

粤港澳经济一体化的实证分析

陈军才 白淑云*

内容摘要 本文运用 HP 滤波、迭代的相关分析、Granger 因果检验、DAG 技术、结构 VAR 模型、预测误差方差分解等方法分析了粤港澳经济增长和经济周期之间的联系,结果表明,在样本期内:粤港和粤澳之间经济增长和经济周期的同步性比港澳之间经济增长和经济周期的同步性弱,而且粤港和粤澳之间经济增长和经济周期的同步性正处于下降时期;粤港澳之间经济增长不存 Granger 因果联系;只有港澳之间经济波动存在显著的同期因果关系;粤港和粤澳经济波动的相互解释能力是有限的,它们比香港对澳门的解释能力差。

关键词 经济一体化 HP 滤波、迭代相关 结构 VAR 模型 DAG

JEL 分类: F127.9 **中图分类号:** F224.13 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-6249(2006)012-0084-010

一 引言

2003 年 6 月,中国内地与香港签订了《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》(CEPA)协议。2003 年 10 月,中央人民政府与澳门特别行政区政府签署《内地与澳门更紧密经贸关系安排》(CEPA)协议;2004 年 6 月,“泛珠三角”区域经贸合作洽谈会组委会在广州召开,“泛珠三角”区域合作全面启动,这为粤港澳区域经济一体化发展提供了前所未有的机遇。本文意在探析粤港澳之间经济增长和经济周期的同步程度,探求粤港澳之间经济波动信息传递的机制,以便为政府制订货币和财政政策、协调粤港澳经济利益、全面推进粤港澳经济和金融一体化提供理论和实证支持。

国内外许多学者对经济和货币一体化问题进行了广泛的探讨。由 Mundell (1961) 提出, McKinnon (1963)、Kenen (1969)、Tavlas (1993)、Bayoumi 和 Eichengreen (1996) 等学者丰富和发展的最优货币区理论认为,地区间经济周期的同步程度对它们之间货币制度安排有重要的影响,最优货币区理论认为如果经济周期相似、波动原因相同,那么以货币一体化作为货币协调制度是最优的,如果经济波动的原因有显著的差异,那么独立的货币和财政政策会更有利于调节不同的波动原因。因此,国家之间经济周期的同步程度研究和经济周期同步性原因的探析就构成了货币一体化问题实证研究的主题。Frankel 和 Rose (1998) 认为,贸易联系越紧密的国家之间经济周期同步性就会越强,如果国家之间采用共同的货币就会

* 陈军才:广东商学院经贸与统计学院 广州 510320 电子信箱: chen_jun_cai@126.com; 白淑云:广东商学院金融学院 广州 510320。

本文为广东省普通高校人文社会科学重点研究基地经费资助成果,教育部人文社会科学重点研究基地(复旦大学世界经济研究所)重大项目(05JJD790075)、国家自然科学基金项目(70473106, 70673116)、中山大学“985 工程”产业与区域发展研究创新基地,及上海立信会计学院中国立信风险管理研究院课题及之一。

加强它们之间的市场一体化,从而加强它们经济周期的同步性;Clark 和 Van Wincoop(2001)发现美洲国家之间的经济周期同步性比欧洲国家之间的经济周期同步性更强;Rose(2000)发现货币联盟国家之间的贸易量更多,而且有更强的经济周期同步性;Crosby 等(2003)运用 HP 滤波、简单相关与回归分析方法探讨了亚太地区经济周期的相关性和贸易对经济周期的影响情况,结果表明贸易不是经济周期同步性的原因;Fiess(2003)分析了中美洲地区经济周期同步性和经济一体化的程度;Darvas 等(2004)运用 HP、BP 滤波和结构 VAR 等方法分析了欧盟的经济周期同步程度,结果表明欧盟 GDP 的同步性在显著增强;Shin 等(2004)利用 HP 滤波和堆积的截面(pooled-cross-section)回归方法分析了东亚各国之间贸易对经济周期同步性的影响,并得出内部贸易是东南亚经济周期同步性加强的重要原因;Kawai 等(2005)分析了东亚各国之间经济周期的同步性问题, Kim 等(2000)分析了亚洲各国之间经济周期的动态相关联系,结果表明亚洲各个国家的经济周期与整个亚洲的经济周期是联动的;Prasad 等(2004)分析了中国内地和香港之间经济周期的同步性;Gerlach-Kristen(2005)运用结构 VAR 等方法探析了中国内地和香港之间经济周期和通货膨胀的同步性;Genberg 等(2006)利用 BP 滤波、迭代相关、结构 VAR 等方法探讨了中国内地和香港之间经济周期和经济波动原因的相关程度,结果表明中国内地和香港之间经济周期的同步性在加强。

国内学者对粤港澳经济一体化问题有较多的研究。有学者对粤港澳经济与金融合作模式进行了有益的探讨,如中国人民银行广州分行课题组(2006)探讨了粤港澳新一轮区域金融合作方向;也有学者对粤港澳经济与金融一体化的制度设计进行了探讨;还有学者对粤港澳合作的经济效应进行了研究;但还没有学者对粤港澳经济增长和经济周期的同步性以及经济波动的传导机制进行分析。

本文的贡献在于:利用 HP 滤波和迭代的相关分析方法分析了粤港澳经济增长和经济周期同步性的时变特征,运用 Granger 因果检验分析了粤港澳经济增长之间的因果联系;利用 DAG 技术识别了粤港澳经济增长之间的同期相关结构,运用结构 VAR 建模和预测误差方差分解等方法考察了粤港澳经济增长之间的内在联系。本文结构如下:第二部分介绍实证方法;第三部分样本数据的选取;第四部分是实证结果及分析;第五部分为本文的结论。

二 实证方法

1. HP 滤波。Hodrick and Prescott(1997)提出了 HP 滤波算法,它就是通过解一个最优化问题将一个时间序列分解成趋势成份和循环成份,具体方法如下:

给定一个时间序列为 $\{y_t\}_{t=1}^T$,我们把它分解成循环成份 x_t 和趋势成份 g_t , 即有:

$$y_t = x_t + g_t \quad (1)$$

趋势成份可以通过解下来最优化问题得到:

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T x_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\} \quad (2)$$

其中,第一项是趋势偏差的平方和,用来度量趋势的拟合程度;第二项是趋势的二次一阶差分用来度量趋势的平滑程度; λ 是平滑参数,用来对加速的趋势成份的惩罚。

2. Granger 因果关系检验。Granger(1969)提出的 Granger 因果的概念是:如果用 Y 与 X 的过去值去预测 Y 比单纯用 Y 的过去值去预测 Y 的效果要好,则称 X 是 Y 的 Granger 原因。Granger 因果关系检验

考察的是某变量的滞后项对另一变量当期值的影响,并未考虑变量间同期的因果关系。

3. 结构 VAR。标准(简约的)VAR 模型所估计的系数与残差很难用于对经济变量的解释。许多学者利用 Cholesky 正交化矩阵约束递归同期相关关系(Recursive contemporaneous causal structure)来估计结构 VAR 模型。Cholesky 正交化矩阵的优点在于能够恰好识别(just-identified)结构 VAR 的同期相关约束矩阵,但不足之处在于对递归同期相关关系的约束经常违背经济变量间的真实关系,基于 Cholesky 正交化 VAR 的脉冲响应与预测方差误差分解也容易引起争议(Cooley 和 LeRoy,1985)。本文采用非递归同期相关关系分解方法(Bernanke,1986;Swanson 和 Granger,1997;Bessler 和 Yang,2003),更为灵活地处理真实经济变量之间的同期相关关系,使得基于该分解方法的预测误差方差分解能够显示出正确的信息传导过程。

结构 VAR 的矩阵表达式:

$$\Phi x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

可以写成标准 VAR 形式:

$$x_t = \Phi^{-1}\Gamma_0 + \Phi^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + e_t \quad (4)$$

其中, $e_t = \Phi^{-1}\varepsilon_t$ 。

标准 VAR 与结构 VAR 的关系等价于:

$$Ae_t = B\varepsilon_t \quad (5)$$

其中, $\Phi^{-1} = A^{-1}B$, e_t 和 ε_t 分别是标准 VAR 模型的残差和结构 VAR 的扰动项, e_t 是可观察的 $k \times 1$ 维向量,而 ε_t 是不可观察的 $k \times 1$ 维向量。 A 和 B 是待估的约束矩阵,共有 $2k^2$ 个未知元素。假设结构 VAR 扰动项 ε_t 的方差阵可约束为 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$, 令标准 VAR 模型的残差协方差矩阵 $\Sigma = E(e_t e_t')$ 。(5)式进一步写成:

$$A\Sigma A' = BB' \quad (6)$$

由于(6)式方程两边都是对称矩阵,已对 A 和 B 矩阵施加了 $k(k+1)/2$ 个约束。为了正确识别 A 和 B 矩阵,至少还需 $2k^2 - k(k+1)/2 = k(3k-1)/2$ 个约束。

4. DAG(directed acyclic graphs)分析。非循环指向图(Directed Acyclic Graphs,DAG)技术能找出变量间的非递归同期相关关系,能很好地检验变量间同期因果关系,从而正确估计结构 VAR 模型(Pearl,1995;Spirtes,Glymour and Scheines,1993;Swanson and Granger,1997)。

指向图(Directed Graphs)是刻画一组变量间因果流向的图形,变量用顶点表示,变量之间的联系用边表示。考虑集合 $\{X,Y,Z\}$:(I)变量间没有边连接(例如 XY),意味着变量相互独立。(II)变量间只有无箭头的边连接(例如 $X-Y$),意味着变量间有联系,但没有具体的因果关系;(III)有单箭头的边连接变量(例如 $Y \rightarrow X$),意味着当其他变量保持不变时, Y 的变动导致 X 的变动。(IV)有双箭头的边连接变量(例如 $X \leftrightarrow Y$),意味着变量之间互为因果。

Spirtes,Glymour 和 Scheines(1993)提出具体的指向图算法(例如 PC 算法),^①他们首先将有联系的变量用无箭头的边连接起来,并将(无条件)相关性不显著变量间的连线剔除;第二步是考察变量间的 1 阶偏相关系数(即,给定第三个变量条件下两变量之间的相关系数)的显著性,如果通过 1 阶偏相关检验,则进入 2 阶偏相关检验。对于 N 个变量的集合,则变量之间最多可进行 $N-2$ 阶偏相关检验。Fisher-Z 统计量用来检验变量间的偏相关系数是否显著异于 0。

DAG 理论可详见 TETRAD 3 软件的操作手册(Richard Scheines et al., Tools for Causal Modeling User's Manual)。

$$Fisher's\ z([i, j | k]n) = \frac{1}{2}(n - |k| - 3)^{\frac{1}{2}} \times \ln \left\{ \frac{1 + [i, j | k]}{1 - [i, j | k]} \right\} \quad (7)$$

其中, $[i, j | k]$ 是指给定其他 k 个变量条件下第 i, j 个变量间的总体相关系数, n 是样本数, $|k|$ 是所给定的其他变量的个数 k 。假设变量 i, j 及其他 k 个变量都服从正态分布, $r(i, j | k)$ 是给定其他 k 个变量条件下第 i, j 个变量间的样本相关系数, 则 $z([i, j | k]n) - z(r(i, j | k)n)$ 服从标准正态分布。

最后一步是确定变量间的因果流向。例如: X 和 Y 之间有连线, Y 和 Z 之间也有连线, 而 X 和 Z 之间没有连线, 分两种情形: 如果 X 和 Z 相关(无其他给定条件下), 但在给定 Y 的条件下是不相关的, 这说明 Y 是 X 和 Z 的原因, 即 $Z \leftarrow Y \rightarrow X$ 。如果 X 和 Z 不相关(无其他给定条件下), 但在给定 Y 的条件下是相关的, 从而说明 X 和 Z 是 Y 的原因, 即 $Z \rightarrow Y \leftarrow X$ 。

三 样本数据选取

1983 年以前澳门没有本地生产总值实际增长率的数据, 考虑到数据的可得性以及这里我们只考虑改革开放后粤港澳经济增长之间的联系, 我们选取选择 1983 年至 2005 年本地生产总值实际增长率为样本数据。具体数据略。

记 GD 为广东本地生产总值实际增长率序列, XG 为香港本地生产总值实际增长率, AM 为澳门本地生产总值实际增长率。

四 实证结果

(一) 数据基本面分析

表 1 序列基本统计量(单位: %)

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	正态检验(JB)
GD	13.665	12.700	22.300	7.200	4.519	0.402	2.140	1.330(0.514)
XG	5.343	5.600	13.400	-5.500	4.025	-0.428	3.866	1.422(0.491)
AM	6.565	5.700	28.300	-4.600	6.892	1.203	5.489	11.485(0.003)

说明: 括号内表示统计量的概率值。

从表 1 可以看出, 就经济增长速度而言, 从 1983 年至 2005 年, 广东经济增长速度大大超过了香港和澳门, 广东经济增长速度的平均值达到了 13.665%, 香港为 5.343%, 澳门为 6.565%; 就经济增长的波动性来说, 从 1983 年至 2005 年, 澳门经济增长的波动性最大, 澳门经济增长的标准差为 6.892%, 广东经济增长的波动性次之, 广东经济增长的标准差为 4.519%, 香港经济增长的波动性最小, 香港经济增长的标准差为 4.025%; 就总体分布而言, 除了澳门因受到 2004 年经济增长速度为 28.3% 这一异常情形的影响, 使得其偏差和峰度系数比较大, 使其偏离了正态分布外, 其它变量在样本期内都呈现出正态分布,

数据来源: 《2005 年广东省国民经济和社会发展统计公报》(<http://www.stats.gov.cn/>)、历年《广东省统计年鉴》、香港特别行政区政府统计处(<http://sc.info.gov.hk/dsclmr/gb/www.censtatd.gov.hk/>)、澳门特别行政区统计暨普查局(<http://www.dsec.gov.mo/>)。

这说明广东和香港经济总体运行良好,而澳门经济波动程度偏大。

(二) 时变的经济增长和经济周期同步性分析

图 1 中我们给出了 1983- 2005 年粤港澳三地实际 GDP 增长率的序列图,从图 1 可以看出,港澳实际 GDP 增长率之间的同步性要强于粤港、粤澳之间的同步性。图 2 中我们给出了 1983- 2005 年粤港澳 GDP 增长率用 HP 滤波后的 GDP 周期的序列图(CGD、CXG、CAM 分别表示广东、香港和澳门的 GDP 周期),从图 2 可以看出,港澳之间 GDP 周期的同步性要强于粤港、粤澳之间 GDP 周期的同步性。

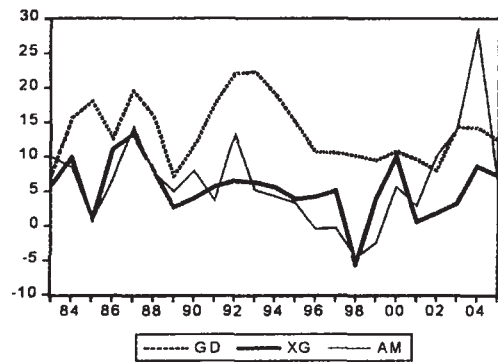


图 1 粤港澳 GDP 增长序列图

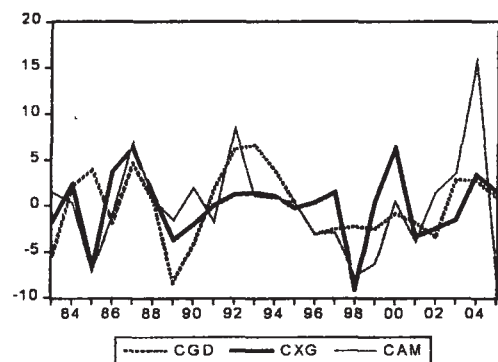


图 2 粤港澳 GDP 循环(HP 滤波)序列图

为了探析粤港澳经济增长和经济周期相关的时变特征,在表 2 中,我们给出了分时期的 GDP 增长和 GDP 循环的相关系数,在表 3 中,给出了迭代的 GDP 增长和 GDP 循环的相关系数,这里,我们以 10 年的数据为迭代周期,1992 年的相关系数是用 1983- 1992 年数据计算得到,1993 年的相关系数是用 1984- 1993 年数据计算得到,依此类推。

观察表 2 和表 3,我们不难看出:从整个样本期来看,广东与香港和广东与澳门 GDP 增长的同步性没有香港与澳门之间的同步性强,广东与香港和广东与澳门 GDP 周期的同步性也不如香港与澳门之间的 GDP 周期的同步性强。从 GDP 增长同步性的时变情况来看,广东与香港和澳门的经济增长同步性经历了逐渐上升到逐渐回落的过程,在回归前后达到最强,迭代相关系数广东与香港在 1997 年达到最高的 0.711,广东与澳门在 2000 年达到最高的 0.773,现正处于回落的时期;香港和澳门的经济增长同步性比广东与香港和澳门的经济增长同步性要稳定,但现在也处在一个回落期。从 GDP 周期同步性的时变情况来看,广东与香港和澳门的 GDP 周期同步性也经历了逐渐上升到逐渐回落的过程,在回归前后达到最强,迭代相关系数广东与香港在 1997 年达到最高的 0.767,广东与澳门在 2001 年达到最高的 0.801,现正处于回落的时期;香港和澳门的 GDP 周期同步性比广东与香港和澳门的 GDP 周期同步性要稳定,但总体趋势在减弱。

表 2 分时期的经济增长和经济循环相关

时期	GDP 增长			GDP 循环(HP 滤波)		
	GD- XG	GD- AM	XG- AM	GD- XG	GD- AM	XG- AM
1983- 2005	0.359	0.234	0.515	0.333	0.352	0.490
1983- 1989	0.365	0.116	0.816	0.325	0.090	0.821
1990- 1999	0.541	0.732	0.622	0.408	0.639	0.496
2000- 2005	0.463	0.628	0.325	0.317	0.462	0.278

表 3 迭代的经济增长和经济循环相关

时期	GDP增长			GDP循环(HP滤波)		
	GD- XG	GD- AM	XG- AM	GD- XG	GD- AM	XG- AM
1992	0.277	0.235	0.659	0.360	0.278	0.658
1993	0.227	0.270	0.685	0.333	0.307	0.676
1994	0.232	0.226	0.686	0.334	0.305	0.694
1995	0.354	0.340	0.610	0.629	0.566	0.477
1996	0.578	0.468	0.699	0.744	0.591	0.584
1997	0.711	0.494	0.398	0.767	0.570	0.188
1998	0.563	0.557	0.651	0.524	0.541	0.597
1999	0.541	0.732	0.622	0.408	0.639	0.496
2000	0.338	0.773	0.664	0.224	0.782	0.522
2001	0.384	0.739	0.628	0.275	0.801	0.549
2002	0.360	0.224	0.460	0.296	0.523	0.576
2003	0.274	0.241	0.313	0.191	0.599	0.442
2004	0.333	0.514	0.498	0.275	0.747	0.488
2005	0.422	0.654	0.490	0.307	0.588	0.401

(三) 结构 VAR 分析

1. 单位根检验

表 4 报告了 Augmented Dickey- Fuller(ADF) 和 Phillips- Perron(PP)单位根检验的结果。结果显示: 在 10%的显著性水平下, 所有变量都不存在单位根, 这从另一个角度说明了在样本期内, 广东、香港和澳门的经济增长是平稳的, 没有出现随机不平稳的趋势。

表 4 ADF 和 PP单位根检验

变量	ADF检验		PP检验	
	t值	C(10)%	t 值	C(10)%
GD	- 2.676	- 2.646	- 2.759	- 2.642
XG	- 4.038	- 2.642	- 4.003	- 2.642
AM	- 2.942	- 2.642	- 2.932	- 2.642

2. Granger 因果检验

由于所有变量都能通过单位根检验, 所以我们可以用水平的 VAR 模型来分析变量间的相互联系。我们用 2 阶的 VAR 模型来拟合数据, 模型拟合效果良好, Ljung- Box 残差自相关检验和 LM 残差自相关检验结果都表明, 在 10%的显著性水平下不能拒绝“残差序列不存在自相关”的原假设。

我们用此模型进行 Granger 因果检验, 结果见表 5。结果表明三地区之间的经济增长都不存在 Granger 因果联系。

表 5

多元 Granger 因果检验

变量	GD	XG	AM
GD	-	0.1208	0.9220
XG	0.2932	-	0.7369
AM	0.8741	0.7369	-

说明: 第一列是因变量, 第一行是自变量, 表格各元素是 χ^2 检验统计量的 P 值。

3. 同期相关结构的识别

根据上述标准 VAR 模型, 我们得到如下标准 VAR 残差的相关系数矩阵:

	GD	XG	AM
GD	1.0000		
XG	0.1505	1.0000	
AM	0.2183	0.5267	1.0000

上述矩阵提供了分析同期因果模式的基础。我们从完全的无指向图 3- A 开始, 这里每对变量间都有一条边相连接。同 Swanson 和 Granger(1997)一样, 我们把无条件不相关和条件不相关的变量间的连线删除, 由于广东和香港之间相关系数的 $P=0.4982$, 广东和澳门之间的相关系数为 0.3210, 因此, 我们删除广东和香港、广东和澳门之间的连线; 由于香港与澳门的相关系数($p=0.0086$)不为零, 它们之间的连线不能删除, 最后得到如图 3- B 所示结果。

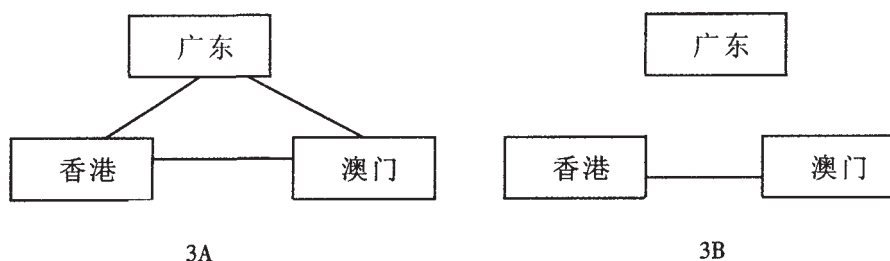


图 3 粤港澳 GDP 增长的同期因果模式图

我们还需确定香港与澳门之间的因果流向。我们认为香港是澳门的原因, 其理由有: 代入结构模型进行估计, 得到香港对澳门的影响系数($c_{22}=0.322$, $p=0.005$)显著不为零; 香港的总体经济实力远远超过了澳门, 澳门经济的波动难对香港经济产生显著的影响。

4. 预报误差方差分解

根据上述同期相关结构, 我们进一步估计结构 VAR 模型。估计结果显示, 所有结构约束参数在 1% 的显著性水平下都是显著的。采用基于结构 VAR 的预测误差方差分解技术, 我们可以具体识别短期相关性结构。表 5 报告了结构 VAR 残差的预测误差方差分解结果, 我们列出了某个序列在当年、1 年和 2

限于篇幅结构 VAR 结构约束参数的估计结果可向作者索要。

表 6

预报方差分解表

	时期	广东	香港	澳门
广东	0	100.000	0.000	0.000
	1	98.998	0.995	0.007
	2	88.957	9.906	1.138
	9	82.986	15.490	1.524
香港	0	0.000	100.000	0.000
	1	4.559	93.923	1.518
	2	10.889	86.755	2.356
	9	13.144	83.896	2.960
澳门	0	0	27.736	72.264
	1	0.018107	26.207	73.775
	2	1.019864	22.182	76.798
	9	11.54833	20.511	67.941

说明: 0 期表示同期影响, 1 期是 1 年的影响, 以此类推。

年(短期), 以及 9 年(长期)等各种情况下, 来源于各个序列的贡献率。

由表 6, 我们可以看出: 广东经济增长波动的外生性很强, 广东自己对自己的解释能力超过了 82%, 香港对广东有一定的解释能力, 澳门经济增长波动对广东经济增长几乎没有解释能力; 香港经济增长波动的外生性最强, 自己对自己的解释能力超过了 83%, 广东对香港有一定的解释能力, 澳门经济增长波动对香港经济增长几乎没有解释能力; 澳门经济增长的外生性最弱, 从短期来说, 香港对澳门的经济增长有较强的解释能力, 从长期来看, 广东和香港经济波动对澳门经济增长都有较强的解释能力。

五 结语

本文首先对粤港澳经济增长的基本情况进行了分析。结果表明: 就经济增长速度而言, 广东经济增长速度大大超过了香港和澳门; 就经济增长的波动性来说, 澳门经济增长的波动性最大, 广东经济增长的波动性次之, 香港经济增长的波动性最小; 就总体分布而言, 除了澳门因受到 2004 年经济增长速度为 28.3% 这一异常情形的影响, 使得其偏差和峰度系数比较大, 使其偏离了正态分布外, 其它变量在样本期内都呈现出正态分布, 这说明广东和香港经济总体运行良好, 而澳门经济波动程度偏大。

接着, 本文运用迭代的相关分析法分析了粤港澳经济增长和经济周期同步性的时变特征, 结果表明: 从整个样本期来看, 粤港和粤澳经济增长和经济周期的同步性都比港澳之间的同步性弱。从经济增长同步性的时变情况来看, 粤港和粤澳的经济增长同步性经历了逐渐上升到逐渐回落的过程, 现正处于回落的时期; 港澳经济增长同步性正在逐渐减弱。从经济周期同步性的时变情况来看, 粤港和粤澳的经济周期同步性同样经历了逐渐上升到逐渐回落的过程, 现正处于回落的时期; 港澳经济周期的同步性总体趋势在减弱。

最后, 本文构建了结构 VAR 模型分析粤港澳之间经济波动的传递过程。Granger 因果检验表明三者之间不存在 Granger 因果联系; 采用 DAG 技术的同期相关结构分析表明只有港澳之间存在显著的同期因果联系; 预测误差方差分解结果表明, 粤港的外生性很强, 相互之间的解释能力还是有限的; 香港对澳门具有较强的解释能力。

通过上述分析,我们知道,粤港和粤澳经济增长和经济周期的同步性都比港澳之间的同步性弱,而且粤港和粤澳经济增长和经济周期的同步性正处于下降时期;粤港澳之间不存 Granger 因果;只有港澳之间存在显著的同期因果关系;粤港和粤澳经济波动的相互解释能力是有限的,它们比香港对澳门的解释能力弱。正如王开泳(2004)等学者所说,由于粤港澳区域经济尚未完全实现整合,区域经济发展还基本处于一种自发的无序状态,区域合作中还存在区域管治不完善、产业分工和协作的层次较低、技术档次较低、合作领域狭窄、缺乏有效监督机制、三地间的基础设施建设不协调、人民币与港币还不能自由兑换、粤港两地人才和资本市场开放程度不够、缺乏区域经济整体观点和长远目标、以及广东未形成与港澳接轨的市场经济体制和市场机制等客观因素的阻隔,粤港和粤澳经济一体化还远没有实现,粤港和粤澳经济一体化还任重而道远。

参考文献:

- 何江、张馨之:中国区域经济增长及其收敛性:空间面板数据分析,《南方经济》,2006年第5期。
- 黄国华、吕开颜:珠江三角洲经济增长因素分析,《南方经济》,2006年第3期。
- 王开泳、肖玲:区域管理与粤港澳经济协调发展研究,《Forward Position in Economics》,2004年6月。
- 谢鹏飞:"泛珠三角"区域合作的战略意义及对广东发展的影响,《南方经济》,2004年第7期。
- 中国人民银行广州分行课题组:粤港澳新一轮经济融合下的金融合作思考,《南方金融》,2006年3月。
- 周聿峨、曾路:粤港澳地缘经济关系分析,《科技管理研究》,2005年第11期。
- Bayoumi, Tamim and Barry Eichengreen, 1996, "Operationalising the Theory of Optimum Currency Areas", CEPR Discussion Paper No. 1484.
- Bernanke, B.S., 1986, "Alternative explanations of the money-income correlation," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25, 49-99.
- Bessler, D.A. and Yang, J., 2003, "The structure of interdependence in international stock markets," Journal of International Money and Finance, 22, 261-287.
- Clark, T. and E. van Wincoop, 2001, "Borders and Business Cycles," Journal of International Economics, 55, 59-86.
- Cooley, T. and S. LeRoy, 1985, "A theoretical macroeconometrics: A critique," Journal of Monetary Economics, 16, 283-308.
- Crosby, Mark, 2003, "Business Cycle Correlations in Asia-Pacific," HKIMR Working Paper No. 4/2003.
- Darvas, Zsolt, and Gyorgy Szapary, 2004, "Business Cycle Synchronisation in the Enlarged EU," Working Paper,
- Fiess, Norbert, 2003, "Business Cycle Synchronisation and Regional Integration: A Case Study for Central America," Working Paper, World Bank.
- Frankel, Jeffrey A., and Andrew K. Rose, 1998, "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria," The Economic Journal 108, 1009-1025.
- Genberg, H., Liu, L.G., and Jin, X.R., 2006, "Hong Kong's economic integration and business cycle synchronisation with Mainland China and the US," Mimeo, Hong Kong Monetary Authority.
- Gerlach-Kristen, Petra, 2005, "Business Cycle and Inflation Synchronisation in Mainland China and Hong Kong," Working Paper, University of Hong Kong.
- Hodrick, R. J., and E. Prescott, 1997, "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation," Journal of Money Credit and Banking 19, 1-16.
- Kawai, Masahiro, and Taizo Motonishi, 2005, "Is East Asia an Optimal Currency Area? Financial Interdependence and Exchange Rate Regimes in East Asia," Institute for Policy Research, Ministry of Finance, Japan.
- Kenen, Peter B., 1969, "The Optimum Currency Area: An Eclectic View", in R. A. Mundell and A. Swoboda, eds., Monetary Problems of the International Economy, Chicago: University of Chicago Press.
- Kim, Sunghyun Henry, M. Ayhan Kose, and Michael G. Plummer, 2000, "Dynamics of Business Cycle in Asia: Differences and

Similarities," Working Paper.

McKinnon, R., 1963, "Optimum Currency Areas", The American Economic Review, Vol. 53, No. 4, 717- 725.

Mundell, Robert A., 1961, "A Theory of Optimum Currency Areas," The American Economic Review, 51 (4), 657- 665.

Pearl, J., 1995, "Causal diagrams for empirical research," Biometrika 82, 669- 710.

Prasad, Eswar, et al., 2004, "Hong Kong SAR: Meeting the Challenges of Integration with the Mainland," IMF Occasional Paper 226.

Rose, A. and C. Engel, 2000, "Currency Unions and International Integration," NBER Working Paper 7872.

Scheines, R., P. Spirtes, C. Glymour and C. Meek, 1993, "Causation, Prediction, and Search," Springer- Verlag, NY.

Shin, Kwanho, and Yunjong Wang, 2004, "Trade Integration and Business Cycle Synchronisation in East Asia," Asian Economic Papers 2:

3.

Swanson, N. and C. Granger, 1997, "Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions," Journal of the American Statistical Association 92, 357- 367.

Tavlas, G.S., 1993, "The ' New ' Theory of Optimum Currency Areas", The World Economy, 663- 685.

Economic Integration among Guangdong, Hong Kong and Macau

Juncai Chen Shuyun Bai

Abstract: This paper employs HP filter, recursive correlation, Granger causality, DAG, structural VAR, and variance decomposition to investigate the economic integration among Guangdong, Hong Kong and Macau. The results show: synchronizations of economic growth and business cycle between Guangdong and Hong Kong and between Guangdong and Macau are weaker than that between Hong Kong and Macau. Synchronization of economic growth and business cycle between Guangdong and Hong Kong and between Guangdong and Macau are decreasing. There are no Granger causality relationships of economic growth among the three regions. There is only significant contemporaneous correlation of business cycle between Hong Kong and Macau.

Keywords: Economic Integration; HP Filter; Recursive Correlation; Structural VAR; DAG

(责任编辑: 林鲁东)