

东亚经济周期协同性、 产业内贸易结构及国际政策协调*

李林玥

〔摘要〕本文采用多维度面板回归分析法证明产业内贸易对经济周期同步性具有正向且重要的作用。同时,本文还通过实证分析比较了产业间贸易和产业内贸易的差异。实证研究结果表明,经济周期协同性所受到的影响更多是来自产业内贸易渠道而不是贸易总量本身。随着亚洲国家间贸易一体化程度的加深,国家之间的经济周期同步性会通过贸易传导而加大。产业间贸易使专业化分工更加精细,这将导致经济周期同步性的降低,然而,与此相反,产业内贸易的加深则可能使经济周期同步性增强。此外,作为衡量最优货币区的标准之一,经济周期同步性的重要性很可能言过其实。

关键词:经济周期同步性 产业内贸易 相关性 国际政策协调

JEL 分类号:F30 F40 F42 G12

一、引言

东亚经济体的出口导向型增长方式将贸易作为经济周期传导的首要渠道。然而,2008年全球金融危机的爆发是否意味着经济周期的波动及传染效应的蔓延通过传统贸易渠道传播的重要性将被金融渠道传播方式彻底颠覆?亚洲新兴经济体是否会与欧盟国家以及美国脱钩?国际贸易传导对经济周期同步性的影响有多大?两国间更密切的贸易往来是否能增强国家间经济周期的同步性?针对以上问题,本文采用的分析方法主要基于Shin and Wang(2003)的研究框架,根据11个亚洲国家和地区(中国、中国香港特别行政区、中国台湾地区、新加坡、韩国、菲律宾、泰国、马来西亚、印度尼西亚、日本和印度)、欧元区国家以及美国的数据来探讨贸易一体化和经济周期同步性的关系。

随着亚洲金融危机的爆发,东亚地区再次探索建立货币联盟的可能性,在这一背景下,经济周期同步性的研究有着深远的意义。在对建立区域货币联盟或者区域政策协调机制意见不统一的背景下,如何实施最优货币区^①的衡量标准激发了众多相关的研究(Willett, 2010)。本实证研究基于Mundell(1961)关于最优货币区(OCA)的论点,以贸易联系密切的国家间经济周期相关性会更高的观点作为研究的出发点(Frankel and Rose, 1998)。

二、理论基础

从理论上说,增长的贸易会使贸易伙伴国间的经济周期向着相反的方向移动(Shin and Wang,

* 李林玥,中央财经大学国际经济与贸易学院,讲师,经济学博士。本文得到国家自然科学基金青年项目(71503284)的支持。

① 最优货币区:根据最优货币区衡量标准,贸易的开放度、经济冲击非对称性、要素流动性、薪资和价格的灵活性、金融市场一体化、产品多元化、通胀率、可信性、财政转移支付以及政治考虑等因素是衡量加入货币联盟的成本和利益的主要标准。

2003)。从国际贸易与经济周期的跨国趋同性来看,产业内贸易,尤其垂直型的产业内贸易是经济周期趋同的主要原因。数据显示,80%的周期趋同性源自垂直型产业内贸易,另外的20%则源自水平型产业内贸易(Luis and Maria,2007)。一方面,产业内贸易使经济周期同步性加大;另一方面,跨行业的产业间贸易又导致更高的生产专业化程度,进而减小经济周期同步性。

如果来自行业的冲击比较显著,那么产出的协动性程度也会上升或下降,具体情况取决于贸易性质(产业内贸易效应与产业间贸易效应的比较)。随着东亚地区垂直专业化分工程度的加大,东亚国家经济周期的联系也会因行业冲击变得更加密切,尽管产业间贸易和产业内贸易会使贸易国家之间的经济周期以相反的方向运动。

程惠芳和岑丽君(2010)对影响中国经济周期协动性的因素进行了比较全面的研究和分析。梅冬州等(2012)以及杨子暉和田磊(2013)则分别运用引入中间贸易品的DSGE模型和三层静态因子模型研究中国与世界经济周期的协动性。

三、主要文献回顾

(一) Frankel 和 Rose 的模型

Eichengreen(1992)、Kenen(1969)和Krugman(1993)认为,随着贸易联系的加深,产业间贸易的专门化分工程度增加,导致经济周期同步性降低。然而, Frankel and Rose(1998)则认为,如果产业内贸易比产业间贸易表现更为突出,那么随着贸易一体化程度的加深,经济周期的正向相关性也会增强。为了检验贸易联系更紧密的国家经济周期相关性是否更高,他们采用20个工业化国家在30年间的的数据构建回归模型。

Frankel and Rose(1998)指出,普通最小二乘法(OLS)线性回归会因为内生性问题产生估计偏差。因此,贸易伙伴国可能失去制定独立于其邻国政策的能力,由此产生的政策协调又会导致贸易强度和周期协动性之间的虚假关联(Shin and Wang,2003)。为了解决这一问题, Frankel 和 Rose 没有采用普通最小二乘法,而用双边贸易的外生性决定因素作为基于“引力模型”的工具变量从而明确了双边贸易模式对收入相关性的影响。

(二) Shin 和 Wang 的模型

在 Frankel 和 Rose 研究成果的基础上,Shin and Wang(2003)为进一步明确贸易扩大对经济周期协动性的影响,加入了一大组解释变量,如对11个亚洲国家的货币供应量 M_2 增长速度进行相关性估算的货币政策协调变量,以及对这些国家的政府预算占GDP的比重进行相关性分析估算的财政政策协调变量。

亚洲国家间逐渐增长的贸易量带来了区域内更高层次的经济一体化,这意味着一个国家的经济周期会持续性地受到另一个国家的影响,尤其是在当下区域内贸易重要性与日俱增的情况下。Shin and Wang(2003)发现,尽管贸易增长本身并不一定会带来经济周期同步性的增加,但是产业内贸易已经成为东亚国家经济周期同步性增加的主要渠道。这一发现对亚洲地区建立货币联盟有重要意义,其意义在于贸易扩大可以影响不同联盟成员国之间的经济周期协动性的性质,而这一性质是衡量加入货币联盟成本的关键因素。通过贸易扩大来降低非对称冲击,可降低建立货币联盟的成本。

(三) Gruben, Koo 和 Millis 的研究成果

Gruben et al.(2002)对产业内贸易和经济周期同步性的研究旨在完善 Frankel and Rose(1998)的计量经济研究方法,因此他们首先对 Frankel and Rose(1998)的研究结果进行了诊断分析,然后对其论点的细节提出了疑问,其中一个细节问题是:工具变量的系数估计数值是对应普通最小二乘法估计的3倍。造成最小二乘法和工具变量估计系数间如此大差距的一个可能的原因是工具变量

和遗漏变量之间的统计关联,这可能是误差项的一部分。统计关联会导致工具变量的估计值偏差远远高于普通最小二乘法产生的偏差^①。

Rodrik(2000)指出,有效的工具变量必须是外生的,而且它必须是通过作为工具的变量对一个结果变量产生影响。然而在 Frankel 和 Rose 的模型中,他们用来捕捉贸易影响因素的工具变量归根结底可以看作是包含了所有三种因素的影响(贸易强度、共同的货币政策和要素流动性),这使得贸易的影响估计偏差进一步加大。为了正确统计,Gruben et al.(2002)进行了过度识别约束的检验,他们采用最小二乘法估计,并且在其体系中融合了 Frankel 和 Rose 的三个工具变量并将其作为独立变量,期望这三个变量能够成为其它难以测量因素的代理变量。

Frankel and Rose(1998)研究中的第二个问题是,他们估计经济周期同步性与贸易之间的关系时采用的是贸易总额而不是产业内贸易额,而后者在理论上对经济周期同步性的影响更大。采用贸易总额作为独立变量而不是把产业内贸易额变量和产业间贸易额变量分离开,这本身就假定了这二者的系数完全相同,必然会因为错误设定导致估计偏差。为进一步讨论产业间贸易和产业内贸易的效果,Gruben et al.(2002)效仿 Shin 和 Wang 在其实证框架中的做法,将这两种贸易分离开。

Gruben et al.(2002)的研究结果显示, Frankel 和 Rose 的结论总体是正确的,但是因工具变量和变量遗漏产生的估计偏差,导致他们的模型过分强调了国际贸易对经济周期同步性的影响。此外,通过将贸易数据分离为产业内贸易和产业间贸易,Gruben et al.(2002)的模型还提供了一个检验专门化分工是否会降低经济周期关联的更优框架,其中内含的零假设 $\beta_1 - \beta_2 = 0$ 总是被舍弃的。他们的估计总体上并不支持专门化分工对经济周期关联有负向影响的论点。由于产业内贸易额在贸易总额中所占比重很高,行业冲击不会通过专门化分工支配共同的需求冲击和生产外溢。

(四) Giovanni 和 Levchenko 的模型

Giovanni and Levchenko(2009)通过关注中间投入品的使用提供了新的传导证据。他们用投入-产出表估算每个行业在生产中将其它行业作为中间投入品的强度。为了研究众所周知的经验性规律——贸易往来更多的两个国家其经济周期同步性更强——背后的机制, Giovanni 和 Levchenko 不仅估算了贸易对每对国家协同性的影响,还估算了贸易对每对国家中每对行业^②协同性的影响。

该研究表明,贸易往来更多的行业有更明显的协同性。其中一项发现有力地表明,在彼此作为中间投入品的跨国产业中,双边国际贸易会更加显著地增强经济周期的协同性。这一估算结果也表明垂直生产联系占双边贸易对经济周期相关性影响的 32%。

(五) 亚洲开发银行关于区域经济一体化的研究

Kim et al.(2009)调查了 9 个亚洲新兴国家以及包括日本和美国在内的一些主要工业化国家的实际经济相互依赖程度,以期关于亚洲“脱钩”的激烈争论提供参考。他们首先阐述了亚洲新兴国家通过改变区域间贸易和金融联系进行宏观经济相互依赖性变革的过程,然后建立了一个面板向量自回归模型,利用 1997-1998 亚洲金融危机之前和之后的总产出增长率来估算实际经济的相互依赖程度。

他们的实证研究表明,在亚洲金融危机之后,实际经济相互依赖程度显著上升,说明亚洲新兴国家是“再挂钩”而不是脱钩。亚洲和日本之间的经济周期协同性增长程度远远大于亚洲和美国之间的协同性增长,这说明日本融入区域经济是区域间经济周期相关性增加的重要原因。国际贸易的水平和构成反映出随着亚洲新兴经济体在世界经济中地位的变化,他们的经济和工业结构也不断发生变化。亚洲快速增长的经济和结构的转型会激发在贸易和投资方面的竞争,进一步影响

① 请参见 Anderson and van Wincoop(2003)等。

② 这些行业的分类根据涵盖 28 个制造产业的《国际标准产业分类》体系的三位码分类方法。

全球经济周期。按照常规情况来讲,来自主要工业国的产出冲击会对亚洲新兴国家产生显著积极的影响。然而,来自亚洲新兴国家的产出冲击也会对主要工业国家的产出动态产生显著的积极影响。这一研究结果表明,亚洲新兴国家和工业国家之间的宏观经济相互依赖已经变成“双向”影响,而非“单向”影响,这与传统贸易理论一致。

(六) Volz 模型

为了解释各种间接影响,如金融一体化通过贸易和专业化分工对经济周期的影响,继 Imbs (2004;2006)之后,Volz(2010)用联立方程式估计方法作为估算框架。同时,联立方程式估计方法还可以解决单一公式模型右边的几个变量带来的内生性问题。为了控制潜在的世界经济周期,他们还添加了一个新的变量作为回归变量,通过美国在代表时期内的平均增长率的自然对数进行计算,在处理全球影响时他们也使用了同样的方法。

Volz(2010)的研究发现因为贸易一体化会促进外国投资一体化,贸易和外国直接投资均会对东亚的产出浮动产生积极的直接影响,并且它们的总体影响也是积极的。此外,他们的研究还表明,经济一体化程度的加深会使东亚经济周期同步性增强。由于区域内的汇率稳定,相似的汇率体制对东亚的贸易一体化有显著的积极影响,因为一个国家对另一个国家的汇率政策溢出效应对于东亚这样经济相互交织的区域有着重要意义。

四、估算框架

(一) 数据描述

影响经济周期协动性的渠道至少有四个:产业间贸易、产业内贸易(水平型和垂直型)、需求外溢和政策相关性。此外,资本流动也是相关的渠道。第一种渠道表明贸易扩大会降低经济周期波动的同步性,而其它三种渠道则表明贸易扩大会增强经济周期波动的同步性。

本研究在估算实证框架时使用四个子时期的年度数据(框架结构):1980-1984,1985-1996^①,1997-2007,2008-2016。因为1997-1998的亚洲金融危机,1997-1998的数据可用作稳健性检验的比较。值得注意的是,2000-2001年间的信息和通信技术泡沫扭曲了相关数据并夸大了经济周期的协动性,这一常规计算结果也可以作为假设,在将来进一步研究。另一个可以检验的时间点是亚洲自由贸易区成立的1992年。选择1985年作为第一个分界点是参照Kose et al.(2008)和Kose et al.(2008)的研究,因为自20世纪80年代以来,全球贸易和资金流动明显增强,并且全球化时期^②的开端正值工业国家和非工业国家的经济周期不稳定性发生结构性下降。选择1997年和2008年作为分界点则是因为1997-1998亚洲金融危机以及2008年全球金融危机的爆发。

因无法获得欧元区国家的总体数据,也考虑到欧元区成员国数量在不同时期有所变动,为计算欧元区国家在四个时期的产业内贸易指数,作者选取了8个国家作为代表:奥地利、芬兰^③、法国、德国、爱尔兰、意大利、荷兰和西班牙。重要的是,这8个国家都在1999年加入欧元区(见表1)。

本研究并未区分固定汇率时期和浮动汇率时期。正如Kose et al.(1998)所述,并没有确切的证据表明应该这样分离样本。Baxter and Stockman(1989)、Baxter(1991)以及Ahmet et al.(1993)发

① 部分研究人员用1989年或1990年作为分界点,但为了更好地与Kose等人的研究进行比较,作者选择1985年作为分界点。

② 这一划分源自Kose et al.(2008)。

③ 相较奥地利、法国、德国、爱尔兰、意大利、荷兰和西班牙,芬兰是个非常小的国家,似乎并不是自然的选择,但是考虑到该国在欧元区的地理位置,将该国的数据作为代表数据是有用的。

现不同的汇率体制类型并不会导致主要的宏观经济体行为发生显著变化,尽管 Gerlach(1988)曾得出汇率体制会显著影响经济周期的典型事实结论。其次,现有的汇率体制计算方法都饱受争议。

表 1 数据描述

| 变量 | 描述 | 数据来源 | 频率 | 时期 |
|--------------------------------------|------------------------------|---|--------|-----------|
| X_{ijt} | 双边出口额 | DOTS,NBSC | Annual | 1980-2016 |
| M_{ijt} | 双边进口额 | DOTS,NBSC | Annual | 1980-2016 |
| X_{it}, X_{jt} | 多边出口额 | DOTS,NBSC | Annual | 1980-2016 |
| M_{it}, M_{jt} | 多边进口额 | DOTS,NBSC | Annual | 1980-2016 |
| $Govspending_{it}, Govspending_{jt}$ | 一般政府最终消费支出 | World Economic Outlook Database, April 2017 | Annual | 1980-2016 |
| GDP_{it}, GDP_{jt} | GDP,实际值,变动百分比 | World Economic Outlook Database, April 2017 | Annual | 1980-2016 |
| $M_2\%$ | 广义货币增长率 (货币供应量) | IFS Data by Indicator -Monetary Sector,NBSC | Annual | 1980-2016 |
| IIT (通过计算所得) | 产业内贸易 (Grubel 和 Lloyd 指标) | UN Comtrade Database | Annual | 1980-2016 |
| NER_{ijt} | 名义双边汇率 | St. Louis Fed- Economic Data | Annual | 1980-2016 |

注:中国台湾地区的数据来自中国国家统计局发布的《中国统计年鉴》。

(二)实证框架

$$Syn(i, j)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times Trade Intensity(i, j)_t + \alpha_2 \times Intra-Industry Trade(i, j)_t + \alpha_3 \times Fiscal Policy Correlations(i, j)_t + \alpha_4 \times Monetary Policy Correlations(i, j)_t + \alpha_5 \times Exchange Rate Movement(i, j)_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$Intra-trade Intensity = IIT \times Trade Intensity \quad (2)$$

$$Inter-trade Intensity = (1 - IIT) \times Trade Intensity \quad (3)$$

其中,经济周期同步程度用两个国家之间 GDP 周期成分的同期双边相关系数进行计算:

$$Corr(i, j)_t = Corr(GDP_{it}, GDP_{jt}) = cov(GDP_{it}, GDP_{jt}) / [var(GDP_{it}) \times var(GDP_{jt})]^{1/2} \quad (4)$$

$$Syn(i, j)_t = Corr_{trans,ijt} = (1/2) \times \ln[(1 + corr(i, j)_t) / (1 - corr(i, j)_t)] \quad (5)$$

财政政策相关性 $Fiscal Policy Correlations(i, j)_t = Corr[Govspending_{it}/GDP_{it}, Govspending_{jt}/GDP_{jt}]$,即 i 国和 j 国间一般政府最终消费支出与 GDP 比率的去趋势值相关性,而非 Shin 和 Wang 采用的 $Corr[(G_{it} - T_{it})/Y_{it}, (G_{jt} - T_{jt})/Y_{jt}]$,因为前者估算的是财政变量变化的活跃部分,这才是相关的因素。

货币政策相关性 $Monetary Policy Correlations(i, j)_T$ 是在时期 T 内,每对国家之间的广义货币年增长率相关系数。汇率变动用双边名义汇率稳定性计算,用其标准差比平均数(Nguyen,2007):

$$名义汇率波动 Exchange Rate Movement = Standard Deviation(NER_{iT}) / Mean(NER_{iT}) \quad (6)$$

其中 NER_{iT} 表示 i 国和 j 国在时期 T 内的双边名义汇率。通过与美元的汇率换算计算双边名义汇率。汇率变动用其标准差计算,并且由于更稳定的汇率很可能会带来更高的同步性,该系数值会是

负数。财政政策相关性、货币政策相关性以及名义汇率波动三个变量之间的相关系数表明它们之间不存在相关性。(请见表2)。

表2 财政政策相关性、货币政策相关性以及名义汇率波动的相关性

| 线性去趋势 | | | | | HP 滤波去趋势 | | | | |
|-----------|-----------|--------|--------|-----|-----------|-----------|--------|--------|-----|
| 1980-1984 | obs = 55 | F. P. | M. P. | NER | 1980-1984 | obs = 55 | F. P. | M. P. | NER |
| | F. P. | 1 | | | | F. P. | 1 | | |
| | M. P. | 0.089 | 1 | | | M. P. | -0.034 | 1 | |
| | E. R. | -0.150 | 0.131 | 1 | | E. R. | 0.105 | 0.134 | 1 |
| 1985-1996 | obs = 66 | F. P. | M. P. | NER | 1985-1996 | obs = 66 | F. P. | M. P. | NER |
| | F. P. | 1 | | | | F. P. | 1 | | |
| | M. P. | -0.097 | 1 | | | M. P. | -0.111 | 1 | |
| | E. R. | 0.093 | -0.021 | 1 | | E. R. | 0.041 | -0.021 | 1 |
| 1997-2007 | obs = 78 | F. P. | M. P. | NER | 1997-2007 | obs = 78 | F. P. | M. P. | NER |
| | F. P. | 1 | | | | F. P. | 1 | | |
| | M. P. | 0.156 | 1 | | | M. P. | 0.019 | 1 | |
| | E. R. | -0.165 | -0.281 | 1 | | E. R. | -0.293 | -0.033 | 1 |
| 2008-2016 | obs = 151 | F. P. | M. P. | NER | 2008-2016 | obs = 151 | F. P. | M. P. | NER |
| | F. P. | 1 | | | | F. P. | 1 | | |
| | M. P. | -0.048 | 1 | | | M. P. | -0.089 | 1 | |
| | E. R. | 0.061 | -0.022 | 1 | | E. R. | 0.033 | -0.047 | 1 |

注:F. P. 表示财政政策相关性,M. P. 表示货币政策相关性,E. R. 表示名义汇率波动。

Frankel 和 Rose 的贸易强度估算方法运用如下自然对数:

$$WT_{ijt} = (X_{ijt} + M_{ijt}) / (X_{i,t} + X_{j,t} + M_{i,t} + M_{j,t}) \quad (7)$$

$$WY_{ijt} = (X_{ijt} + M_{ijt}) / (Y_{i,t} + Y_{j,t}) \quad (8)$$

Shin 和 Wang 用如下的自然对数进行进一步补充:

$$WX_t(i, j) = X_{ijt} / (X_{it} + X_{jt}) \quad (9)$$

$$WM_t(i, j) = M_{ijt} / (M_{it} + M_{jt}) \quad (10)$$

这两种方法的使用让双边贸易强度有三种不同的指标:出口额、进口额和进出口总额。T 表示每个时期的年数。

$$wx(i, j, T) = \ln \left(\frac{1}{|T|} \sum_{t \in T} \frac{x_{ijt}}{X_{it} + X_{jt}} \right) \quad (11)$$

$$wm(i, j, T) = \ln \left(\frac{1}{|T|} \sum_{t \in T} \frac{m_{ijt}}{M_{it} + M_{jt}} \right) \quad (12)$$

$$wt(i, j, T) = \ln \left[\frac{1}{|T|} \sum_{t \in T} \frac{x_{ijt} + m_{ijt}}{(X_{it} + X_{jt}) + (M_{it} + M_{jt})} \right] \quad (13)$$

对于产业内贸易强度,用《国际标准产业分类》体系的一位码至五位码分类方法对每个制造业进行分类,再用 Grubel and Lloyd(1975)的如下计算方法进行估算:

$$IIT(i, j, T) = \frac{1}{|T|} \sum_{t \in T} \left[\frac{\sum_k (x_{ijt}^k + m_{ijt}^k) - \sum_k |x_{ijt}^k - m_{ijt}^k|}{\sum_k (x_{ijt}^k + m_{ijt}^k)} \right] \quad (14)$$

总体来说,不论基于出口额、进口额还是进出口贸易总额,贸易强度都经历了持续性的增长,这

表明亚洲国家、美国和欧洲国家正在成为彼此越来越重要的贸易伙伴。对于产业内贸易的估算,不论使用一位码、二位码、三位码、四位码还是五位码分类来计算产业内贸易指标,这种变化趋势都在持续增强(Li,2016)。

五、实证分析结果

在大多数情况下,混合回归(Pool regression)和随机效应面板(Panel regression with random effects)回归中,产业内贸易系数均为正值,且在10%的显著性水平上具有显著性。然而,对于贸易强度的三个不同测度WX、WM和WT取值则有正有负。三个政策变量的系数(财政政策变量、货币政策变量和汇率波动变量)总体而言取值的正负与预期一致。在混合回归和固定效应面板(Panel regression with fixed effects)回归分析的线性去除趋势数据中,财政政策系数均为正,且在1%的显著性水平上均具有显著性。同时,与预期的一致,汇率变动的系数始终为负,在5%的显著性水平上均具有显著性,这表明汇率稳定(即汇率波动较小)对经济周期同步性具有重要的促进作用。货币政策系数有正有负,但大多数情况下为正值。然而,在某些情况下,货币政策相关系数会为负值,但在统计上不具有显著性,其取值也相对较小。

观察系数的大小发现,只有汇率变动、贸易强度以及IIT的系数取值大于其他变量的系数。这说明如其他条件不变,在解释多国经济周期同步性时,较高的贸易强度、产业内贸易和汇率稳定比模型中的其他变量权重重大。同时,经济周期同步性(因变量)对贸易强度的变化,产业内贸易指数的变化和汇率稳定性,比对模型中其他解释变量的变化更为敏感。产业内贸易指数系数的大小通常是混合回归分析中财政政策大小的3-20倍,而汇率波动系数的大小通常约为产业内贸易指数的两倍。

(一)线性去除趋势结果

本文通过使用线性去除趋势来对1980-2016年的数据进行混合回归分析。在表3中,贸易强度的估计系数取值均为正,且与预期一致,占权重较大。产业内贸易系数均为正,且在统计上具有显著性,这表明产业内贸易与实际GDP增长同步化之间存在显著的正相关。产业内贸易系数在数值上比贸易强度系数平均大3倍,表明产业内贸易对周期协同性的影响比贸易强度指标的要更大。同时,将产业内贸易纳入混合回归方程时,贸易强度系数的大小和常数项的数值将会减少。这一现象表明,产业内贸易指数能够从常数项和贸易强度中有效地获取部分预估的权重。

财政政策、货币政策和汇率变动系数的取值正负与预期一致,除表3中的货币政策系数外,其他都在5%的显著性水平上具有显著性。从理论上来说,货币政策和财政政策的相关性越强,汇率稳定性就越高(即汇率变动越小),越可能提高经济周期的同步性。财政政策和货币政策系数取值均为正,汇率波动系数为负值,与上文的理论意义相一致。财政政策相关性系数的大小介于0.132-0.155之间。货币政策相关性系数大小约为0.04-0.07,低于财政政策系数。考虑到不同政策相关性变量的系数可以进行比较,汇率波动系数数值通常大于0.6,而小于1。然而,从控制变量意义的角度来看,与汇率协同性相反,财政政策和货币政策比以上任何一个系数都更具有可比性,因为财政政策和货币政策都是通过相关比率或增长率的相关性计算得出的,而在汇率波动在计算时没有运用相关性,它的值只是名义双边汇率的标准差与其平均值之比。

基于豪斯曼检验,随机效应面板回归更适合本研究中使用的模型。考虑到随机效应的面板回归结果与混合回归的结果相一致,本文省略了具有随机效应面板回归的结果,而给出了固定效应的面板回归的数据,以揭示随机效应面板回归结果和固定效应面板回归结果之间的差异。在固定效应面板回归分析(见表4)中,不论是否纳入产业内贸易(IIT)变量,贸易强度取值有正有负,且在10%显著性水平上不具有显著性。产业内贸易变量均为正数,且具有显著性。另外一点是,一旦将IIT纳

表 3 贸易对 11 个亚洲国家、美国以及欧元区之间的经济周期协动的影响
(消除线性趋势 & 混合回归)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| wx | 0.745 (1.059) | | | | 0.120 (1.192) | | |
| wm | | 0.249 (0.760) | | | | -0.141 (0.854) | |
| wt | | | 0.545 (1.154) | | | | -0.0434 (1.287) |
| 产业内贸易 (IIT) | | | | 0.323* (0.170) | 0.321* (0.171) | 0.329* (0.175) | 0.324* (0.173) |
| 财政政策 相关性 | 0.155*** (0.050) | 0.154*** (0.050) | 0.155*** (0.050) | 0.133** (0.058) | 0.132** (0.058) | 0.133** (0.058) | 0.133** (0.058) |
| 货币政策 相关性 | 0.0693 (0.060) | 0.0656 (0.060) | 0.0680 (0.060) | 0.0364 (0.068) | 0.038 (0.070) | 0.035 (0.069) | 0.036 (0.070) |
| 名义汇率波动 | -0.897*** (0.197) | -0.903*** (0.198) | -0.904*** (0.197) | -0.6592*** (0.221) | -0.659*** (0.221) | -0.661*** (0.221) | -0.659*** (0.221) |
| 常数项 | 0.437*** (0.051) | 0.447*** (0.050) | 0.443*** (0.051) | 0.280*** (0.103) | 0.278*** (0.105) | 0.281*** (0.103) | 0.280*** (0.104) |
| 观察值 | 338 | 337 | 338 | 266 | 266 | 266 | 266 |
| R ² | 0.1439 | 0.1041 | 0.1046 | 0.0958 | 0.0958 | 0.0959 | 0.0958 |
| 调整后的 R ² | 0.0945 | 0.0933 | 0.0938 | 0.0819 | 0.0784 | 0.0785 | 0.0784 |
| 均方根误差 | 0.4460 | 0.44692 | 0.4462 | 0.46167 | 0.46255 | 0.46253 | 0.46256 |

注:括号内的数值为相应变量的标准差:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。因变量为两个国家之间的实际 GDP 的相关性(欧元区视为一个整体),分为 4 个子时期:1980-1984 年,1985-1996 年,1997-2007 年与 2008-2016 年。产业内贸易指数 IIT 以国际贸易标准分类(SITC)一位数分类计算。SITC 二位数,三位数,四位数以及五位数分类分别用来计算 IIT2, IIT3, IIT4 和 IIT5,但由于篇幅有限,数据结果不在此展示。

表 4 贸易对 11 个亚洲国家、美国以及欧元区之间的经济周期协动的影响
(消除线性趋势 & 固定效应面板回归)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|----------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| wx | -4.495 (4.263) | | | | -3.330 (4.645) | | |
| wm | | 1.911 (2.052) | | | | 2.348 (2.135) | |
| wt | | | -2.689 (4.214) | | | | -1.452 (4.506) |
| 产业内贸易 (IIT) | | | | 0.115 (0.329) | 0.139 (0.331) | 0.065 (0.332) | 0.132 (0.334) |
| 财政政策 相关性 | 0.229*** (0.062) | 0.226*** (0.062) | 0.228*** (0.062) | 0.192*** (0.071) | 0.195*** (0.071) | 0.195*** (0.071) | 0.193*** (0.071) |
| 货币政策 相关性 | 0.062 (0.081) | 0.070 (0.081) | 0.068 (0.081) | 0.076 (0.090) | 0.071 (0.090) | 0.073 (0.090) | 0.076 (0.090) |
| 名义汇率波动 | -0.728*** (0.258) | -0.670** (0.261) | -0.720*** (0.258) | -0.544* (0.276) | -0.549** (0.277) | -0.504* (0.278) | -0.543* (-0.277) |
| 常数项 | 0.490*** (0.103) | 0.341*** (0.083) | 0.451*** (0.099) | 0.342* (0.176) | 0.401** (0.195) | 0.291 (0.182) | 0.363* (0.189) |

续表

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 观察值 | 338 | 337 | 338 | 266 | 266 | 266 | 266 |
| R ² _组内 | 0.1412 | 0.1401 | 0.1381 | 0.1101 | 0.1131 | 0.1171 | 0.1107 |
| R ² _组间 | 0.0007 | 0.0140 | 0.0091 | 0.0246 | 0.0082 | 0.0071 | 0.0206 |
| R ² _整体 | 0.0567 | 0.0888 | 0.0808 | 0.0847 | 0.0609 | 0.0668 | 0.0793 |
| Sigma_e | 0.4554 | 0.4557 | 0.4562 | 0.4656 | 0.4664 | 0.4653 | 0.4670 |
| Sigma_u | 0.3019 | 0.2858 | 0.2863 | 0.2941 | 0.3054 | 0.3065 | 0.2959 |
| rho | 0.3052 | 0.2822 | 0.2826 | 0.2852 | 0.3001 | 0.3025 | 0.2865 |

注:同表3。

入到回归分析后,在没有包括 IIT 指数的情况下,常数项系数的数值和相应的贸易强度(WX 和 WT)数值大小将平均减少约 0.1。该现象与表 3 说明的结论相符,即 IIT 可以有效地从常数项和贸易强度中获得部分的预估权重。

表 4 中的货币政策变量、财政政策变量及汇率变动变量的符号与表 3 一致,各政策变量的显著性也没有发生改变。具体来说,汇率变动的系数范围从 0.66-0.90 之间下降到 0.504-0.73 之间,而其他两项政策的系数大小的变化则较小。

(二)HP 滤波消除趋势的结果

表 5 与表 6 展示了通过 HP 滤波消除趋势后的数据进行回归后的结果,这一数据处理方式可以作为对表 3 与表 4 的线性去趋势数据回归结果的稳健性分析。表 5 中的贸易强度系数虽为正值,并且范围在 1.216 至 1.670 之间,但在统计上并不显著。产业内贸易指数 IIT 系数均为正值,

表 5 贸易对 11 个亚洲国家、美国以及欧元区之间的经济周期协同的影响
(HP 滤波去趋势 & 混合回归)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| wx | 1.443 (1.000) | | | | 1.156 (1.142) | | |
| wm | | 1.216* (0.719) | | | | 0.842 (0.821) | |
| wt | | | 1.670 (1.089) | | | | 1.209 (1.234) |
| 产业内贸易 (IIT) | | | | 0.408** (0.162) | 0.390** (0.163) | 0.368** (0.166) | 0.380** (0.164) |
| 财政政策 相关性 | 0.016 (0.050) | 0.011 (0.051) | 0.016 (0.050) | -0.021 (0.060) | -0.023 (0.060) | -0.024 (0.060) | -0.023 (0.060) |
| 货币政策 相关性 | 0.006 (0.059) | 0.002 (0.059) | 0.007 (0.059) | -0.017 (0.070) | -0.004 (0.072) | -0.007 (0.071) | -0.003 (0.072) |
| 名义汇率波动 | -1.1307*** (0.190) | -1.125*** (0.190) | -1.138*** (0.189) | -0.920*** (0.215) | -0.915*** (0.215) | -0.913*** (0.215) | -0.924*** (0.215) |
| 常数项 | 0.580*** (0.050) | 0.588*** (0.049) | 0.578*** (0.050) | 0.391*** (0.098) | 0.374*** (0.100) | 0.385*** (0.098) | 0.380*** (0.100) |
| 观察值 | 339 | 338 | 339 | 267 | 267 | 267 | 268 |
| R ² | 0.1136 | 0.1158 | 0.1144 | 0.1106 | 0.1141 | 0.1142 | 0.1139 |
| 调整后的 R ² | 0.1030 | 0.1052 | 0.1038 | 0.0971 | 0.0971 | 0.0972 | 0.0969 |
| 均方根误差 | 0.42186 | 0.42196 | 0.42169 | 0.44335 | 0.44333 | 0.4433 | 0.44338 |

注:同表 1。

平均在 5% 的水平上具有显著性,系数大小在 0.368 与 0.408 之间。当回归模型包含产业内贸易变量时,财政政策相关性系数与货币政策相关性系数均为负数,但这两个系数在 10% 的显著性水平上不显著,且财政政策相关性的系数较小,一般为 0.01 左右。汇率变动系数均为负值,并且在 1% 的水平上具有显著性。同时回归结果表明,除非将 IIT 与贸易强度系数同时纳入回归分析中,汇率变动系数的量级通常大于 1。

表 6 贸易对 11 个亚洲国家、美国以及欧元区之间的经济周期协调的影响
(HP 滤波去趋势 & 固定效应面板回归)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| wx | -1.599 (4.197) | | | | -0.925 (4.625) | | |
| wm | | 4.335** (2.001) | | | | 4.414** (2.103) | |
| wt | | | 0.654 (4.147) | | | | 0.955 (4.486) |
| 产业内贸易 (IIT) | | | | 0.455 (0.315) | 0.463 (0.319) | 0.369 (0.314) | 0.443 (0.321) |
| 财政政策相关性 | 0.075 (0.066) | 0.074 (0.066) | 0.074 (0.066) | 0.039 (0.075) | 0.034 (0.076) | 0.040 (0.075) | 0.039 (0.076) |
| 货币政策相关性 | -0.023 (0.084) | -0.017 (0.082) | -0.020 (0.083) | 0.006 (0.094) | 0.004 (0.094) | 0.006 (0.093) | 0.006 (0.094) |
| 名义汇率波动 | -0.921*** (0.258) | -0.834*** (0.257) | -0.915*** (0.258) | -0.714** (0.279) | -0.715** (0.280) | -0.642** (0.278) | -0.714** (0.280) |
| 常数项 | 0.589*** (0.103) | 0.428*** (0.082) | 0.544*** (0.099) | 0.313* (0.171) | 0.328* (0.189) | 0.215 (0.175) | 0.299 (0.183) |
| | 339 | 338 | 339 | 267 | 267 | 267 | 267 |
| 观察值 | 0.0867 | 0.1074 | 0.0862 | 0.0796 | 0.0798 | 0.1047 | 0.0798 |
| R ² _组内 | 0.0764 | 0.0696 | 0.1547 | 0.1472 | 0.1253 | 0.0678 | 0.1559 |
| R ² _组间 | 0.0824 | 0.0805 | 0.1073 | 0.1044 | 0.0962 | 0.0756 | 0.1076 |
| R ² _整体 | 0.4496 | 0.4445 | 0.4497 | 0.4637 | 0.4651 | 0.4587 | 0.4651 |
| Sigma_e | 0.2430 | 0.2584 | 0.2338 | 0.2488 | 0.2520 | 0.2822 | 0.2475 |
| Sigma_u | 0.2260 | 0.2526 | 0.2127 | 0.2235 | 0.2270 | 0.2746 | 0.2207 |

注:同表 3。

(三) 稳健性分析

概括而言,由稳健性分析得出的结果与主要结论一致,即当采用混合回归或随机效应面板回归分析时,产业内贸易指数 IIT 均为正值,且在 5% 的水平上具有显著性,这表明 IIT 在解释经济周期同步性方面具有较大的正向促进性。在大多数情况下,贸易强度系数为正值,但在 5% 的水平上缺乏显著性。另外,在采用混合回归和随机效应面板回归两种分析模型下,IIT 系数与贸易强度系数相比,数值一般都会更大些,且在 5% 的水平上显著性一般都更强。由此可以总结,与贸易总量相比,IIT 对经济周期协调的影响更大。

三个政策变量(财政政策相关性,货币政策相关性以及汇率变动)在整体上其正负号与预期的一致。采用混合回归与随机效应面板回归分析时,财政政策相关性系数均为正值,并且在 5% 的水

平上具有显著性。相同条件下,汇率变动系数均为负值,与预期结果一致,汇率变动均在5%的水平上具有显著性,该结果表示汇率稳定性(即汇率波动较小)对经济周期同步性具有重要的促进作用。货币政策相关性系数的正负较为不稳定,尽管在大多数情况下为正值,但在某些情况下,取值为负,货币政策相关性系数在统计上也不具有显著性,且取值为负的货币政策相关性系数数值较小。

汇率变动、贸易强度以及产业内贸易 IIT 的系数比其它变量的系数要大 4-5 倍,这说明经济周期同步性对贸易和汇率变动这两者引起的变化更为敏感。而另一方面,这也说明贸易的渠道和汇率变动对解释经济周期同步性具有更为重要的作用。采用混合回归与随机效应面板回归分析时,将贸易强度系数与 IIT 系数相比较,发现 IIT 一般比贸易强度系数数值更大,且在 5% 的显著性水平更具有显著性。而将三个政策相关性系数作比较可发现汇率变动系数在数值大小上为三者中最大,显著性亦为三者最高。其次是财政政策相关性,在数值大小和显著性上排名第二,最后是货币政策相关性。

六、结论与政策启示

本文从相关性分析入手,采用多维度面板回归模型证明产业内贸易(IIT)对经济周期同步性具有正向的并且重要的作用,结论已经使用豪斯曼检验进行验证。具体结论如下:在大多数情况下,IIT 系数为正值,且在 5% 的水平上具有显著性,表明产业内贸易对解释经济周期同步性方面具有较大的促进作用。而对于贸易强度,在大多数情况下,其系数均为正值,使用固定效应面板回归分析的情况除外。另外,在混合回归和随机效应面板回归分析的两种情况下,相比贸易强度,产业内贸易的系数在数值上通常会更大,且在 5% 的水平上更具有显著性。因此可以得出结论,产业内贸易对经济周期协同的影响比贸易强度更大。

然而,当各国的汇率波动真正相互独立且不互相影响时,调整宏观经济及汇率政策并无太大的必要。而且,若不同步的 GDP 增长能够为经济提供自动稳定的机制,那么调整对不同国家之间的政策并非一定有利。值得注意的是,作为最优货币区的衡量标准之一,经济周期同步性的提高被人们过度强调。通过贸易渠道的经济周期传导并没有直接影响国际政策的调整,因为在此之前,不同国家之间可能已经达成对国际政策的共识,因而导致了经济周期的同步性提高。相反,如果经济周期同步性相对较低,这些国家则需要作出更大的政策调整。

参考文献

- 程惠芳、岑丽君(2010):《FDI、产业结构与国际经济周期协同性研究》,《经济研究》,第9期。
- 梅冬州、赵晓军、张梦云(2012):《贸易品类别和国际经济周期协同性》,《经济研究》,增2期。
- 杨子晖、田磊(2013):《中国经济与世界经济周期协同性研究》,《世界经济》,第1期。
- Ahmed, S., B. Ickes, P. Wang and S. Byung(1993): "International Business Cycles", *American Economic Review*, 83, 335-359.
- Anderson, J. and E. van Wincoop(2003): "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle", *American Economic Review*, 93, 107-192.
- Baxte, M. and A. Stockman(1989): "Business Cycle and the Exchange Rate Regime: Some International Evidence", *Journal of Money Economics*, 23, 377-400.
- Baxter, M.(1995): "International Trade and Business Cycle", NBER Working Paper No. 5025.
- Eichengreen, B.(1992): *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression 1919-1939*, New York/Oxford: Oxford University Press.
- Frankel, J. and A. Rose(1998): "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- Gerlach, S.(1988): "World Business Cycles under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20,

621-632.

Giovanni, J. and A. Levchenko (2009): "Putting the Parts together; Trade, Vertical Linkages, and Business Cycle Comovement", IMF Working Paper, WP/09/181.

Grubel, H. and P. Lloyd (1975): *Intra-industry Trade; The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*, London: John Wiley & Sons.

Gruben, W., J. Koo and E. Millis (2002): "How Much does International Trade Affect Business Cycle Synchronization", Federal Reserve Bank of Texas Research Department, Working Paper No. 0203.

Imbs, J. (1998): "Fluctuations, Bilateral Trade and the Exchange Rate Regime", University of Lamsanne and New York University.

Imbs, J. (2000): "Sectors and the OECD Business Cycle", CEPR Discussion Paper No. 2473.

Kenen, P. (1969): "The Theory of Optimum Currency Areas; An Eclectic View", in Mundell, R. and A. Swoboda (Eds.): *Monetary Problems of the International Economy, Conference on International Monetary Problems*, University Press.

Kim, S., J. Lee and C. Park (2009): "Emerging Asia; Decoupling or Recoupling", Asian Development Bank Working Paper Series on Regional Economic Integration.

Kose, M., C. Otrok and C. Whiteman (2003): "International Business Cycles; World, Region, and Country Specific Factors", *American Economic Review*, 93, 1216-1239.

Kose, M., C. Otrok and C. Whiteman (2008): "Understanding the Evolution of World Business Cycles", *Journal of International Economics*, 75, 110-130.

Kose, M., C. Otrok and E. Prasad (2008): "Global Business Cycles; Convergence and Decoupling?", IMF Working Paper, WP/08/143.

Krugman, P. (1993): "Lessons of Massachusetts for EMU", in Giavazzi, F. and Torres, F. (Eds.): *Adjustment and Growth in the EMU*, Cambridge University Press.

Li, L. (2016): "Updating China's Role in the World Economy; Economic Transformation and Its Policy Implications", *Journal of Mathematics and Statistical Science*, 2016, 412-425.

Luis, R. and O. Maria (2007): *International Trade Theory, Strategies and Evidence*, Oxford University Press.

Mundell, R. (1961): "A Theory of Optimum Currency Areas", *American Economic Review*, 51, 657-665.

Nguyen, T. (2007): "Determinants of Business Cycle Synchronization in East Asia; An Extreme Bound Analysis", DEPOCEN Working Paper.

Rodrik, D. (2000): "Institutions for High - Quality Growth; What They are and How to Acquire Them", NBER Working Paper No. 7540.

Shin, K. and J. Wang (2003): "Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia", The Institute of Social and Economic Research, Osaka University.

Volz, U. (2010): *Prospects for Monetary Cooperation and Integration in East Asia*, MIT Press.

Willett, T., O. Permpoon and C. Wihlborg (2010): "Endogenous OCA Analysis and the Early Euro Experience", *World Economy*, 33, 851-872.

(责任编辑:罗 滢)