣問題與經濟特徵的研究，學者們主要圍繞澳門貨幣替代特殊性以及澳門經濟多元化這兩個話題進行。毛豔華對澳門經濟適度多元化的內涵進行理論詮釋，得出控制博彩業發展規模、大力推動包括貨幣金融在內的非博彩產業發展等政策建議。<sup>⑥</sup> 李志杰、劉奕分析了經濟適度多元化源起和實施的政策，提出了澳門作為中國對外發展平台的思路。<sup>⑦</sup> 蔡景真以相對指標衡量貨幣的替代程度，應用誤差修正模型來考察澳門的貨幣問題，認為澳門幣替代效應與內地和香港的貿易量互為格蘭傑因果關係，提出了多元化發展的金融路徑。<sup>⑧</sup> 王森針對澳門幣的弱化情況，通過分析澳門幣與人民幣以及港幣的關係，提出澳門和橫琴合作建立金融島，改變澳門的產業單一化的情況。<sup>⑨</sup>

綜上所述，國外學者關於貨幣化問題的研究從理論與實證兩個方面進行，文獻絕大多數是以廣義貨幣M2佔國內生產總值GDP的比值作為衡量貨幣化水平的指標，在研究方法上大多採用計量經濟模型進行研究。研究的結論也比較一致，即是用引導貨幣和改革金融部門的政策來增強貨幣化。國內學者的研究比較分散，幾乎涉及從金融體系、融資構造、經濟貨幣化進程等多個方面，較少對宏觀層面的綜合探討，所應用的分析方法與國外比較類似。此外，針對澳門貨幣問題的文

① 張杰：《中國的高貨幣化之謎》，《經濟研究》（太原）2006年第6期，第59—69頁。

② 苗文龍：《現代貨幣數量論與中國“高貨幣化”成因》，《數量經濟技術經濟研究》（北京）2007年第12期，第108—116頁。

③ 蔡如海、劉向明：《中國的貨幣化與金融化：影響因素與演進趨勢》，《金融論壇》（北京）2008年第5期，第58—63頁。

④ 曹躍群、蔣為：《中國貨幣供給內生性、高貨幣化與經濟波動——基於1952—2007年的實證研究》，《金融教學與研究》（保定）2010年第4期，第2—5頁。

⑤ 張建波、盧悅衡、李亞輝：《關於我國高貨幣化成因的研究》，《經濟縱橫》（長春）2012年第1期，第104—107頁。

⑥ 毛豔華：《澳門經濟適度多元化：內涵、路徑與政策》，《中山大學學報（社會科學版）》（廣州）2009年第5期，第149—157頁。

⑦ 李志杰、劉奕：《推進澳門經濟適度多元化的意義與策略》，《經濟研究參考》（北京）2012年第5期，第59—65頁。

⑧ 蔡景真：《澳門幣的替代效應及其影響因素》，《澳門研究》（澳門）2014年第4期，第97—104頁。

⑨ 王森：《澳門與橫琴共建離岸金融島》，《澳門研究》（澳門）2016年第4期，第179—184頁。



獻，大部分是對經濟發展及產業結構存在問題的探討（並不涉及貨幣化問題），另一部分是對澳門貨幣替代效應的研究，可以發現兩者結合進行關聯性分析的文獻相對稀缺。目前，關於貨幣化問題的研究方法和理論模型已逐步走向合理與完善，然而研究對象始終處於國家層面，鮮有學者針對某些國家中經濟發展水平較高的地區進行貨幣化問題的探討。因此本文最重要的創新點是填補了相關研究的空白。本文在理論模型分析的基礎上，結合澳門特別行政區的經濟發展背景，試圖從區域發展層面，研究經濟增長率、物價水平等經濟衡量指標與貨幣化水平的相互間作用，同時建立地區支柱產業投入與貨幣供應的關係，探討其貨幣化路徑及其與產業發展的聯繫。

## 二、研究方法與數據說明

### （一）研究方法

目前，常用來對時間序列變量長期趨勢進行分析的方法有VAR、SVAR、ARMA、ARIMA、GARCH、單整、協整、向量自回歸等。本文將把數據分為兩個層面——宏觀經濟層面和產業結構層面，並建立VAR模型探究變量間的關係。

宏觀經濟層面的分析是基於國際研究貨幣化問題的典型模型進行，首先運用ADF檢驗對選取變量進行單位根檢驗，分析所選數據的平穩性，隨後對澳門本地經濟增長率 $GDP_t$ ，綜合消費物價指數CPI，流通資金供給增長率 $M0_t$ ，貨幣化水平 $RA_0=M_2/GDP_a$ 這些變量的相互作用，建立VAR模型通過脈衝回應分析以及方差分解探討他們之間的具體關係。本文所有數據利用Eviews 8.0進行處理。

### （二）數據說明

本文主要研究變量包括經濟波動 $GDP_t$ 、綜合消費物價指數CPI、流通資金增長率 $M0_t$ 、貨幣化水平 $RA_0=M_2/GDP_a$ 、博彩業生產佔生產總值的百分比 $R_1$ 、旅遊業生產總值佔生產總值的百分比 $R_2$ 、製造業生產佔生產總值的百分比 $R_3$ 、建築業生產佔生產總值的百分比 $R_4$ 、金融業生產佔生產總值百分比 $R_5$ 。

變量的數據選用2001—2017年以當年價格按支出法計算的澳門本地生產總值 $GDP_a$ 、流通貨幣供應量 $M_0$ 、廣義貨幣供應量 $M_2$ 、綜合消費物價指數CPI的季度數據，以及2000—2016年澳門以當年生產者價格按生產法計算的本地生產總值 $GDP_b$ 、博彩業、製造業、建築業、銀行業這四個行業的生產總值，以及旅遊人均消費、入境旅客、旅遊總消費的年度數據。

其中，廣義貨幣供應量 $M_2$ ，包括貨幣供應量 $M_1$ 及準貨幣負債，貨幣供應量 $M_1$ 包括流通貨幣 $M_0$ 及活期存款，準貨幣負債又包括儲蓄存款、通知存款、定期存款、其他存款及存款證明書。值得注意的是，澳門統計暨普查局提供的貨幣供應量 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 的貨幣種類包括澳門元、港元、人民幣、美元以及其他貨幣。貨幣量、本地生產總值以及各產業生產總值的單位均為百萬澳門元。

金融業生產總值按銀行業生產總值計算。旅遊業生產總值以旅遊總消費進行計算，旅遊總消費（不包括博彩收入）=入境遊客人次×人均消費（不包括博彩消費），人均消費包括購物消費和非購物消費。

本文所涉及數據均來自於澳門金融管理局、澳門統計暨普查局。

### 三、實證分析

#### (一) 數據處理

具體數據處理說明如下：

1、經濟波動率 $GDP_r$ 以當年價格按支出法計算的本地生產總值 $GDP_a$ 季度數據（當季值）計算所得，即， $GDP_r(i) = \frac{[GDP_a(i) - GDP_a(i-1)]}{GDP_a(i-1)} \times 100\%$ ， $i$ 為計算期（下同）， $i=1$ 為2001年第一季度。

2、綜合消費物價指數定義為CPI，所得數據已進行定基化處理。對數化處理後的綜合消費物價指數CPI定義為LCPI。

3、流通資金增長率定義為 $M_0r$ ， $M_0r(i) = \frac{[M_0(i) - M_0(i-1)]}{M_0(i-1)} \times 100\%$ ，其中 $M_0(i)$ 為流通貨幣供應量 $M_0$ 當季值。

4、針對宏觀經濟層面分析，澳門貨幣化水平定義為 $RA_0$ ， $RA_0(i) = \frac{M_2(i)}{GDP_a(n)}$ ，其中 $M_2(i)$ 為廣義貨幣供應量 $M_2$ 當季月份的平均值，如 $M_2(1) = \frac{[M_2(200101) + M_2(200102) + M_2(200103)]}{3}$ ， $GDP_a(n)$ 為第 $n$ 年以當年價格按支出法計算的本地生產總值 $GDP_a$ 年度值。

5、針對產業結構層面分析，澳門貨幣化水平定義為 $RA_0$ ， $RA_0(n) = \frac{M_2(n)}{GDP_b(n)} \times 100\%$ ，其中 $M_2(n)$ 為廣義貨幣供應量 $M_2$ 的年度值， $GDP_b(n)$ 為以當年生產者價格按生產法計算的本地生產總值 $GDP_b$ 年度值。

6、博彩業、製造業、建築業、金融業佔當年澳門本地生產總值 $GDP_b$ 的比值分別定義為 $R_1$ 、 $R_3$ 、 $R_4$ 、 $R_5$ 。數值計算上， $R_i(n) = \frac{\text{第 } n \text{ 年該產業生產總值}}{GDP_b(n)} \times 100\%$ ，其中 $R_i(n)$ 表示 $i$ 產業在第 $n$ 年的生產總值， $GDP_b(n)$ 表示第 $n$ 年以當年生產者價格按生產法計算的本地生產總值 $GDP_b$ 年度值。

7、旅遊業生產佔比定義為 $R_2$ ， $\times 100\%$ 。

本文的實證分析將選用置信水平為95%。

#### (二) 宏觀經濟層面分析——基於VAR模型的實證研究

關於宏觀經濟層面的分析，本文將用經濟波動 $GDP_r$ 、綜合消費物價指數CPI、流通資金增長率 $M_0r$ 、貨幣化水平 $RA_0 = M_2 / GDP_a$ 這四大指標建立典型的VAR模型進行變量間的關係研究。

##### (1) ADF單位根檢驗

為了防止建立的VAR模型時出現偽回歸現象導致研究結論的偏差，本文首先利用Dickey和Wayne Fuller在1981年提出的ADF單位根檢驗，檢驗時間序列變量是否具有單位根，判斷序列平穩性，對於非平穩的變量進行處理使之成為平穩時間序列。如果在建立VAR模型時使用了非平穩序列變量分析實際經濟問題時，就會帶來結果判斷方面的誤差。如果各變量都是單整的，那麼我們可對相關變量進行協整關係檢驗，判斷分析不同變量之間是否可能存在的長期均衡關係，如果協整關係確實成立則直接選用非平穩序列建立模型。如果變量不是同階單整的，那麼我們將對涉及的非平穩序列進行差分，使其轉換為對應的平穩序列，再進行下一步的分析。ADF檢驗結果如下，其中 $\Delta GDP_r$ 、 $\Delta LCPI$ 、 $\Delta M_0r$ 、 $\Delta RA_0$ 分別為相應變量的差分（表1）：

表1 ADF檢驗結果

變量	ADF 檢驗	檢驗類型	滯後階數	顯著性水平（臨界值）
$GDP_t$	-1.48	不含截距項也不含時間趨勢	7	5% (-1.95)
$\Delta GDP_t$	-4.65	不含截距項也不含時間趨勢	6	5% (-1.95)
LCPI	-0.33	含有截距項不含時間趨勢	2	5% (-2.91)
$\Delta LCPI$	-3.25	含有截距項不含時間趨勢	0	5% (-2.91)
$M_{0t}$	-0.82	不含截距項也不含時間趨勢	3	5% (-1.95)
$\Delta M_{0t}$	-6.31	不含截距項也不含時間趨勢	4	5% (-1.95)
$RA_0$	-0.62	不含截距項也不含時間趨勢	4	5% (-1.95)
$\Delta RA_0$	-3.32	不含截距項也不含時間趨勢	3	5% (-1.95)

由表1可知，經濟波動率 $GDP_t$ 、綜合消費物價指數LCPI、流通資金增加率 $M_{0t}$ 、貨幣化水平 $RA_0$ 的原序列在5%的顯著性水平下不平穩，一階差分在5%的顯著性水平下平穩，則 $GDP_t$ 、LCPI、 $M_{0t}$ 、 $RA_0$ 均呈一階單整。

得出各變量的序列平穩性結果後，建立VAR模型前還需要確定正確的滯後期 $k$ 。如果所選滯後期過短，會出現嚴重的誤差項的自相關性問題，並導致參數的非一致估計結果。對滯後期的選擇，本文是根據SC信息準則和HQ信息準則來確定的，從下表可以看出最佳滯後期數為2期（表2）：

表2 VAR模型滯後期數的判斷結果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-323.3477	NA	0.644097	10.91159	11.05121	10.96620
1	-53.46192	494.7906	0.000136	2.448731	3.146846	2.721802
2	-18.82416	58.88419	7.37e-05	1.827472	3.084079*	2.319000*
3	-3.442824	24.09743	7.67e-05	1.848094	3.663193	2.558079
4	19.61443	33.04874	6.28e-05*	1.612852	3.986443	2.541294
5	27.45970	10.19885	8.76e-05	1.884677	4.816759	3.031575
6	39.94285	14.56367	0.000108	2.001905	5.492479	3.367260
7	54.23896	14.77265	0.000131	2.058701	6.107767	3.642514
8	84.10813	26.88225*	0.000100	1.596396*	6.203954	3.398665

## （2）協整檢驗

由於上述變量中 $GDP_t$ 、LCPI、 $M_{0t}$ 、 $RA_0$ 均呈一階單整的。對此，我們可以利用Johansen檢驗分析方法，判斷這些變量之間是否存在協整關係，再進一步確定它們之間的符號關係。通過觀察變量的趨勢圖像（圖2），結合單位根檢驗中的檢驗類型，我們可以認為各變量時間序列都不含有確定性趨勢，相應的協整向量中含有確定性趨勢。在此基礎上，本文得到協整檢驗結果（表3）。

圖2 各變量的變化趨勢

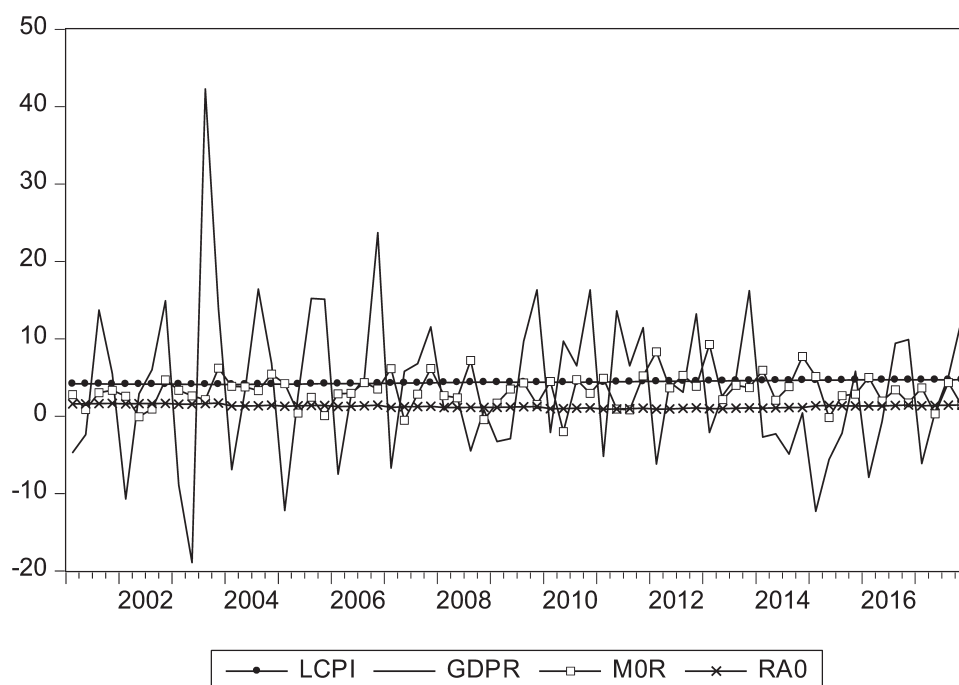


表3 各變量的Johansen協整檢驗結果

協整向量數目	特徵值	跟蹤統計值	臨界值	
			5% 顯著水平	P 值
0*0	0.558276	84.50545	54.07904	0.0000
至多 1 個	0.257547	31.39595	35.19275	0.1213
至多 2 個	0.116804	12.03924	20.26184	0.4453
至多 3 個	0.059187	3.965683	9.164546	0.4173

由表3可知，協整檢驗表明在2001—2017年經濟波動率 $GDP_t$ 、綜合消費物價指數 $LCPI$ 、流通資金增加率 $M0r$ 、貨幣化水平 $RA_0$ 存在一個協整關係。根據向量誤差修正模型我們的到均衡向量如下：

$$\beta' = (1.000000, 4.958889, -0.618962, 6.089475, -30.79643)$$

則這四個變量之間的協整關係為：

$$GDPr = 4.958889LCPI - 0.618962M0r + 6.089475RA0 - 30.79643$$

以上協整關係方程說明了在2001—2017年中四個變量間的長期均衡關係。從中可以看出流通中現金投入量對經濟波動呈現負向的影響，而綜合消費物價指數以及貨幣化程度卻表現出正向的影響。去除貨幣化指數之後進行的協整關係分析，仍然能得到長期均衡結果，綜合消費物價指數相應的係數仍然為正數，流通中現金投入量的係數仍然為負數，說明模型的穩定性得到保證。

### (3) VAR模型

上文已經對經濟波動率 $GDP_t$ 、綜合消費物價指數 $LCPI$ 、流通資金增加率 $M0r$ 與貨幣化水平 $RA_0$ 這四個變量建立的VAR模型的最佳滯後期數進行檢測，並確定為2期，而且各變量之間存在協整關係，因此可選取非平穩的原時間序列，即各變量的原始數據對VAR模型進行估計，變量之間



所對應的回歸係數反映了參變量之間的貢獻程度。每個係數乘上相對應解釋變量就能得出對該被解釋變量的最佳預測結果。本文用Eviews8.0估計的VAR模型分析中，係數下面的第一個小括弧內數值為標準差大小，主要用來衡量回歸係數的統計可靠性，數值越大，該值可靠性就越低；第二個括弧內的數值是t檢驗統計量，t統計量越大，置信度越高。

從而根據Eviews8.0VAR模型的估計結果可得到VAR模型：

$$\begin{aligned} \text{GDP}r = & -0.081650 \times \text{GDP}r(-1) - 0.470268 \times \text{GDP}r(-2) + 121.9672\text{LCPI}(-1) \\ & - 120.5899\text{LCPI}(-2) + 0.031571\text{M}0r(-1) - 1.380716\text{M}0r(-2) \\ & - 15.53618\text{RA}0(-1) + 17.95543\text{RA}0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{LCPI} = & 0.000212 \times \text{GDP}r(-1) + 0.0000588 \times \text{GDP}r(-2) + 1.599751\text{LCPI}(-1) \\ & - 0.597473\text{LCPI}(-2) + 0.000275\text{M}0r(-1) \\ & + 0.00000638\text{M}0r(-2) - 0.002208\text{RA}0(-1) - 0.004516\text{RA}0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{M}0r = & 0.089207 \times \text{GDP}r(-1) - 0.006102 \times \text{GDP}r(-2) - 5.573780\text{LCPI}(-1) \\ & + 6.705556\text{LCPI}(-2) - 0.015968\text{M}0r(-1) + 0.005137\text{M}0r(-2) \\ & + 2.170043\text{RA}0(-1) - 3.661224\text{RA}0 \end{aligned}$$

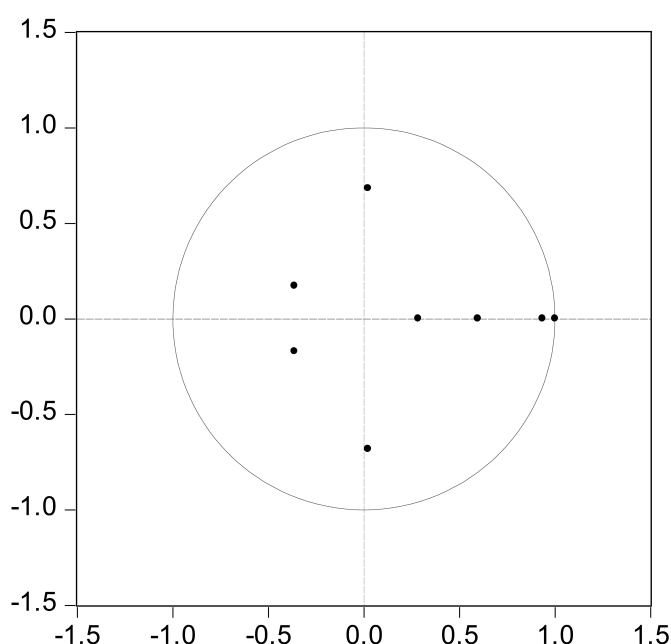
$$\begin{aligned} \text{RA}0 = & -0.003027 \times \text{GDP}r(-1) - 0.006728 \times \text{GDP}r(-2) + 0.045871\text{LCPI}(-1) \\ & - 0.015380\text{LCPI}(-2) + 0.005208\text{M}0r(-1) - 0.008810\text{M}0r(-2) \\ & + 0.6417723\text{RA}0(-1) + 0.285699\text{RA}0 \end{aligned}$$

由結果可知，經濟波動率GDP<sub>r</sub>的判定係數R<sup>2</sup>和調整後的R<sup>2</sup>都相對較小，分別為0.210707和0.115447，流通資金增加率M<sub>0r</sub>的R<sup>2</sup>和調整後的R<sup>2</sup>也同樣比較小，分別為0.260211和0.170926。相反地綜合消費物價指數LCPI和貨幣化水平RA<sub>0</sub>的R<sup>2</sup>和調整後的R<sup>2</sup>都比較大，LCPI的判定係數為0.999368和0.999292，RA<sub>0</sub>的判定係數為0.912408和0.901836。由於各變量之間的判定係數差距較大，我們用該VAR模型的單位圓和單位根判定模型的穩定性。該VAR模型的單位根都落在單位圓內，可認為該模型是穩定可靠的（圖3）。

#### （4）脈衝回應分析

脈衝回應分析方法通常是用來描述一個內生性變量對誤差項所帶來衝擊的反應，換句話說，在隨機誤差項上施加一個標準差大小的衝擊後，對內生性變量的當期值和未來值所產生的影響程度。

圖3 VAR模型的單位圓與單位根



衝擊期數設為20期，用Eviews8.0建立的VAR模型的脈衝回應圖像如圖4所示。本部分重點在於第四行的四幅圖像——貨幣化水平 $RA_0$ 受自身和其他變量變化的回應情況，並將其從左至右命名為圖m、圖n、圖o和圖p（圖4）。

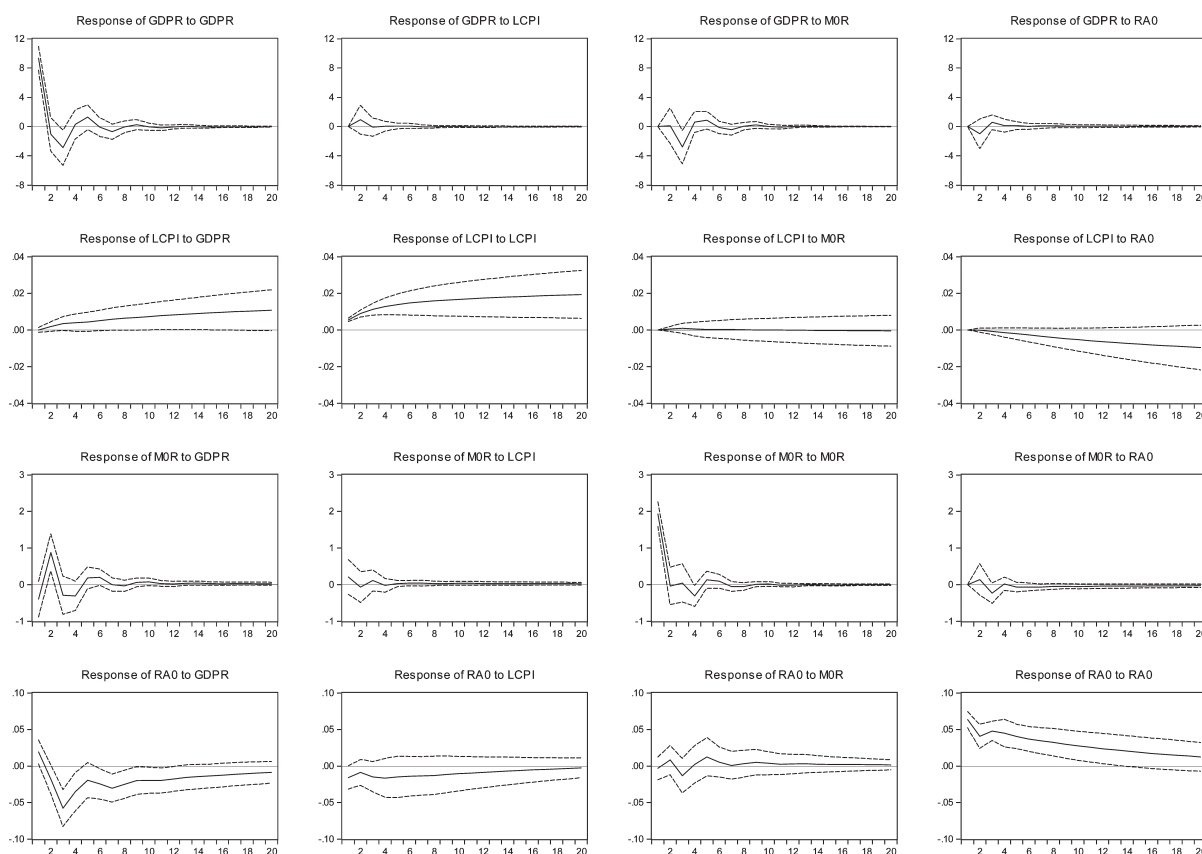
圖m表示對應於經濟波動率 $GDP_t$ 的一個標準差的衝擊，貨幣化水平 $RA_0$ 的回應。從圖中可以看出， $RA_0$ 的反應在第1期為較小的正值，第2期變為負值，第3期達到負值最低點，隨後負向反應逐漸減弱，趨近於0。

圖n表示對應於消費物價指數CPI的變化（LCPI）的一個標準差的衝擊，貨幣化水平 $RA_0$ 的回應。從圖中可以看出， $RA_0$ 的反應從負值開始，負向反應減弱，逐漸趨近於0。

圖o表示對應於流通資金增長率 $M_{0t}$ 的一個標準差的衝擊，貨幣化水平 $RA_0$ 的回應。從圖中可以看出， $RA_0$ 的反應在前6期內圍繞零值上下波動，第7期開始出現較小的正向反應，隨後反應程度接近於0。

圖p表示貨幣化水平 $RA_0$ 對自身的一個標準差新息的反應。從圖中可以看出， $RA_0$ 對自身的衝擊反應在第1期達到正向極值6.3%，之後正向反應減弱。

圖4 四個變量的脈衝回應分析



16幅圖像的綜合結果分析：

第一，經濟波動率 $GDP_t$ 均會受到自身和消費物價指數LCPI、流通資金增加率 $M_{0t}$ 與貨幣化水平 $RA_0$ 的影響，初期均在0%附近發生波動性的正負向衝擊，受自身衝擊影響相對較大，第7期之後

影響逐漸消失。

第二，消費物價指數LCPI均受到自身和經濟波動率GDP<sub>t</sub>的正向影響，且影響程度逐漸增大，在第20期自身影響達到1.9%，GDP<sub>t</sub>的影響達到1.1%。而流通資金增加率M<sub>0</sub>r基本對LCPI沒影響，貨幣化水平RA<sub>0</sub>呈負向的影響，衝擊效果增加至20期的1%。

第三，流通資金增加率M<sub>0</sub>r均受到自身、經濟波動率、消費物價指數、貨幣化水平的衝擊影響，衝擊效果與經濟波動率所受的衝擊影響類似，初期均在0%附近發生波動性的正負向衝擊，受自身衝擊影響相對較大，第7期之後衝擊逐漸消失。

第四，貨幣化水平RA<sub>0</sub>受到經濟波動率、消費物價指數初期的負向衝擊，然後影響逐漸下降。流通資金增加率的衝擊效果在0附近波動，效果在第5期達到正向極值1.1%，從第7期開始接近於0。貨幣化水平受自身的正向衝擊，衝擊效果逐漸減小。

#### 四、研究結論與建議

本文以澳門特別行政區的貨幣化程度作為研究重點，從宏觀經濟層面和產業結構層面，利用2000—2017年的相關數據，通過建立VAR模型、脈衝回應分析得出以下結論：

第一，經濟增長率受自身與綜合消費物價指數、流通資金增長率波動的影響，短期而言，影響程度圍繞0%波動較大，無明顯的正向或反向的持續性影響。中長期而言，影響程度逐漸消失。經濟增長率的波動主要來源於自身波動，其次是綜合消費物價指數。類似地，流通資金增長率受自身和經濟增長率、綜合物價指數的影響，短期而言，影響程度圍繞0%波動較大，無明顯的正向或反向的持續性影響，後期影響逐漸消失。流通資金增長率的波動主要來源於自身波動，其次是經濟增長率。

第二，綜合消費物價指數與經濟增長率呈正比關係。雖然經濟增長率對綜合消費物價指數的影響有限，但綜合消費物價指數與經濟增長率還是呈正比關係。經濟增長率的提高，會增加人們對商品和投資的需求，會一定程度上加大社會通貨膨脹的壓力。流通資金增長率對物價水平影響不大。物價水平波動主要受自身波動正向影響。

第三，貨幣化水平與經濟增長率、綜合消費物價指數呈反比關係。貨幣化水平與經濟增長率的負相關關係比與消費物價指數的負相關關係更強，而且貨幣化水平的波動第二大成因是經濟增長率。經濟增長率的提高，社會經濟水平得以提升，會增加澳門本地生產總值，進而導致貨幣化水平的降低。綜合消費物價指數的提高，一般情況下是因為貨幣供應量相對增加，但貨幣供應量的增加程度不及當地生產總值的增加程度，使得貨幣化水平的下降。流通資金增長率對貨幣化水平影響不大。貨幣化水平波動主要受自身波動正向影響。

第四，博彩業生產值佔澳門本地生產總值的比值是最高的，為澳門第一支柱產業。而該產業佔比與貨幣化水平的反向關係程度最高，說明博彩業生產佔比越高，澳門本地生產總值越依賴於博彩業，貨幣化水平會越低，一定程度上負向影響經濟發展。而建築業的發展速度相對來說比不上博彩業，建築業本身屬於固定資產投資的範疇，流通性較弱，但交易金額一般比較大，支付方式不僅限於包含流通資金的M<sub>2</sub>，故本地生產總值的增加幅度大於貨幣供應量M<sub>2</sub>，表現為建築業佔總比與貨幣化水平呈反向關係。旅遊業佔總比、製造業佔總比、金融業佔總比均與貨幣化水平呈正相關，相關性最強為製造業。

根據以上結論，本文綜合提出以下政策建議：

一是重視澳門的貨幣化問題，促進宏觀經濟的健康發展。我們認為澳門為了維持貨幣化水平的穩定，從宏觀的角度出發應重點關注經濟增長率和綜合消費物價指數，進而控制或減少這兩大指標對貨幣化水平的衝擊。此外，從產業結構的角度出發，政府應關注各大產業的發展趨勢和對當地生產總值的影響力，並採取相應的措施以解決產業結構不平衡的問題。

二是利用粵港澳大灣區建設的國家戰略，通過博彩業與其他產業的協調發展來實現多元化的政策。大力推進非博彩旅遊業的發展和適度扶持其他新興產業的成長。以傳統產業拉動新興產業，擴大產業集群效應，進而提升旅遊產業的整體市場綜合競爭力，創新澳門文化形象，為經濟的長遠發展注入新元素和活力。

三是加強澳門特區政府的區域政策調節力度，有效控制經濟增長速率和把關綜合消費物價指數。而要實現這一目標，貨幣政策和經濟政策需運用得當、相互配合協調，拉動社會經濟發展的同時，要根據貨幣需求量適當調整貨幣的流入和流出。經濟增長速度過高而貨幣供應量跟不上，一方面增加貨幣市場供應壓力，嚴重的情況下可能會出現高度通貨膨脹的現象，另一方面很容易導致貨幣化水平的下調。

四是利用國家級廣東省自貿區的橫琴新區建設的有利條件，創新貨幣金融的獨特優勢，拓展澳門的經濟運作空間，同時進一步發展作為中央政府葡語國家對外窗口的平台作用，建立廣泛的經貿合作機制，多方位發展特色經濟，探索適合自身發展的新興產業之路，營造澳門經濟、社會、文化的良好發展環境，鞏固澳門在國際和國內經濟中的地位，最終使澳門的社會經濟健康發展。

[責任編輯 陳超敏]