

金融危机的贸易溢出效应 对人民币有效汇率的影响

姚远 庞晓波

(吉林大学商学院 吉林大学数量经济研究中心)

引 言

2007年爆发的美国次贷危机波及了整个拉美洲,以及欧洲和亚洲大部分国家,迅速演变为全球性金融危机,至今为止,被传染的部分国家央行公布的数据显示各国陆续触底反弹,开始经济复苏,然而,对于此次金融危机的研究远未结束。理论界的共识是大的金融危机爆发往往伴随着危机国汇率的贬值,本次由次贷危机演变的全球金融危机也不例外,美元、欧元等危机国货币的汇率均出现了剧烈的波动。汇率波动对一国的宏观经济的诸多方面都有影响,比如实际产出水平、国内物价水平以及产业结构和就业等。所以,对金融危机中汇率变动的分析对进一步研究国内经济受到冲击的情况而言是首要的也是必要的。

金融危机在国际的传染途径可以分为由对外贸易溢出造成的传染、由国际资本市场流通造成的传染和纯心理因素引起的传染。由于我国对资本项目存在严格管制,金融机构介入衍生产品不多,所以对危机从金融途径的传染有一定的调控能力。然而由于近年来中国的促进对外贸易政策导向,中国对外贸易依存度一直居高不下(59%~75%)。2005年以来中国内地与总额排名前十一位的主要出口目的地间的贸易额占贸易总额的75%以上,这些国家和地区中,美国、欧盟、日本、韩国、加拿大和澳大利亚均在本次次贷危机中受到严重影响。所以本文的目的在于演示贸易如何在本次金融危机传染中起到重要的渠道作用,分析并检验人民币有效汇率受主要贸易伙伴国国内

形势恶化影响而波动的事实。

国外学者对金融危机传染的贸易渠道研究开始于 20 世纪 90 年代墨西哥金融危机发生时,并于早期研究确认了国际金融危机传染过程中贸易溢出的存在性和合理性。将贸易渠道纳入金融危机传染理论模型框架的代表人是 P. R. Masson (1999)。Masson 建立了一个两国的国际收支模型,利用多重均衡的分析方法,将金融危机的传染方式总结为三种效应:季风效应、溢出效应和净传染效应,他将以往文献中提到的通过国与国之间的金融、贸易等联系渠道发生的危机传染归结为溢出效应。Van Rijckeghem 和 Weder 在 1999 年从更全面的角度,将金融联系与贸易联系放在一个函数内共同分析危机起始国对与其有紧密贸易、金融联系的国家传染,发现在某个区域中,贸易联系与金融联系常常高度相关,这在一定程度上解释了金融危机传染的区域性特点。在实证方面, Mendoza 在 1995 年收集了 23 个发展中国家 1961 ~ 1990 年的数据,证实贸易条件的冲击波动在发展中国家产出波动中所占的比例高达 50%。Eichengreen 等人在 1996 年利用 Probit 模型对 20 个工业化国家货币危机发生的条件概率进行估计,发现相对于传统理论强调的宏观经济相似性,贸易联系对货币危机在国家间传播的解释力更强。Glick and Rose (1999) 选取 1971 ~ 1997 年 5 次不同危机作为研究对象,将贸易联系设为解释变量,又挑选各种反映外贸及金融传染的变量作回归分析后,发现一国名义汇率贬值会使其贸易竞争对手国的出口减少,国际收支恶化,从而将危机传染给后者,证实了贸易联系是危机扩散的重要原因,一国与危机起始国的贸易联系紧密程度决定了危机扩散的概率。

亚洲金融危机爆发后,国内学者也开始了对金融危机传染的贸易渠道的研究。秦朵(2000)采用误差修正模型,将东亚金融危机期间的韩国作为易感染体,其邻近八个国家作为潜在传染体,发现外贸传染对金融危机的作用并不十分显著,而来自金融渠道的传染则最为显著。乔涤卓(2005)将东南亚 15 个国家作横截面的回归分析,指出危机发生国和受危机传染国的贸易联系是唯一具有显著性的变量,证明贸易渠道在亚洲金融危机的传染中是最显著的。李嘉赢(2009)运用 VAR 系统的方法测定了次贷危机的传染,并从国际贸易和国际投资两个角度对传染性关系检验结果加以剖析。李刚,潘浩敏,贾威(2008)采用空间统计分析方法对金融危机分布的空间集聚性和传染路径进行了实证分析,结果证实美国次贷危机和东南亚金融危机中贸易关系均显著,是危机传染路径的直接路径。

一 理论模型

(一) 贸易渠道传染危机的多重均衡模型

Masson (1999) 在名为《传染：季风效应、溢出和多重均衡间跳跃》的论文中建立了多重均衡模型，通过对均衡间跳跃的描述，将金融危机传染分为季风效应、溢出效应和自实现效应。该理论认为金融危机传染存在三种途径：季风效应、溢出效应和自实现效应。季风效应是指 a 国爆发的金融危机通过改变外部环境或者改变外部汇率，引起 a 国的贸易出口的汇率升值，使 a 国的经常账户和资本账户面临双重压力，进而提高 a 国发生危机的概率。溢出效应是通过改变 b 国的原始汇率来影响 a 国发生危机的概率，且 b 国与 a 国的贸易联系越紧密，贸易份额越大，溢出效应越大。贬值预期的自我实现也会影响 a 国发生危机的概率，当人们预期到 a 国发生危机的概率增加时，风险中性的投资者所要求的风险溢价就提高，资本流出压力增大，从而增加外汇市场压力，进一步增大了 a 国发生危机的概率，使危机的自发生成为可能。本文将着重分析溢出效应。

(二) 指标构建思路

很多文献对危机传染溢出效应的贸易联系研究从直接贸易和间接贸易两个角度开展 [如 Kaminsky et al (2000), Masson (1999)]。直接贸易溢出，指被传染国家与危机发生国有双边贸易往来关系，危机爆发引起的汇率贬值和国内需求下降会导致贸易伙伴国的经常账户赤字增加、外汇储备减少，成为投机者进行货币冲击的对象。间接贸易溢出又称第三方贸易联系，即“竞争性贬值”，指某国与危机发生国竞争共同的出口市场，危机国遭受汇率贬值意味着其出口品价格下降，使其在贸易竞争中具有相对优势，降低另一国的出口竞争力，对共同市场的竞争有可能引发另一国货币贬值，从而诱发投机者对另一国家货币发起冲击。

由于数据局限，只搜寻到美国以下七个主要贸易伙伴国的数据：加拿大、中国、法国、德国、日本、墨西哥、英国。其中，加拿大、德国、日本、英国也是中国的主要贸易出口目的地国，所以，把这四个国家和中国作为研究对象进行检测。实证模型的构建参考了秦朵 (2000) 关于冲击指标

的设定和 Glick & Rose (1999) 在贸易联系部分对衡量贸易竞争所设置的指标的思路。

根据上文分析, 将直接贸易溢出表达为两部分: 产出溢出和汇率溢出, 冲击变量设置如下:

$$SDG_i = W_{CHi} \times GDP_i \quad (1)$$

$$SDR_i = W_{CHi} \times \dot{R}_{CHi} \quad (2)$$

$$i = CA, JP, GR, UK, US, W_{CHi} = \frac{EX_{CHi}}{EX_{CH}}$$

直接贸易溢出用 SD 表示, 其中产出溢出表示为 SDG_i , 汇率溢出表示为 SDR_i 。 W_{CHi} 为中国对 i 国的出口额占中国出口总额的比例; \dot{R}_{CHi} 是中国与 i 国双边名义汇率的波动率, $\dot{R} = \ln R_t - \ln R_{t-1}$; 产出选用工业产值作为替代指标, GDP_i 表示 i 国产出的变动率, $GDP = \ln GDP_t - \ln GDP_{t-1}$ 。 GDP_i 减小, \dot{R}_{CHi} 减少, W_{CHi} 降低, 都意味着 i 国经济情况的恶化, 所以直接贸易溢出的冲击变量缩小意味着 i 国处在恶化的经济危机中, 而直接贸易溢出的冲击变量增大, 则意味着 i 国经济好转。

间接贸易溢出比较复杂。根据短期名义刚性的假设, 出口价格变动对汇率变化的调整滞后, 然而汇率贬值能马上转变为贬值国的出口竞争优势, 所以从理论上讲, 危机国贬值到被传染国出口价格调整完成这一过程, 将伴随着两国对同一市场的出口份额转移。关系式表示如下:

$$SI_i = \frac{W_{USi}}{W_{CHi}} \times \dot{R}_{USi} \quad (3)$$

$$i = CA, JP, GR, UK, W_{USi} = \frac{EX_{USi}}{IM_i}, W_{CHi} = \frac{EX_{CHi}}{IM_i}$$

SI 为间接贸易溢出, W_{USi} 为 i 国对美国的进口额占该国进口总额的比例, W_{CHi} 为 i 国对中国的进口额占该国进口总额的比例, 二者的比值其实就是美国与中国对 i 国的出口额之比, 如果比值减少, 说明 i 国的进口份额从美国转移到中国, 如果比值增加, 则相反。 \dot{R}_{USi} 为美国与 i 国双边汇率的变动率, 表示方法同上。

(三) 数据说明

本文以危机爆发为实证的起始时间, 2007 年 2 月, 美联储发布对次贷

市场的负面评论,不久后,次贷恶化便开始冲击美国金融市场,同年7月全球金融市场大震荡,标志着此次次贷危机的全面爆发,2009年7月,虽然很多国家的中央银行发出积极预期,然而宏观经济数据表明市场复苏状况低于预期。所以,将检验的时间段定在2007年2月到2010年3月。

指标的选择上,双边出口额选取月度数据,其中,美国与四国的双边进出口额月度数据来自 Federal Reserve Bank of St. Louis, 中国对美国 and 四国的双边出口额月度数据来自中国经济信息网和欧盟统计局。人民币对马克的名义汇率月度值不可得,由于2002年起欧元区欧元全面取代马克,故用欧元作为马克的代理变量。由于GDP没有月度数据,所以用工业产品增加值作为代理变量,数据来自 OECD extract 数据库。

根据 Kaminsky & Reinhart (2000), 竞争性贬值的衡量与贸易品结构有关,美国与中国对四国的出口只有针对相似的(替代性强的)产品时才会产生竞争性贬值,所以用出口总量存在不准确性。然而由于相似产品包含在总产品内,所以相似产品产生的竞争性可以部分地体现在总量上,这是在分类贸易比率月度数据不可得的情况下所作出的次优处理。

二 边界检验 (Bound Test)

(一) 冲击变量的单位根检验

Granger 因果检验和 VAR 系统要求时间序列平稳,否则会出现伪回归现象,所以进行实证分析之前首先对所有变量进行单位根检验。从图形和数字特征观察,冲击变量均为无截距和趋势项的时间序列,滞后阶数根据 SIC 规则自动选择,ADF 单位根检验结果见表1。

表1 变量的 ADF 单位根检验

变量	T 统计量	Prob.	变量	T 统计量	Prob.
R_CN	-3.60218	0.0007	SDRJP	-3.082885	0.0030
SDGCA	-2.037934	0.0413	SDRUK	-5.669224	0.0000
SDGGR	-1.969988	0.0479	SDRUS	-1.116317	0.2350
SDGJP	-2.845613	0.0057	D_SDRUS	-11.34683	0.0000
SDGUK	-4.689989	0.0000	SICA	-5.722412	0.0000
SDGUS	-4.061832	0.0002	SIGR	-6.989743	0.0000
SDRCA	-4.772127	0.0000	SIJP	-4.083087	0.0002
SDRGR	-4.598028	0.0000	SIUK	-4.697881	0.0000
1% level	-2.630762	5% level	-1.950394	10% level	-1.611202

单位根检验结果表明,只有 SDRUS 是经过一次差分后平稳的,即 $I(1)$ 单整序列,此外除了 SDGCA 和 SDGGR 是 5% 置信水平下平稳的,其余的变量均为 1% 置信水平下平稳。其中 R_{CN} 为人民币名义有效汇率的变动率,计算方法与式中的人民币双边汇率变动率相同。

(二) 危机传染的边界检验

由于美国的汇率溢出变量 (SDRUS) 为 $I(1)$ 单整序列,而其他变量均为平稳序列,所以对危机传染的检验采用自回归分布滞后模型 (ARDL) 和边限检验方法。基于 ARDL 模型的边限检验是由 Pesaran 等于 2001 年提出的,是对变量间长期关系检验的扩展,其优势在于对小样本有更好的提取性,而且无论回归变量由 $I(0)$ 、 $I(1)$ 或者混合序列组成,都可以保证检验结果的一致性和有效性。

ARDL 模型分析过程分为三步,第一步是利用边限检验识别人民币名义有效汇率变动率与直接贸易溢出的协整关系, Pesaran 等于 2001 年给出两组渐进临界值,一组假设所有变量都是 $I(0)$ 过程,另一组全都假定为 $I(1)$ 过程,计算出的 F 统计值如果落在临界值上限以上,则不存在协整关系,原假设被拒绝,如果落在下限以下,则原假设不能被拒绝。如果落在临界值上下边限以内,则不能作出肯定结论。一旦协整关系确立下来,第二步将估计长期关系系数,最后利用 ARDL-ECM 模型来分析短期动态关系。

首先对各差分变量充分滞后,利用 AIC 和 SBC 准则选择最佳的滞后期。为避免样本滞后期过长而产生的序列相关问题,根据样本容量,选取最大滞后阶数为 4,考虑到变量的均值接近零,图形上观察也不存在平稳的趋势,所以在模型中未加入常数项和趋势项。

由表 2 看出,SDG 和 SDR 方程中各滞后阶数上都存在明显的 4 阶序列相关,SI 方程的最佳滞后阶数为 2。表 3 是根据各滞后阶上的估计结果计算的 F 统计值,由于样本容量小,直接贸易溢出变量只能估测出滞后三阶的值。上下边限的临界值表格由 Pesaran 等于 2001 年给出,直接贸易溢出模型的 k 值为 5,间接贸易溢出 k 值为 4,SDG 和 SI 模型的变量均为 $I(0)$ 序列,所以只要大于 $I(0)$ 边限即可看做有效,SDR 方程变量为 $I(0)$ 和 $I(1)$ 混合序列,所以需要大于 $I(1)$ 的边限才可认定有效。根据比较可以看出,SDG 和 SDR 方程在 3 个滞后阶上都在 1% 的显著性水平下拒绝不存在长期协整关系的原假设,而 SI 方程则在 4 个滞后阶上都不能拒绝不存在长

期协整关系的原假设。由此我们可以看出直接贸易溢出与人民币有效汇率波动间存在长期平稳关系,可以继续采用 ARDL 估计方法对原变量的长期关系和差分变量的短期动态关系进行估计。而间接贸易溢出与人民币有效汇率波动间不存在长期平稳的关系,我们将在下一部分用 VAR 系统进行估计。

表2 不同滞后阶数 AIC、SBC 信息标准及序列相关 LM 统计值

Lag		AIC	SBC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$
SDG	1	121.0759	112.3666	0.098813	17.992 ***
	2	131.6779	118.4575	4.4916 **	8.4562 *
	3	135.2292	117.676	0.83928	10.3487 **
	4	150.1605	128.4611	9.0946 ***	14.5915 ***
SDR	1	133.4492	124.7399	20.3367 ***	23.8687 ***
	2	128.0263	114.8059	24.8241 ***	25.4889 ***
	3	127.579	110.0259	18.7193 ***	23.6073 ***
	4	130.6991	108.9997	19.3286 ***	23.0317 ***
SI	1	131.1276	124.1285	6.8071 **	14.0255 ***
	2	132.6989	122.0144	0.077283	3.5292
	3	124.5313	110.3145	8.2211 ***	17.4743 ***
	4	122.1788	104.59	18.9034 ***	26.9105 ***

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上拒绝序列不相关的原假设。

表3 不同滞后阶数 AIC、SBC 信息标准及序列相关 LM 统计值

Lag	SDG			SDR			SI			
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	4
F 统计值	4.2745	3.4693	3.4297	16.898	25.263	9.2546	2.1087	0.6163	0.8064	1.2871
各显著性水平下的临界值										
k	10%			5%			1%			
	I(0)	I(1)		I(0)	I(1)		I(0)	I(1)		
4	2.14	3.34		2.44	3.71		2.82			4.21
5	2.26	3.48		2.62	3.9		3.07			4.44

三 直接贸易溢出的 ARDL 模型

进行模型估计之前,首先根据 AIC 信息准则剔除不显著阶数,对两个方程进行简化。简化后的最终模型设定为:SDG 为 ARDL (4, 3, 0, 3, 4,

4), SDR 为 ARDL (1, 0, 4, 4, 3, 4)。为了检验模型参数的稳定性, 以保证模型最终设定的可靠性, 我们还对两个估计方程进行递归残差累计和 (CUSUM) 及递归残差平方累计和 (CUSUMSQ) 检验, 检验结果显示曲线变化图均在表示 5% 显著水平的两条直线范围内, 即模型结构稳定。

表 4 是利用 ARDL 模型估计的直接贸易溢出下人民币汇率波动的长期系数值, 反映的是变量间的长期关系。从中我们可以看出, 长期上加拿大、德国和日本的产出溢出与人民币名义有效汇率变动的关系为正值, 与我们最初的预期相符, 意味着在危机发生时这三国产出的下降会引起人民币汇率的贬值, 英国和美国的产出溢出对人民币名义汇率变动的关系相反, 说明这两国由危机带来的产出下降并未引起人民币汇率的贬值, 反而使之升值。其中, 加拿大、德国和美国的冲击效果显著。对于汇率溢出而言, 除了日本以外的四个国家汇率溢出与人民币名义有效汇率变动的关系均为负值, 且德国、英国与美国的负向关系显著, 这说明人民币日元汇率的贬值会引发人民币名义有效汇率的贬值, 而与另外四个国家双边汇率的贬值会令人民币名义有效汇率升值, 而且德、英、美三国货币带来的升值冲击显著, 这可能与人民币名义汇率核算权重有关。

表 4 ARDL 模型估计的直接贸易溢出下人民币汇率波动的长期系数值

SDG(4,3,0,3,4,4)			SDR(1,0,4,4,3,4)		
变量	系数	T 统计值[P 值]	变量	系数	T 统计值[P 值]
CA	33.5418	4.5826[0.001]***	CA	-2.0491	-0.77964[0.450]
GR	1.8745	3.4581[0.005]***	GR	-9.6708	-3.5051[0.004]***
JP	0.59064	1.1468[0.276]	JP	2.3051	1.4074[0.183]
UK	-5.3322	-1.3526[0.203]	UK	-7.4937	-3.0078[0.010]***
US	-6.4258	-11.0696[0.000]***	US	-3.736	-3.4470[0.004]***
F 统计值		14.0704[0.000]***	F 统计值		41.7680[0.000]***
R ²		0.96568	R ²		0.98468

注: *** 表示在 1% 显著性水平上拒绝原假设。

表 5 是利用变量的长期关系对变量的一阶滞后项进行线性替代后估计的条件误差修正模型, 它反映的是人民币有效汇率波动受直接贸易溢出影响的短期动态效应。短期来看, 产出溢出的滞后期会对汇率产生负向调整。加拿大与德国的当期产出对汇率变动的冲击是正向的, 而加拿大随后两期的冲击

转为负向,日本、英国和美国的当期产出都会对汇率变动有反向冲击,然而日本与英国在随后的第二至三期依然会维持冲击的方向,而美国的冲击则在第二期便转负为正,继而在第三期又恢复负向冲击。汇率溢出的情况恰好相反,虽然五个国家在同期的冲击都为反向,然而除了日本在随后的三期内一直是负向冲击以外,德国、英国和美国在随后的调整期内均转变了冲击的方向。

表5 ARDL模型估计的直接贸易溢出下人民币汇率波动的短期系数值

SDG(4,3,0,3,4,4)			SDR(1,0,4,4,3,4)		
变量	系数	T统计值[P值]	变量	系数	T统计值[P值]
dR(-1)	1.6581	5.3755[0.000]***	dCA	-1.3653	-0.79539[0.437]
dR(-2)	0.98348	3.7554[0.002]***	dGR	-8.4554	-13.0551[0.000]***
dR(-3)	0.71326	3.2027[0.006]***	dGR(-1)	1.9162	1.4482[0.166]
dCA	10.5224	1.0307[0.319]	dGR(-2)	0.40357	0.37109[0.715]
dCA(-1)	-61.964	-4.1280[0.001]***	dGR(-3)	3.0561	4.1991[0.001]***
dCA(-2)	-64.2922	-5.7501[0.000]***	dJP	-0.59895	-1.4261[0.172]
dGR	4.5544	3.2255[0.006]***	dJP(-1)	-0.9722	-1.3483[0.195]
dJP	-1.0848	-1.2958[0.215]	dJP(-2)	-0.98287	-1.7052[0.106]
dJP(-1)	-1.3659	-1.9053[0.076]*	dJP(-3)	-0.84704	-2.0599[0.055]*
dJP(-2)	-4.1804	-6.7040[0.000]***	dUK	-1.7195	-2.2850[0.035]**
dUK	-1.9506	-0.45155[0.658]	dUK(-1)	1.7127	1.2173[0.240]
dUK(-1)	-6.9942	-0.86660[0.400]	dUK(-2)	2.1512	2.5153[0.022]**
dUK(-2)	-11.2944	-1.7245[0.105]	dUS	-1.6531	-1.8009[0.089]*
dUK(-3)	-16.769	-3.9045[0.001]***	dUS(-1)	2.5516	2.5650[0.020]**
dUS	-5.7945	-4.6421[0.000]***	dUS(-2)	0.026293	0.027860[0.978]
dUS(-1)	5.6539	3.9591[0.001]***	dUS(-3)	1.5297	1.9295[0.071]*
dUS(-2)	-2.5793	-2.9238[0.010]***			
dUS(-3)	-1.1735	-1.5304[0.147]			
ecm(-1)	-2.4297	-5.7728[0.000]***	ecm(-1)	-0.66626	-4.2491[0.001]***
R ²		0.96835	R ²		0.98587
F统计值		18.6998[0.000]***	F统计值		56.6841[0.000]***
$\chi^2(1)_{sc}$		4.8708[0.027]**	$\chi^2(1)_{sc}$		1.4690[0.226]
$\chi^2(2)_N$		0.013473[0.993]	$\chi^2(2)_N$		1.6844[0.431]
$\chi^2(1)_H$		2.3634[0.124]	$\chi^2(1)_H$		0.0090401[0.924]

注: d表示对变量进行一阶差分; ecm(-1)表示误差修正项,值为负数并且显著,说明误差修正项对模型存在反向调节机制; **、*表示在1%、5%、10%显著性水平上拒绝原假设; $\chi^2(2)_N$ 、 $\chi^2(1)_{sc}$ 、 $\chi^2(1)_H$ 表示检验估计方程残差项正态分布、1阶序列相关和1阶条件异方差的卡方统计值。

从以上分析来看,无论是长期还是短期,来自不同国家的不同冲击对人民币名义汇率变动的效果都存在着明显的不对称性。

四 间接贸易溢出的 VAR 系统

由于间接贸易溢出的变量均为平稳序列,在边限检验中 4 个滞后阶的 F 统计值显示长期关系均不显著,所以对危机传染的间接贸易溢出效应的检验采用 VAR 系统。在 VAR 系统对变量进行滞后结构检验,根据滞后长度标准检验结果显示,我们选择建立间接贸易溢出的三阶分布滞后模型,对人民币名义有效汇率变动率做模型估计。AR 图形结果显示多项式特征根全部落在单位圆内,表明模型稳定,可以进行脉冲响应检验和方差分解。

$$\dot{R}_{CN} = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^4 \psi_{ij} SI_{j,t-i} + \omega_t \quad (4)$$

(4) 式为间接贸易溢出变量对人民币有效汇率变动影响的 VAR 方程。式中, i 为滞后阶数, j 表示加拿大、德国、日本、英国四个国家。

为了观察间接贸易溢出对汇率波动影响的动态反应过程,我们引入脉冲响应函数。从图 1 描绘的脉冲响应图形上我们发现了与表 6 相似的情况,即间接贸易溢出变量在不同时期对汇率带来方向持续变化的波动冲击。冲击持续时间较长,到 16 期以后才逐渐消失。四个国家在初始几期的冲击均是反向作用在汇率波动上的,意味着美元对四个国家双边汇率的贬值会引发人民币名义有效汇率的贬值,这是与我们的预期相符,即间接贸易溢出所引发的贸易竞争效应会使美国货币的贬值传染给人民币汇率。其中,加拿大与日本的初期反向冲击持续时期较长,说明对这两个国家的竞争性贬值在一开始便会被引发,并持续较长一段时间,英国与加拿大的图形相似度比较强,均为反向冲击强度大于正向冲击,冲击方向转换过程中反向冲击多于正向冲击,表明这三个国家是我国与美国主要竞争的贸易出口市场。

为了进一步观察各个国家的冲击对汇率变动的贡献程度,我们对 VAR 模型进行方差分解,从表 7 中可以看到从第三期起各国的间接贸易溢出贡献度趋于平稳,其中加拿大与日本的贡献度最大,即来自这两个国家的竞争性贬值程度在人民币汇率贬值的总水平中所占份额最大,这是因为四个国家中,加拿大是美国最大的出口目的地国家,而日本是中国最大的出口目的地

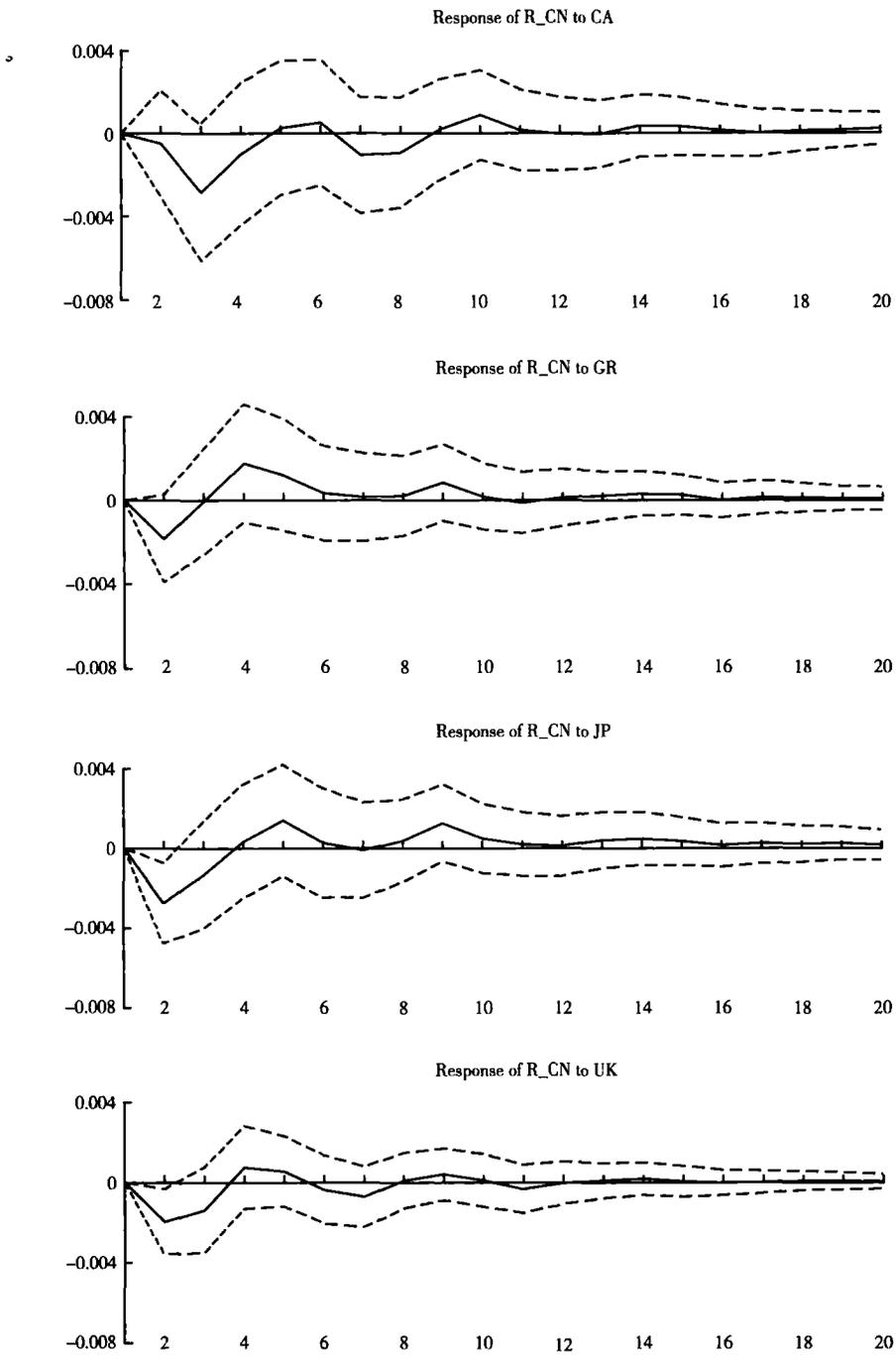


图1 间接贸易溢出对人民币名义有效汇率波动的脉冲响应

国。英国与德国的贡献度非常相近，也许可以用二者皆为欧盟成员国，具有相同的地域性来解释^①。

表 6 间接贸易溢出对人民币名义有效汇率变化的贡献程度

时期	S. E.	R_CN	CA	GR	JP	UK
1	0.004656	100	0	0	0	0
2	0.006979	68.77956	0.507952	7.042653	15.79631	7.873528
3	0.007839	55.92837	13.7671	5.588476	15.43264	9.283411
4	0.008149	51.96517	14.27702	9.84894	14.45623	9.452636
5	0.008382	49.23099	13.59438	11.3441	16.45346	9.377073
6	0.008529	50.16474	13.49399	11.10983	15.99234	9.239103
7	0.008723	50.14765	14.39721	10.64808	15.30018	9.506882
8	0.008788	49.48407	15.3207	10.54836	15.26664	9.380231
9	0.008935	47.96834	14.86274	11.10138	16.78188	9.285659
10	0.009014	47.57479	15.56054	10.94603	16.78502	9.133616

Cholesky Ordering: R_CN CA GR JP UK

结 论

本文在 Masson 的多重均衡理论基础上，根据贸易联系传染金融危机的理论假说，分项探讨了不同的贸易联系下危机传染的不同机制，设计了直接贸易溢出和间接贸易溢出的冲击变量，利用边限检验、ARDL 模型以及 VAR 系统，检验来自加拿大、德国、日本、英国和美国五个与中国有着密切贸易往来并在本次次贷危机引发的全球金融危机中受到严重影响的伙伴国对人民币有效汇率的影响，从检验结果中得出以下政策启示：

第一，对一国而言，受到来自外国的危机传染的原因包括本国基本面恶化和投资者偏好的改变两种，所引起的危机爆发的概率和治理方式存在较大不同。如果一国危机爆发的同时，投资者反映出风险偏好的下降，则应该采取措施正确引导投资者的预期；如果危机传染的原因与投资者风险态度的改变无关，则需要对本国经济基本面进行评估，当发现存在多重均衡的情况，则应对本国基本面的脆弱性与与危机爆发国基本面的相对状况

^① Masson (1999) 提到，由于贸易伙伴的相互影响与距离负相关，金融危机呈现地区性。

进行比较和调整。

第二,我国是贸易依存度较高的国家,危机通过贸易联系进行传染的概率很高,应适时进行产业结构调整 and 升级,一旦贸易伙伴国爆发危机,则应通过稳定币值、扩大内需等方式,降低本国贸易溢出传染金融危机的可能性。

第三,竞争性贬值是引发金融危机在国家间传染的渠道,单个国家的金融危机通过贸易对手国的竞争性贬值和货币危机的交叉性扩散,最终引发全球性的灾难。所以在世界经济一体化和金融全球化的背景下,日益紧密的国家间相互依赖和依存,令各国经济日益呈现一荣共荣、一损共损的趋势,即便出于自我保护的目的,一国率先使用报复性政策手段极易引发其他国家的连锁反应,最终导致所有国家的福利降低。所以危急关头,加强国家间合作和政策协调是重要的,更是必要的。

参考文献

- [1] 高铁梅, 2009, 《计量经济分析方法与建模——EViews 应用及实例》(第2版), 清华大学出版社。
- [2] 李刚、潘浩敏、贾威, 2008, 《金融危机传染路径的空间统计分析》, 《统计研究》第12期。
- [3] 李嘉赢, 2009, 《美国次贷危机的国家传染性检验》, 《经济科学》第5期。
- [4] 乔涤卓, 2005, 《东南亚金融危机的贸易传染效应分析》, 《世界经济研究》第19期。
- [5] 秦朵, 2000, 《外贸与金融传染效应在多大程度上导致了韩国1997年的货币危机》, 《世界经济》第8期。
- [6] GL Kaminsky, CM Reinhart, 2000, “On Crises, Contagion, and Confusion”, *Journal of International Economics*.
- [7] M. Hashem Pesaran, 2001, Yongcheol Shin, Richard J. Smith, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics* (16): 289 - 326.
- [8] Masson, P., 1999, “Contagion: Macroeconomic Models with Multiple Equilibria”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18.
- [9] R. Glick, K. A. Rose, 1999, “Contagion and Trade: Why are Currency Crises Regional?”, *Journal of International Money and Finance*, 18 (4), 603 - 17.