

# 股價指數與工業生產指數之關係-以金磚四國為例

林玉彬<sup>1</sup> 莊于萱<sup>2</sup>

## 摘要

本研究是針對巴西、俄羅斯、印度和中國四個國家的股價指數與工業生產指數二變數探討其因果關係，資料期間為 2000 年 1 月至 2016 年 9 月。首先，利用 ADF 單根檢定法來檢定時間序列資料的穩定性，再以國家做區分，進行共整合檢定，估計所有的共整合向量，並檢定變數間是否存在長期均衡關係。接著利用因果關係檢定探討二變數之間的關係，並推論檢定的結果中所代表的關係。

實證結果顯示，在巴西與俄羅斯國內為股價指數的變動影響工業生產指數的變動，可以利用股價指數的變動預測工業生產指數的走向；在印度為股價指數與工業生產指數為雙向因果關係，表示股價指數與工業生產指數會相互影響；而股價指數與工業生產指數在中國則沒有因果關係存在。

**關鍵字：**金磚四國、股價指數、工業生產指數、因果關係

---

<sup>1</sup> 真理大學財政稅務學系副教授

<sup>2</sup> 真理大學經濟學系財經碩士生

## 1.前言

「金磚四國」(BRICs)一詞是由巴西(Brazil)、俄羅斯(Russia)、印度(India)以及中國(China)四國之英文國名的第一個字母所組合而成，由美國高盛公司(Goldman Sachs)的經濟學家吉姆·奧尼爾(Jim O'Neil)在2001年首次提出的概念，並且在2003年10月時發表了一份報告-「與金磚四國一起夢想：通往2050年之路」(Dreaming With BRICs: The Path to 2050)。此報告估計，金磚四國到了2050年時，將會成為世界經濟體的強權，並與美國和日本並列，成為全球新的六大經濟體系。

自從金磚四國的概念提出後，備受關注。金磚四國基金成立於2006年6月，吸引了不少投資者投入資金，縱使在2007至2008金融海嘯發生期間受到影響，也在2010年時達到了8.42億美元的資產高峰。但是，在2015年9月底時，金磚四國基金資產僅剩9849萬美元，與2010年高峰相比，虧損了88%，而且在五年內資金報酬率呈現負的21%，使得高盛不得不在2015年10月底時關閉基金，而投資人也紛紛將資金撤離，轉移至其他的投資目標。經過2015年的低潮後，金磚四國在2016年的股價指數表現超乎預期，由表1可知，俄羅斯RTS指數上升了49.27%，巴西股價指數上升31.74%，中國與印度雖然股價指數尚未回升，但是2016年第三季的經濟成長率與2015年時一樣維持著高度的漲幅，中國維持在6.7%以上，而印度維持在7%以上，金磚四國在未來的發展潛力還是不容小覷。

工業生產指數為衡量製造業、礦業與公共事業之實質產出。此指數反映的是某一時期工業經濟之景氣狀況和發展速度，也可使用於一般景氣之分析，對於金磚四國此類之發展中國家更具有一定的指標性。工業生產指數是由一國之工業產量的總量加總計算，其衡量之單位為數量並非金額，可以免除通貨膨脹率變動所帶來的影響，數量之選取是由當前工業生產結構中，挑出最具有代表性的產品，調查每月之生產量、銷售量及存貨量，而產品之選取必須有價值量較大、處於上升趨勢與經濟壽命長的特性，並且此產品之數量必須在一定的期間內處於相對穩

定，才能使工業生產指數之計算結果更具有參考價值。

表 1 國際主要股市指數

股市	指數	漲跌幅(%) <sup>3</sup>
俄羅斯	1130.06	49.27
巴西	51111.00	31.74
羅素 2000	1371.68	20.76
加拿大	15269.85	17.37
越南	665.55	14.94
道瓊工業	19883.06	14.11
英國	7017.16	12.41
台灣加權	9242.41	10.85
S&P 500	2262.53	10.69
德國	11426.7	6.36
韓國	2042.58	4.14
法國	4822.77	4.00
日經 225	19488.93	2.39
印度	26374.27	0.98
香港恆生	21722.52	-0.88
馬來西亞	1633.59	-3.48
上海綜合	3093.31	-12.60

資料來源：StockQ 國際股市指數 <http://www.stockq.org>

<sup>3</sup>國際主要股市漲跌幅期間為 2016/01/01 至 2016/12/20。

表 2 產業結構變化對 GDP 之影響

年份	總和	第一產業	第二產業	第三產業
1980~1985	100.0	26.7	37.5	35.9
1985~1990	100.0	25.9	39.9	34.2
1990~1995	100.0	16.8	49.8	33.4
1995~2000	100.0	7.3	43.9	48.8
2000~2005	100.0	8.9	49.8	41.3
2005~2010	100.0	8.4	46.2	45.4

資料來源：中華人民共和國國家統計局 <http://www.stats.gov.cn/>, 2016 年 12 月

中國產業結構變動趨勢分析之報告內容中，分析了中國自 1990 年以來的產業結構變化對 GDP 之影響，如表 2 所示。其中，第二產業為工業與製造業，由表 2 可知，第二產業對於 GDP 的比例從 37.5% 上升至 46.2%，增加了 8.7%，在三個產業中具有舉足輕重的地位。工業生產指數代表著第二產業的好壞，而且此項指標之計算期間為月，相較於 GDP 之統計期間為季資料，工業生產指數之資訊更為快速取得，因此西方國家普遍使用工業生產指數來衡量景氣的波動。

一般研究金磚四國的相關論文大多探討金磚四國之間的股市連動關係(陳秋能, 2010)、加入美國後探討五國之間的股市波動(呂承璋, 2011); 研究原油、美國股市與金磚四國股市之間的報酬連動(郭仲凱, 2011); 又或者是研究金磚四國之匯率、黃金價格、通貨膨脹率與失業率之關聯性(丁秀櫻, 2014)等，較少探討金磚四國之工業生產指數與股價之間的連動關係，本研究利用金磚四國各國之工業生產指數與股價指數作為變數，探討二者變數之間的因果關係，而研究主要探討的主題有下列四項：

- 一、探討巴西股價指數是否會影響工業生產指數，以及工業生產指數是否會影響股價指數。
- 二、探討俄羅斯股價指數是否會影響工業生產指數，以及工業生產指數是否會影響股價指數。

三、探討印度股價指數是否會影響工業生產指數，以及工業生產指數是否會影響股價指數。

四、探討中國股價指數是否會影響工業生產指數，以及工業生產指數是否會影響股價指數。

得出以上四種結果後，可以瞭解該國變數之間的因果關係，是否可以利用其中一項變數來預測另一項變數的未來趨勢，亦即在做投資或決策時，有參考的依據。

## 2. 文獻回顧

本研究在探討金磚四國各國之股價指數與工業生產指數的因果關係。首先針對股價指數和工業生產指數之相關文獻做一說明，接著以使用方法之相關論文，亦即單根檢定與因果關係之相關文獻做一探討。

### 2.1 股價指數與工業生產指數之關係

江季翰(2016)使用工業生產指數、短期利率、HICP 物價指數、MSCI 歐元區股價指數、實質有效匯率指數作為變數，以 KPSS 單根檢定、最適落後期數、Granger 因果關係檢定、向量自我迴歸模型(Vector Autoregression)、衝擊反應函數來研究，以存款利率為 0.00% 做分界點，探討歐元區貨幣政策在時點前後之傳導機制，資料期間為 1999 年 1 月至 2016 年 3 月之月資料。最適落後期數之選取結果顯示，在分界點前後皆選取落後一期，因果關係結果顯示，歐元區股價指數會影響短期利率與工業生產指數，而短期利率會影響工業生產指數，工業生產指數會影響實質有效匯率指數。結論表示，無論工業生產指數作為衝擊函數還是被各變數衝擊，有相反影響的占大多數。

張航濤(2015)研究台灣股市開放外資及政府改善金融市場後，貨幣政策、股價與總體經濟指標之間的關聯性，以利率、加權股價指數，與新台幣兌換美元、總出口值、GDP、工業生產指數及失業率之總體經濟指標，利用單根檢定、

Johansen 共整合檢定、向量誤差修正模型、Granger 因果關係檢定與衝擊反應函數來分析。其結果顯示，利率為總經濟指標之領導指數，股價與匯率呈現反向關係，股價變動與匯率變動會影響利率的變動，利率變動會分別影響出口值、工業生產指數和失業率的變動。

施妤佩(2011)探討黃金價格與台灣經濟間的關係，利用向量自我迴歸模型(VAR)與 Granger 因果關係檢定分析倫敦黃金定盤價、工業生產指數、貨幣供給 M2、加權平均股價指數、通貨膨脹率、實質利率以及失業率之間的關係，資料期間為 1971 年至 2010 年之季資料。VAR 實證結果顯示，倫敦黃金定盤價對工業生產指數、貨幣供給 M2、加權平均股價指數、通貨膨脹率及實質利率皆有領先的關係，表示倫敦黃金定盤價可作為預測台灣經濟動向之指標，因果關係檢定顯示，貨幣供給、加權平均股價指數、通貨膨脹率、實質利率與失業率對於工業生產指數有領先效果，貨幣供給、加權平均股價指數與失業率對於工業生產指數有著雙向的因果關係，表示各變數對工業生產指數會互相影響。

郭旭原(2011)利用單根檢定與多元迴歸分析法研究，使用裕隆汽車股價、國際原油價格、台灣加權股價指數以及工業生產指數作為變數，探討裕隆汽車在 1986 年 6 月至 2009 年 12 月之間新產品上市時對股價的影響。其結果顯示，國際原油價格不會影響裕隆汽車之股價，台灣加權股價指數與工業生產指數的變動才會影響；新產品上市並不會對汽車業之股價產生正向效果，台灣汽車產業與台灣加權股價指數有高度正相關，工業生產指數只出現短期的影響效果。

吳再興(2007)研究 1991 年至 2006 年中國大陸變數之間的關係，使用的變數有中國之領先指標：工業生產指數、消費者物價指數、存款準備率、貿易總額、城鎮居民平均每人每月總收入，與上海 A 股與 B 股之股價指數，並利用共整合檢定、向量誤差修正模型進行實證分析。研究結果為：中國之領先指標確實能影響上海 A 股與 B 股之股價指數，可以參考領先指標指變動來做為投資股票的依據；中國實施的提高存款準備率政策，並不能抑制上海股市過熱的情形；中國工業生產指數與貿易總額與股價指數呈現反向關係。

Ratneswary and Rasiah (2010)使用時間序列分析，研究馬來西亞的股市與經濟指標之間的關係，研究期間為 1980 年 1 月至 2006 年 12 月，利用了共整合分析、向量誤差模型與因果關係來檢定股價報酬、工業生產、消費者物價指數、貨幣供給量與實質匯率。研究結果顯示，股價報酬對於工業生產、消費者物價指數、貨幣供給量和實質匯率有著長期且正向的均衡關係。

## 2.2 使用方法之論文

黃黎香(2016)採用單根檢定、向量自我迴歸模型、共整合檢定與頻率因果關係檢定，分析羅馬尼亞股價與成交量之間的關係，資料期間為 2006 年 10 月 6 日至 2015 年 10 月 23 日週資料。研究結果指出，股價在 2.4 至 3.3 週後會對交易量產生影響，而交易量並不會影響股價，呈現具有「價影響量」之短期單向的因果關係。

謝豐鍵(2016)利用單根檢定、向量自我迴歸分析和 Granger 因果關係，來探討台灣勞工的實質薪資與新台幣實質匯率之關係，並加入貿易條件、貿易比例與工業生產指數做輔助研究，資料期間為 1981 年 1 月至 2015 年 8 月。其分析結果為：使用 VAR 模型的迴歸有三組發現落後兩期的實質匯率會對實質薪資有顯著的影響，而觀察長短期因果關係的結果發現，匯率對實質薪資有長期的 Granger 因果關係，表示實質匯率的變動能幫助預測未來半年後實質薪資的變動。

徐俊智(2013)使用單根檢定、共整合分析、向量自我迴歸模型和因果關係，探討台灣的貨幣供給、物價與台灣對美國的匯率進行分析，資料期間為 1991 年 1 月至 2012 年 12 月之月資料。研究結果發現，貨幣供給變動對於匯率有領先的關係，物價與貨幣供給互為因果關係，而匯率對物價有領先關係。

Chang and Caudill(2005)探討台灣的金融發展和經濟成長的關係，使用變數為廣義貨幣供給(M2)、實質出口、實質國內生產總額、實質進口和股價指數，並利用 VAR 模型來分析，資料期間為 1962 年到 1998 年。研究結果顯示，金融發展對於經濟的成長有單向因果關係，且為正向關係。

Wongbangpo and Sharma(2002)分析東南亞國協之印尼、菲律賓、泰國、馬來西亞與新加坡，使用共整合檢定長期之均衡關係，並且用 Granger 因果關係檢定短期動態關係，研究變數為股票市場、國民生產毛額、消費者物價指數、貨幣供給額、利率與匯率，資料期間為 1995 年到 1996 年間。實證結果證明：在印尼、馬來西亞與菲律賓之匯率與股價關係呈正向關係，而泰國及新加坡之匯率與股價之關係呈現反向關係。

Gultekin(1983)研究利用 ARIMA 模型，以傳統的投資觀點及費雪假說，認為股票的報酬是應付通貨膨脹的理論基礎，對於美國、法國、日本……等 26 個國家進行實證研究，結果顯示：每個國家的通貨膨脹率與股價報酬之間存在正向關係。

Dayananda and Ko(1996)研究台灣的股價報酬、利率、貨幣供給與預期通貨膨脹率，資料期間為 1981 至 1989 年資料。研究結果顯示，股價報酬與利率之間呈現反向關係，而與貨幣供給之間呈正向關係；台灣的股價報酬率與預期通貨膨脹率之間呈現正向關係。

### 3.研究方法

#### 3.1 單根檢定

本研究使用的實證分析方法為時間序列分析法，首先必須確定時間序列資料是否為定態(Stationary)，Granger and Newbold(1974)指出若資料為非穩定狀況，就以傳統迴歸方法做估計和檢定，將會產生假性迴歸(Spurious Regression)的情況，假性迴歸即使所得到的判定係數( $R^2$ )很大、t 統計量很顯著，誤認為是好的迴歸模型，但是自變數與應變數之間不具經濟意義而無法進行判讀。故在進行時間序列資料分析時，先判斷資料是否為定態性質，Nelson and Plosser (1982)發現總體經濟變數的資料大多為非定態，因此在進行實證研究分析前，先對變數進行差分，差分後再進行單根檢定(Unit Root Test)，直到資料呈現定態的序列為止，

才可以進行傳統迴歸分析。

單根檢定的主要目的在於確定經濟變數之時間序列的整合級次(Integrated Order)，以判斷時間序列的定態性質。Engle and Granger (1987)指出，若時間序列未進行差分就可以達到定態，稱此序列具有零階整合之時間序列，表示為  $I(0)$ ；若此序列需要經過  $r$  次差分的運算才達到定態，則稱此序列具有  $r$  階整合之時間序列，表示為  $I(r)$ 。常見的單根檢定法有三種，分別是 Dickey and Fuller (1979)提出的 Dickey Fuller Unit Root Test(DF)檢定；和 Said and Dickey(1984)所發明的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定，以修正 DF 檢定法的自我相關問題，以及 Phillips-Perron (1988) 檢定，三種方法的虛無假設皆為非定態的時間序列。

### 3.2 最適落後期數之選取

進行 ADF 檢定時，為了確認殘差項為白噪音，必須選取模型中的最適落後期數，以修改殘差自我相關的狀況，若是選取的落後期數太長，會造成過度參數化(Over-Parameterization)，估計結果可能會降低效率；若選取的落後期數太短，會使得參數過於精簡而估計結果可能產生偏誤，以下提出五種落後期數之選取判斷準則：

#### (1) AIC (Akaike Information Criteria) 準則

Akaike (1974) 根據使 AIC 的值愈小愈好，其定義如下：

$$AIC(N) = -2 \times \frac{\sigma}{M} + 2 \times \frac{N}{M}$$

$N$  為落後期數， $M$  為樣本數， $\sigma$  為殘差變異數的最大似值。

#### (2) SBC (Schwartz Bayesian Criterion) 準則

Schwartz (1978) 根據貝式方法 (Bayesian criterion) 所建立的模式選取法則，使 SBC 值愈小落後期數愈好，其定義如下：

$$SBC(N) = -2 \times \frac{\sigma}{M} + 2 \times \frac{N \log(M)}{M}$$

N 為落後期數，M 為樣本數， $\sigma$  為殘差變異數的最大概似值。

### (3) LR(sequential modified LR test statistic)檢定

假設我們要檢定 AR(2)模型是否比 AR(1)模型來的好，因此我們可以分別算出兩個模型的最大概似值分別為  $L_u$  與  $L_R$ ，其定義如下：

$$LR = -2(L_R - L_u) \sim \chi^2(m)$$

其中  $m$  為限制式的數目， $L_u$  就是「未受限模型」， $L_R$  就是「受限模型」下所得出之最大概似值。

### (4) HQ(Hannan-Quinn information criterion) 準則

Hannan and Quinn(1979) 根據使 AIC 的值愈小愈好，其定義如下：

$$HQ(N) = -2 \ln(L) + \ln(\ln(n)) * K, \text{ 其中 } N \text{ 為樣本數, } K \text{ 是估計參數個數。}$$

### (5) FPE(Final prediction error) 最終預測誤差

由 Akaike(1970)所建立模式選取法則，其定義如下：

採用 FPE 之最小值作為變數間因果關係方向之判斷準則，其定義如下：

$$FPE_n = \frac{(T+m)SSE_n}{(T-m)T}$$

其中 T 代表樣本個數， $m$  為估計參數個數， $SSE_n$  代表落遲  $n$  期迴歸式之殘差平方和。

AIC 準則和 SBC 準則選取的最適期數的準則為使 AIC 值和 SBC 值愈小愈好，HQ、FPE 和 LR 則可更進一步確定檢驗，本研究採用 AIC、SBC、LR、HQ 和 FPE 作為決定最適落差期數之判斷。

## 3.3 因果關係檢定

Granger 因果關係 (Granger causality) 是由 Granger 在 1969 年所提出來的一個因果關係觀念，然而 Granger 因果關係不一定是總體經濟理論中真正的結構關係。Granger 因果關係定義在預測二變數之間的因果關係，換句話說，如果變

數  $x$  能夠提供預測  $y$  所需的資訊，稱變數  $x$  Granger 影響變數  $y$ 。Granger 以下列二變數模型說明因果關係檢定模式：

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^n a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^n c_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + \nu_t$$

其中， $n$  為落後項， $a_i, b_i, c_i, d_i$  為迴歸係數， $\varepsilon_t$  與  $\nu_t$  皆為白噪音(white noise)，假設檢定為：

$$H_{01} : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_n = 0$$

$$H_{02} : d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_n = 0$$

以上敘述的 Granger 因果關係檢定為樣本內檢定(in-sample tests)，而直到 Ashley et al.(1980)指出 Granger 因果關係檢定的真諦，應該為樣本外預測能力(out-of-sample forecasting performance)，樣本外預測之所以受到重視的原因在於它可以避免計量模型的過度配適或是資料開發之濫用，因此樣本外預測在總體經濟學或是國際金融的實證研究中被廣泛的應用，所以有部份的學者認為 Granger 因果關係檢定應該為樣本外檢定(out-of-sample tests for granger causality)。

#### 4.實證結果與分析

本研究的實證分析，是依據第三章之研究方法做出歸納與分析，以統計軟體 E-Views 處理時間序列資料。首先對八個變數做簡單敘述統計，接著使用單根檢定 ADF 與 PP 兩種方法做定態的檢查，若變數未達到定態，則對變數做差分；再依據 AIC、SBC、LR、HQ 和 FPE 準則，選取最適落後期數，最後以 Granger 因果關係檢驗變數之間的影響關係。

##### 4.1 變數說明與資料統計分析

本研究所探討的資料是採用月資料，期間為 2000 年 1 月至 2016 年 9 月，共

計 201 筆月資料，研究的國家為巴西、俄羅斯、印度、中國，並分析各國之股價指數與工業生產指數的關係，表 3 所示為本研究的變數及其變數符號。

表 3 變數名稱及其符號

變數名稱	變數符號
巴西股價指數	B-SPI
俄羅斯股價指數	R-SPI
印度股價指數	I-SPI
中國股價指數	C-SPI
巴西工業生產指數	B-IPI
俄羅斯工業生產指數	R-IPI
印度工業生產指數	I-IPI
中國工業生產指數	C-IPI

接著將各變數做敘述統計分析，選取平均數、標準差、峰度、偏態、最小值、最大值和個數來敘述，詳見表 4 與 5。

表 4 金磚四國股價指數之敘述統計

變數	巴西 B-SPI	俄羅斯 R-SPI	印度 I-SPI	中國 C-SPI
平均數	61.0295	76.4113	74.9062	82.6784
標準差	2.0335	2.8496	3.0943	2.2766
峰度	-1.3883	-1.4203	-1.1448	1.7162
偏態	-0.2624	-0.3563	0.1968	1.2128
最小值	13.6401	10.199	16.0502	36.829
最大值	105.702	139.94	159.176	203.727
個數	201	201	201	201

資料來源：本研究整理

由表 4 可以得知，金磚四國的股價指數，在峰態方面係數皆小於 3，為低闊峰分配；巴西與俄羅斯的股價指數在偏態方面為左偏，印度與中國為右偏。

表 5 金磚四國工業生產指數之敘述統計

變數	巴西 B-IPI	俄羅斯 R-IPI	印度 I-IPI	中國 C-IPI
平均數	89.4554	95.063	83.3445	12.4523
標準差	0.6398	0.9858	1.6241	0.2962
峰度	-1.2972	-0.9701	-1.5328	-0.8403
偏態	-1.2972	-0.9701	-1.5328	-0.8403
最小值	71.8451	67.056	46.874	2.3
最大值	103.687	112.222	115.342	23.2
個數	201	201	201	201

資料來源：本研究整理

由表 5 可得知，金磚四國的工業生產指數，在峰態方面皆為低闊峰分配；在偏態方面可以看出，這四個國家的工業生產指數皆為左偏。

## 4.2 單根檢定法

本研究採用 ADF 與 PP 單根檢定法來判斷變數是否為定態的時間序列資料。首先，將巴西股價指數(B-SPI)、俄羅斯股價指數(R-SPI)、印度股價指數(I-SPI)、中國股價指數(C-SPI)、巴西工業生產指數(B-IPI)、俄羅斯工業生產指數(R-IPI)、印度工業生產指數(I-IPI)與中國工業生產指數(C-IPI)八個時間序列資料，繪製趨勢圖，如圖 1 所示。由圖 1 可以看出，八個變數大致上皆為非平穩型時間序列資料，因此為進一步求證，利用單根檢定法確認八個變數之定態情形，詳見表 6 與表 7。

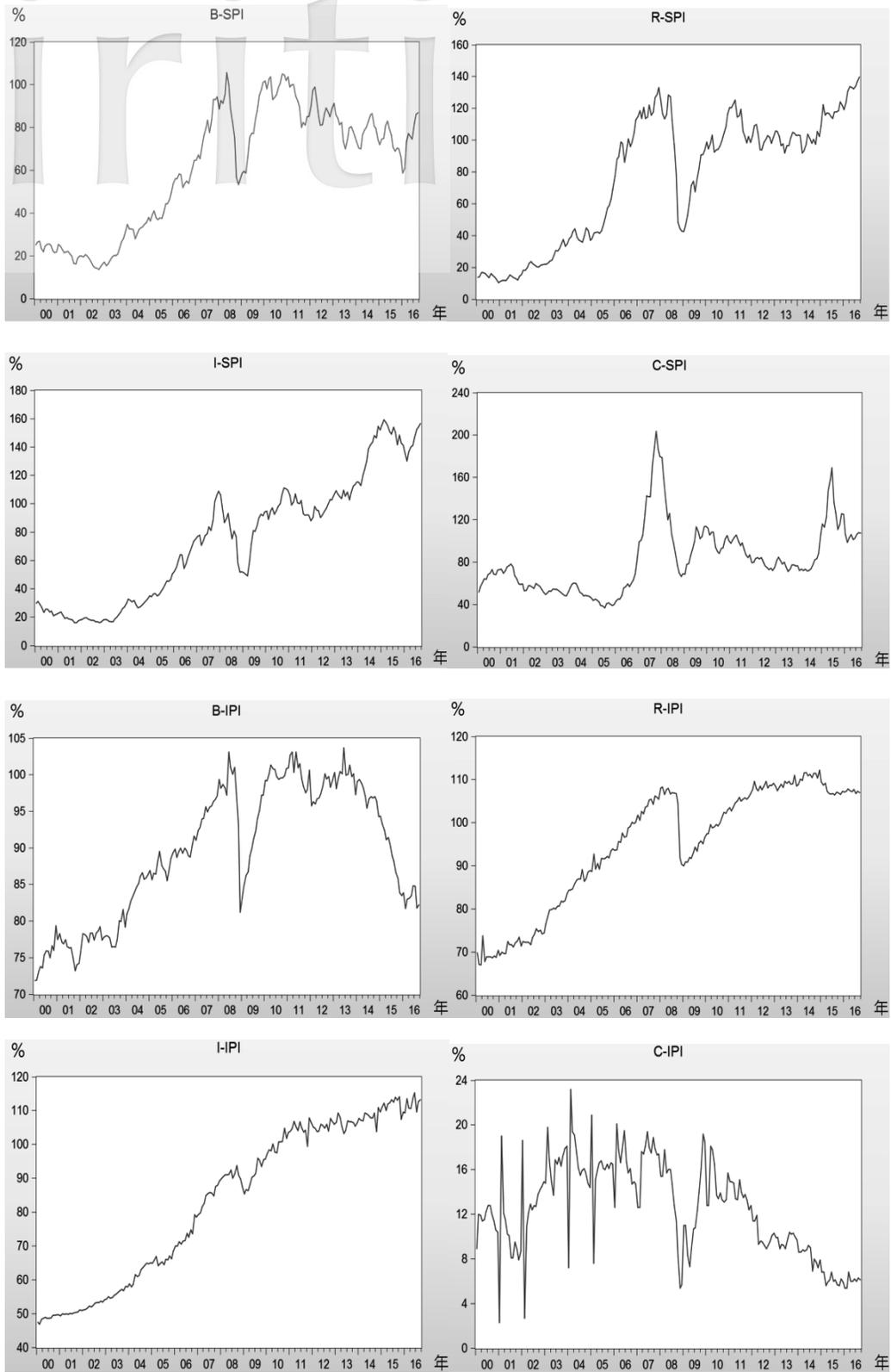


圖 1 金砖四國之股價指數與工業生產指數趨勢圖 I(0)

表 6 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定表

檢定項目 變數	ADF 檢定		
	截距項	截距和趨勢項	無截距和趨勢項
B-SPI	-1.446220	-2.184062	0.089951
R-SPI	-1.254812	-2.432696	0.499299
I-SPI	-0.063599	-3.565881**	1.437296
C-SPI	-3.235249**	-3.818546**	-0.569219
B-IPI	-1.900906	-0.806851	0.255222
R-IPI	-1.601795	-1.550796	1.427160
I-IPI	-0.944822	-1.306614	3.390753
C-IPI	-1.566009	-3.090739	-0.477379
一階差分項			
$\Delta$ B-SPI	-10.14942***	-10.12617***	-10.12939***
$\Delta$ R-SPI	-10.38407***	-10.35762***	-10.29808***
$\Delta$ I-SPI	-11.26784***	-11.30031***	-11.08349***
$\Delta$ C-SPI	-9.398148***	-9.373985***	-9.414929***
$\Delta$ B-IPI	-14.64179***	-14.88420***	-14.66373***
$\Delta$ R-IPI	-16.46311***	-16.57246***	-16.19794***
$\Delta$ I-IPI	-20.96019***	-20.94349***	-19.94240***
$\Delta$ C-IPI	-4.982193***	NA	NA

註: \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%下具統計顯著性。

表 6 為 ADF 單根檢定分析結果，由此結果可知，在三種模式之下(截距項、截距與趨勢項、無截距與趨勢項)，巴西股價指數、俄羅斯股價指數、巴西工業生產指數、俄羅斯工業生產指數、印度工業生產指數與中國工業生產指數皆非為定態的時間序列，為了嚴格認定，將所有變數視為非定態的時間序列，並且進行差

分。將所有變數之原始資料經過一階差分後再進行單根檢定，由表中可得知，所有變數經過一階差分後皆顯著拒絕有單根的虛無假設，意即，所有變數在一階差分後成為定態 I(1)的時間序列。

表 7 Phillips-Perron 單根檢定表

檢定項目 變數	PP 檢定		
	截距項	截距和趨勢項	無截距和趨勢項
B-SPI	-1.326090	-1.921620	0.261513
R-SPI	-1.193054	-2.330082	0.584686
I-SPI	-0.130724	-3.165150*	1.405416
C-SPI	-2.497829	-2.813758	-0.570858
B-IPI	-1.889740	-0.806851	0.266264
R-IPI	-1.601795	-1.369585	1.427160
I-IPI	-0.887129	-1.655892	3.484919
C-IPI	-6.076343***	-7.462820***	-1.024912
一階差分項			
ΔB-SPI	-10.05764***	-10.03298***	-10.07441***
ΔR-SPI	-10.36160***	-10.33494***	-10.28983***
ΔI-SPI	-11.43072***	-11.45360***	-11.31629***
ΔC-SPI	-9.619621***	-9.596753***	-9.635328***
ΔB-IPI	-14.63191***	-14.88138***	-14.65297***
ΔR-IPI	-16.35574***	-16.52926***	-16.06512***
ΔI-IPI	-21.96032***	-22.02627***	-19.90583***
ΔC-IPI	-33.15059***	-33.63881***	-33.16192***

註: \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%下具統計顯著性。

表 7 為 PP 單根檢定的分析結果，從表中可得知，巴西股價指數、俄羅斯股價指數、中國股價指數、巴西工業生產指數、俄羅斯工業生產指數、印度工業生產指數在未經過差分前，三種模式下(截距項、截距與趨勢項、無截距與趨勢項)皆非為定態時間序列，為了嚴格判定，將所有變數皆視為非定態時間序列，經過一階差分後，所有變數皆通過 1%的顯著水準，拒絕變數擁有單根的虛無假設，在一階差分後皆成為定態時間序列，整合階次為 I(1)。

### 4.3 共整合關係

由 ADF 與 PP 單根檢定的結果可以得知，所有變數皆採用一階差分後的資料做後續處理，因此我們可以進一步檢驗這八個變數之間是否存在共整合關係。檢驗的原假設為「不存在共整合關係」，拒絕原假設則表示變量間存在著共整合關係，檢驗結果如表 8 與表 9。

表 8 巴西股價指數與工業生產指數&俄羅斯股價指數與工業生產指數

原假設	B_SPI 和 B_IPI			R_SPI 和 R_IPI		
	軌跡統計量	5%水平臨界值	P 值	軌跡統計量	5%水平臨界值	P 值
None	94.92052	20.26184	0.0000***	93.69677	20.26184	0.0000***
At most 1	31.14732	9.164546	0.0000***	32.18629	9.164546	0.0000***
原假設	最大特徵值統計量	5%水平臨界值	P 值	最大特徵值統計量	5%水平臨界值	P 值
None	63.77321	15.89210	0.0000***	61.51049	15.89210	0.0000***
At most 1	31.14732	9.164546	0.0000***	32.18629	9.164546	0.0000***
滯後期間	1-4			1-4		
樣本數	195			195		

註: \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%下具統計顯著性。

由表 8 的結果可以看出，巴西的股價指數與工業生產指數共整合檢驗的軌跡統計量和最大特徵值統計量都通過 5% 的顯著水準，因此可以拒絕原假設，代表巴西股價指數和工業生產指數有長期的共整合關係。俄羅斯股價指數和工業生產指數也拒絕不存在共整合關係的假設，表示俄羅斯股價指數與工業生產指數之間存在長期的共整合關係。

表 9 印度股價指數與工業生產指數&中國股價指數與工業生產指數

原假設	I_SPI 和 I_IPI			C_SPI 和 C_IPI		
	軌跡統計量	5%水平臨界值	P 值	軌跡統計量	5%水平臨界值	P 值
None	79.18498	20.26184	0.0000***	86.50673	20.26184	0.0000***
At most 1	26.40166	9.164546	0.0000***	18.77839	9.164546	0.0006***
原假設	最大特徵值統計量	5%水平臨界值	P 值	最大特徵值統計量	5%水平臨界值	P 值
None	52.78332	15.89210	0.0000***	67.72834	15.89210	0.0000***
At most 1	26.40166	9.164546	0.0000***	18.77839	9.164546	0.0006***
滯後期間	1-4			1-4		
樣本數	195			195		

註: \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1% 下具統計顯著性。

由表 9 的結果可以看出，印度的股價指數與工業生產指數共整合檢驗的軌跡統計量和最大特徵值統計量都通過 5% 的顯著水準，因此可以拒絕原假設，代表印度股價指數和工業生產指數有長期的共整合關係。中國股價指數和工業生產指數也拒絕不存在共整合關係的假設，表示中國股價指數與工業生產指數之間存在長期的共整合關係。

#### 4.4 落後期數選取法

從表 8 與表 9 可看出巴西、俄羅斯、印度和中國各國的股價指數與工業生產指數的時間序列之間存在共整合關係，所以再進一步 Granger 因果關係檢定時，要先判斷落後期數，不同的落後期可能得到截然不同的結論，因此我們首先要對落後期進行判斷，其結果如表 10 至表 13 所示。

表 10 巴西股價指數與工業生產指數落後階數判斷結果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-906.2141	NA	44.02728	9.460563	9.494496	9.474306
1	-886.1993	39.40420	37.26272	9.293742	9.395539*	9.334971
2	-879.0042	14.01538	36.04362	9.260460	9.430122	9.329174*
3	-875.7266	6.316217	36.31736	9.267985	9.505511	9.364185
4	-870.7219	9.540218*	35.94188	9.257520	9.562910	9.381205
5	-866.5026	7.955056	35.86396	9.255236	9.628490	9.406407
6	-862.2143	7.995885	35.76228*	9.252233*	9.693352	9.430889
7	-860.1727	3.764251	36.50745	9.272632	9.781616	9.478775
8	-857.1124	5.578712	36.87731	9.282421	9.859269	9.516048

註: \* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

表 10 中顯示 0 至 8 階模型的 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 個檢驗值，並以「\*」標示出依據準則，相對應選擇出來的滯後階數。由表中可以看出，較多的推測選出來的滯後階數為 6 階，所以將 Granger 因果檢驗的滯後階數設定為 6 階。

表 11 俄羅斯股價指數與工業生產指數落後階數判斷結果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-939.9857	NA	62.58945	9.812351	9.846283	9.826093
1	-915.9447	47.33072	50.79720	9.603590	9.705387*	9.644819*
2	-914.1177	3.558840	51.96109	9.626226	9.795887	9.694940
3	-907.4363	12.87560	50.53191	9.598295	9.835820	9.694494
4	-901.1063	12.06644*	49.32385*	9.574024*	9.879415	9.697710
5	-899.8527	2.363652	50.76105	9.602632	9.975887	9.753803
6	-896.3991	6.439519	51.05915	9.608324	10.04944	9.786980
7	-895.2359	2.144619	52.60221	9.637874	10.14686	9.844016
8	-893.8122	2.595332	54.04873	9.664710	10.24156	9.898338

註: \* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

表 11 中顯示 0 至 8 階模型的 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 個檢驗值，並以「\*」標示出依據準則，相對應選擇出來的滯後階數。由表中可以看出，超過一半的推測選出來的滯後階數為 4 階，所以將 Granger 因果檢驗的滯後階數設定為 4 階。

表 12 中顯示 0 至 8 階模型的 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 個檢驗值，並以「\*」標示出依據準則，相對應選擇出來的滯後階數。由表中可以看出，超過一半的推測選出來的滯後階數為 3 階，所以將 Granger 因果檢驗的滯後階數設定為 3 階。

表 13 中顯示 0 至 8 階模型的 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 個檢驗值，並以「\*」標示出依據準則，相對應選擇出來的滯後階數。由表中可以看出，超過一半的推測選出來的滯後階數為 4 階，所以將 Granger 因果檢驗的滯後階數設定為 4 階。

表 12 印度股價指數與工業生產指數落後階數判斷結果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-931.4014	NA	57.23565	9.722931	9.756863	9.736674
1	-910.8813	40.39882	48.18743	9.550847	9.652644*	9.592076
2	-901.3469	18.57229	45.48881	9.493197	9.662858	9.561911
3	-893.7444	14.65060	43.81524*	9.455671*	9.693197	9.551871*
4	-890.7849	5.641674	44.29591	9.466509	9.771899	9.590194
5	-890.1171	1.259029	45.86566	9.501220	9.874474	9.652391
6	-884.1704	11.08801*	44.95235	9.480942	9.922061	9.659599
7	-880.4144	6.925254	45.07677	9.483483	9.992467	9.689625
8	-876.1321	7.806269	44.95753	9.480542	10.05739	9.714170

註: \* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

表 13 中國股價指數與工業生產指數落後階數判斷結果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1146.947	NA	540.4703	11.96819	12.00213	11.98194
1	-1102.070	88.34981	353.0649	11.54240	11.64420*	11.58363
2	-1092.571	18.50327	333.4154	11.48512	11.65478	11.55383
3	-1087.908	8.986951	331.1325	11.47821	11.71573	11.57441
4	-1078.999	16.98205*	314.6498*	11.42708*	11.73247	11.55076*
5	-1078.267	1.380260	325.5821	11.46112	11.83437	11.61229
6	-1075.601	4.971623	330.1908	11.47501	11.91613	11.65367
7	-1075.004	1.100573	342.1820	11.51046	12.01944	11.71660
8	-1071.901	5.655690	345.4966	11.51981	12.09666	11.75343

註: \* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

#### 4.5 因果關係檢定

本研究採用 Block Exogeneity Wald Tests 因果檢定法分析變數間的因果關係，並以金磚四國之股價指數與工業生產指數的資料作分析，藉此瞭解一國之內兩變數之間的因果關係。檢定結果詳見各下表：

因果假設檢定為： $H_0$ ：二變數不具有因果關係 v.s.  $H_1$ ：二變數具因果關係

表 14 巴西股價指數與巴西工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果

滯後階數	原假設	F 統計量	P 值	結論
6	巴西工業生產指數不是巴西股價指數的 Granger 原因	6.6879	0.3385	不拒絕
	巴西股價指數不是巴西工業生產指數的 Granger 原因	8.1406	0.0000***	拒絕
樣本數	198			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%下具統計顯著性。

表 14 為巴西股價指數與巴西工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果，由表中可以看出，在 5%的顯著水準下，巴西股價指數增長是巴西工業生產指數增長的原因，相反的關係則不成立，亦即巴西股價指數的變動會影響巴西工業生產指數的變動，具有單向因果關係。

表 15 俄羅斯股價指數與俄羅斯工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果

滯後階數	原假設	F 統計量	P 值	結論
4	俄羅斯工業生產指數不是俄羅斯股價指數的 Granger 原因	4.887947	0.4994	不拒絕
	俄羅斯股價指數不是俄羅斯工業生產指數的 Granger 原因	9.694168	0.0000***	拒絕
樣本數	198			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%下具統計顯著性。

表 15 為俄羅斯股價指數與巴西工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果，由表中可以看出，在 5% 的顯著水準下，俄羅斯股價指數增長是俄羅斯工業生產指數增長的原因，而相反的關係則不成立，亦即俄羅斯股價指數的變動會影響俄羅斯工業生產指數的變動，具有單向因果關係。

表 16 印度股價指數與印度工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果

滯後階數	原假設	F 統計量	P 值	結論
3	印度工業生產指數不是印度股價指數的 Granger 原因	4.2456	0.0397**	拒絕
	印度股價指數不是印度工業生產指數的 Granger 原因	11.948	0.0099***	拒絕
樣本數	198			

註: \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5%、1% 下具統計顯著性。

表 16 為印度股價指數與印度工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果，由表中可以看出，在 5% 的顯著水準下，印度工業生產指數增長是印度股價指數增長的原因，反之亦然，表示印度股價指數和印度的工業生產指數會互相影響，具有雙向的因果關係。

表 17 中國股價指數與中國工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果

滯後階數	原假設	F 統計量	P 值	結論
4	中國工業生產指數不是中國股價指數的 Granger 原因	8.4010	0.7231	不拒絕
	中國股價指數不是中國工業生產指數的 Granger 原因	23.984	0.2310	不拒絕
樣本數	198			

註: \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5%、1% 下具統計顯著性。

表 17 為中國股價指數與中國工業生產指數的 Granger 因果檢驗結果，由表中可以看出，在 5% 的顯著水準下，中國股價指數和中國工業生產指數並沒有因果關係，中國股價指數不會影響中國工業生產指數，中國工業生產指數也不會影響中國股價指數。

## 5. 結論與建議

本文採用時間序列方法，利用 2000 年 1 月至 2016 年 9 月的月資料，分別對金磚四國的股價指數與工業生產指數之數據進行實證研究。實證方法使用了單根檢定、共整合關係、落後期選取法與因果關係，確認時間序列資料之穩定性並探討各國中股價指數與工業生產指數間的因果關係。結果分析顯示如下：

### 一、單根檢定

本研究採用 ADF 單根檢定法，得知金磚四國各國之股價指數與工業生產指數原始值都為非定態時間序列，因而對此八個變數做一階差分，結果顯示所有變數經過一階差分後皆成為定態的時間序列，故後續研究皆使用一階差分後之時間序列數據。

### 二、共整合檢定

經過共整合檢定分析後，巴西、俄羅斯、印度和中國此四國之股價指數與工業生產指數分別皆存在長期的共整合關係，確認假性迴歸的問題不存在後即可再做討論分析。

### 三、因果關係檢定

- (1) 巴西股價指數對巴西工業生產指數具有單向因果關係，即巴西股價指數的變動會影響工業生產指數的變動。在巴西若要找尋製造業、礦業與公共事業的投資或增產時機，可以參考股價指數的波動來做決定。
- (2) 俄羅斯股價指數對於俄羅斯工業生產指數具有單向因果關係，即俄羅斯股價指數的變動會影響工業生產指數的變動。在俄羅斯若要投資工業的相關

事業時，可以將股價指數納入考量範圍之內。

- (3) 印度股價指數和印度的工業生產指數具有雙向的因果關係，即印度股價指數的變動會和印度工業生產指數相互影響，在印度若要執行股票或工業的相關決斷，可以對股價指數與工業生產指數相互參考，相輔相成。
- (4) 中國股價指數和中國工業生產指數並沒有因果關係，中國股價指數不會影響中國工業生產指數，中國工業生產指數也不會影響中國股價指數，在中國無法使用此兩種變數來做探討或預測分析，應該再使用其他種變數來對此兩種變數來做預測。

本文在實證研究中，所採用的變數及實證方法有限，不同的模型對未來的結果亦不相同，對於後續研究的建議，分述如下：

- (1) 本文選取金磚四國之股價指數與工業生產指數來做為研究的變數，而在中國的因果關係檢定中並未發現股價指數與工業生產指數間的關聯性，建議後續在研究中國時，可改為其他變數，或者是再增加一種以上的變數來做討論。
- (2) 在後續研究的方向上，探討分析的模型相當多，不同模型對本研究主題所進行的實證結果不同，未來可利用不同的模型來比較，探討變數或預測分析之間的影响程度。
- (3) 後續研究可以利用其他變數來研究金磚四國，或是研究在 2016 年興起之「TICK」四國，進一步探討不同國家間的預測分析影响程度。

airiti  
參考文獻

## 一、中文文獻

丁秀櫻(2014)，*歐債危機前後，匯率變動、黃金價格波動、通貨膨脹率及失業率之關聯性分析—以金磚四國為例*，大葉大學管理學院在職專班碩士論文。

方逢源(2006)，「BRICs 之發展潛力與投資策略」，南華大學社會學研究所，第五十六期。

呂承璋(2011)，*金磚四國股市連動之研究*，世新大學財務金融學系碩士論文。

江季翰(2016)，*歐元區貨幣政策傳導機制*，國立台北大學經濟學系碩士論文。

吳再興(2007)，*上海股價指數與總體經濟變數之關聯性研究*，國立中正大學國際經濟所碩士論文。

投資級經濟指標使用指南，<https://stock-ai.com/>

施妤佩(2011)，*黃金價格變動與實質經濟關係之探討*，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。

徐俊智(2013)，*台灣貨幣供給、物價與匯率之因果關係及時差探討*，中國文化大學國際貿易學系碩士論文。

張航濠(2015)，*台灣利率和股價波動對總體經濟影響之分析*，國立中央大學產業經濟研究所在職專班碩士論文。

黃黎香(2015)，*股市價量關係再審視—頻率因果關係*，逢甲大學金融碩士在職專班碩士論文。

楊志文(2010)，*金磚四國股價與商品市場指標連動性之探討*，國立中正大學經濟學系國際經濟學碩士論文。

楊奕農(2011)，*時間序列分析-經濟與財務上之應用*，雙葉書局。

郭仲凱(2011)，*原油、美元與金磚四國股市間報酬連動與波動外溢效果之研究*，國立台北商業技術學院財務金融研究所碩士論文。

郭旭原(2011)，*新產品上市對股價的影響：以裕隆汽車為例*，國立高雄應用科技

大學國際企業系碩士論文。

陳秋能(2010)，80年代後金融危機下國際股市之連動效果：以金磚四國為研究對象，國立高雄第一科技大學財務管理所碩士論文。

謝豐鍵(2016)，匯率與實質薪資的 *Granger* 因果關係－台灣之實證研究，國立高雄大學應用經濟學系研究所碩士論文。

StockQ 國際股市指數，<http://www.stockq.org>

## 二、英文文獻

Chang, T. and Caudill, S. (2005), "Financial development and economic growth: The case of Taiwan", *Applied Economics*, 37(12), pp.1329-1335.

Dayananda and Ko (1996), "Stock Market Returns and Macroeconomic Variables in Taiwan", *Advance in Pacific Basic Financial Markets*, pp.95-100.

Gultekin, N. B (1983), "Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries", *Journal of Finance*, pp.49-65.

Granger, C. W. J (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol.37, pp.424-438.

Laopodis, N.T. (2006), "Dynamic interactions among the stock market, Federal Funds rate, inflation, and economic activity", *The Financial Review*, 41, pp.513-545.

Ratneswary R. and Rasiah V. (2010), "Macroeconomic Activity and the Malaysian Stock Market: Empirical Evidence of Dynamic Relations", *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol. 4, No. 2, pp.59-69.

Rozeff, M. S., (1974), "Money and Stock Price", *Journal of Financial Economics*, 1, pp.245-302.

Ratanapakorn, O. and Sharma, S. C (2007). "Dynamic Analysis between the US Stock Returns and the Macroeconomic Variables", *Applied Financial Economics*, Vol.17.

# The Relationship of Stock Index and Industrial Production Index— Evidence from BRICs

Yu-Pin Lin<sup>4</sup> Yu-Hsuan Chuang<sup>5</sup>

## Abstract

This study aims to explore the relationship between the stock index and Industrial Production index in Brazil, Russia, India and China, dating from January 2000 to September 2016. Firstly, we use the ADF (Augmented Dicky Fuller) to test the stability of time-series data. Secondly, we will compare the difference among the countries by using cointegration test, and check whether there is a long-term relationship between variables. Lastly, we utilize the Granger causality to check the relationship between variables, presenting the economic implications in the results.

The findings indicate that the domestic stock price index change in Brazil and Russia will influence industrial average change. We may use the stock price index change to forecast industrial production trend. In India, the stock price index and the industrial production possess bidirectional causal relation. But the stock price index and the industrial production index do not have the causal relation in China.

**Keywords :** BRICs 、 stock index 、 Industrial Production index 、 Granger causality

---

<sup>4</sup> Associate Professor, Department of Economics, Aletheia University

<sup>5</sup> Graduate student, Finance and Economics, Aletheia University