

贸易溢出效应对人民币有效汇率的影响^{*}

庞晓波 姚 远

内容摘要：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，以中国为中心，以其在本次次贷危机中受到严重影响的贸易伙伴（美国、加拿大、德国、日本和英国）为外围，选取 2007 年 2 月至 2010 年 3 月的月度数据，从直接贸易与间接贸易两个角度构建冲击变量，利用边际检验方法，检验金融危机通过两种贸易渠道从外围国传染给中心国的途径，基于 ARDL 模型及 VAR 系统，探究中国在由美国次贷危机引发的全球金融危机中受传染的情况。

关键词：金融危机传染 汇率波动 贸易溢出

中图分类号：F831

文献标识码：A

近年来大规模金融危机频发的现状令金融危机的国际间传导机制理论成为研究热点，随着世界经济一体化增强和后亚洲金融危机时代全球经济的迅速复苏和发展，国家间经济往来日益紧密，全球贸易量也逐年递增，从而使得一国经济极易受到其他国家经济变动的冲击，为金融危机的国际传染提供了途径。2007 年爆发的美国次贷危机波及了美洲、欧洲和亚洲大部分国家（地区）并迅速演变为全球性金融危机。至今为止，被传染的部分（地区）国家央行公布的数据显示陆续触底反弹，经济开始复苏，然而，对于此次金融危机的研究远未结束。

金融危机在国际间的传染途径可以分为由对外贸易溢出造成的传染、由国际资本市场流动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进行严格管制，金融机构介入衍生产品不多，所以对危机的金融传染有一定的抵抗能力。近年来我国对外贸易依存度一直居高不下（59%~75%），2005 年以来我国大陆与总额排名前 11 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（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揭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内形势恶化影响而波动的事实。运用 ARDL 模型和 VAR 系统，分直接贸易溢出和间接贸易溢出，实证检验本次金融危机通过贸易渠道对人民币有效汇率的影响。

一、文献综述

国外学者对于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。Dornbusch 等（1995）就在分析 1978~1994 年间智利、墨西哥和芬兰发生的四次危机时发现，汇率扮演了重要的角色，同时，也将贸易条件和经常账户余额变化当做重要的观察指标。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（1998，1999a，b）。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

作者简介：庞晓波，吉林大学商学院副院长、教授、博士生导师；姚远，吉林大学商学院博士研究生。

*** 基金项目：**教育部人文社会科学重点研究基地重大项目：《金融稳定的内生机制和外部条件与金融危机防范体系研究》（项目编号：10JJD790033）。

法,将金融危机的传染方式总结为三种效应:季风效应、溢出效应和自实现效应,他将以往文献中提到的国与国之间的金融、贸易等联系渠道而发生的危机传染归结为溢出效应。Van Rijckeghem 和 Weder (1999) 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 (1995) 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 (1996) 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做回归分析后,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,国内学者也开始了金融危机传染的贸易渠道的研究。陈学彬 (1999) 首次建立了多方非对称信息动态博弈模型,利用投机者、公众、政府和国际组织等多方参与者的利益格局和所获信息的变化所导致的博弈均衡变化,得出危机迅速扩散的原因。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主体,其邻近 8 个国家为潜在传染体,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。黄薇 (2001) 认为金融危机传染机制中贸易传染、金融传染和预期传染是同时发生作用的。而乔涤卓 (2005) 将东南亚 15 个国家作横截面的回归分析,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。裴平、张倩和胡志锋 (2009) 选取 2007~2008 年的月度数据,实证研究了在国际金融危机背景下,我国前 10 大出口对象国(地区)的人均 GDP 下降和失业率增加对我国出口贸易的负面影响。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 (2009) 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。

二、多重均衡模型及指标构建

(一) 贸易渠道传染危机的多重均衡模型

Masson (1998) 在其名为《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,假定某国的经济基本面未发生变化,当外汇储备下降到某个临界水平时,货币贬值对货币账户形成冲击,使外债难以偿付而引起违约,进而引发危机。用投资者对危机的预期来代表外债偿付成本,一国危机的发生改变了投资者对另一国的预期,减持该国风险资产,使其经济移动到“坏的均衡”(具有货币贬值、资产价格下跌等特征的均衡)。

模型分为两部分:第一部分为单一国家的多重均衡模型,第二部分为多重均衡间跳跃引发的国家间危机传染模型。假设条件为:(1) 两国两期模型,包含两个新兴市场国家;(2) 外部环境(特别是工业国利率)给定;(3) 投资者是风险中性的;(4) 国家货币当局通过调整外汇储备来对国际收支逆差(或顺差)融资;(5) 没有新的净资本流动。

由此,模型得出了金融危机传染的三种途径:季风效应、溢出效应和自实现效应。季风效应是指某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,则溢出效应越大。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(Kaminsky 等, 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,出于对共同市场的竞争会引发另一国货币贬值的可能性,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。从地缘上考察,日本与中国是近邻,加拿大与美国是领土紧邻的邻国,而英国与德国同属欧盟,与美国只隔一条大西洋,密切的地缘关系令这几个国家间传染金融危机的几率加大。从受本次危机冲击情况看,从 2008 年开始,这四个国家的 GDP 水平均大幅下滑并持续到 2010 年才出现缓步复苏的势头,四国作为被美国传染金融危机的受害国同时,通过双边贸易,也将国内恶化的经济形势传染给中国,扮演了传染者的角色。从这个角度看,直接贸易溢出分为两类:一类是直接的直接贸易溢出,即美国作为危机发源地对其贸易紧密的伙伴国(中国及四国)传染了金融危机;另一类是间接的直接贸易溢出,即四国在从美国传染到金融

危机的同时,也通过直接贸易往来把金融危机传染给中国,即中国通过四国间接地受到美国国内经济恶化的影响。这两类直接贸易溢出意味着中国通过直接贸易往来所遭受的金融危机输入来源为两部分:一部分直接从美国输入进来,另一部分输入了以美国为起源以四国恶化的国内形势为桥梁的危机。所以,本文确定将这四个国家和中国作为研究对象进行检测,其中中国受传染情况作为研究的最终对象,在本文中中国定义为中心国,而四国和美国同时作为将危机传染给中国的国家,将其统一定义为外围国,其中美国为危机起源国。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 (1998)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:

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

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

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

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_{CH} 为中国对 i 国的出口额占中国出口总额的比例; \dot{R}_{CH} 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 减小, \dot{R}_{CH} 减少, W_{CH} 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(Glick & Rose, 1998; Corsetti 等, 2000),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,从危机国贬值到被传染国出口价格调整完成,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:

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

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

其中, 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 国的进口额从美国转移到中国, 如果比值增加, 则相反。 \hat{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。直到 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, 中国对美国和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) 的研究, 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。

三、边界检验(Bound Test)

(一) 冲击变量的单位根检验

从两组直接贸易溢出变量的时间序列图中可以看到一个共性, 就是整体图形呈现平缓的 U 形, 在 2008~2009 年间出现一次剧烈的波动, 下降到全图的最低值后又迅速反弹恢复平稳,

从直接贸易溢出变量的构建上看, 变量值下降意味着该国的货币贬值、产出减少, 即经济形势恶化。从间接贸易溢出变量的时间序列图形上来看, 加拿大和英国的波形具有相似性, 也是在平缓的 U 形中间出现急剧下降回升的波谷, 而德国与日本的波形则呈现出无序性。

由于 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。

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, 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 (2001) 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。

首先对各差分变量给出充分的滞后阶数, 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。序列相关检验结果如表 1 所示。

由表 1 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 2 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 3 阶的值。上下边限的临界值表格由 Pesaran 等 (2001) 给出, 直接贸易溢出模型的 k 值为 5, 间接贸易

表 1 不同滞后阶数 AIC、SBC 信息标准及序列相关 LM 统计值

	Lag	AIC	SBC	χ^2 (1)	χ^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 2 不同滞后阶数的 F 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

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) 的边限即可看做有效。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。

四、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 (CUSUM-SQ) 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 3 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，

表 3 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	变量	系数	T 统计值
CA	33.5418	4.5826***	CA	-2.0491	-0.77964
GR	1.8745	3.4581***	GR	-9.6708	-3.5051***
JP	0.59064	1.1468	JP	2.3051	1.4074
UK	-5.3322	-1.3526	UK	-7.4937	-3.0078***
US	-6.4258	-11.0696***	US	-3.736	-3.4470***
F 统计值		14.0704***	F 统计值		41.7680***
R ²		0.96568	R ²		0.98468

注：*** 表示在 1%显著性水平上拒绝原假设。

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，美国、德国、加拿大和英国的汇率溢出与人民币名义有效变动均存在反向相关的关系，且德国、英国与美国的相关关系显著，这说明人民币对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 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 2~3 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。

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。

五、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。

$$R_{CN} = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^4 \psi_{ij} S_{j,t-i} + \omega_t \quad (4)$$

(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。其中，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 5 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的，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

表 4 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	变量	系数	T 统计值
dR(-1)	1.6581	5.3755***	dCA	-1.3653	-0.79539
dR(-2)	0.98348	3.7554***	dGR	-8.4554	-13.0551***
dR(-3)	0.71326	3.2027***	dGR(-1)	1.9162	1.4482
dCA	10.5224	1.0307	dGR(-2)	0.40357	0.37109
dCA(-1)	-61.964	-4.1280***	dGR(-3)	3.0561	4.1991***
dCA(-2)	-64.2922	-5.7501***	dJP	-0.59895	-1.4261
dGR	4.5544	3.2255***	dJP(-1)	-0.9722	-1.3483
dJP	-1.0848	-1.2958	dJP(-2)	-0.98287	-1.7052
dJP(-1)	-1.3659	-1.9053*	dJP(-3)	-0.84704	-2.0599*
dJP(-2)	-4.1804	-6.7040***	dUK	-1.7195	-2.2850**
dUK	-1.9506	-0.45155	dUK(-1)	1.7127	1.2173
dUK(-1)	-6.9942	-0.86660	dUK(-2)	2.1512	2.5153**
dUK(-2)	-11.2944	-1.7245	dUS	-1.6531	-1.8009*
dUK(-3)	-16.769	-3.9045***	dUS(-1)	2.5516	2.5650**
dUS	-5.7945	-4.6421***	dUS(-2)	0.026293	0.027860
dUS(-1)	5.6539	3.9591***	dUS(-3)	1.5297	1.9295*
dUS(-2)	-2.5793	-2.9238***			
dUS(-3)	-1.1735	-1.5304			
ecm(-1)	-2.4297	-5.7728***	ecm(-1)	-0.66626	-4.2491***
R ²		0.96835	R ²		0.98587
F 统计值		18.6998***	F 统计值		56.6841***
$\chi^2(1)SC$		4.8708**	$\chi^2(1)SC$		1.4690
$\chi^2(2)N$		0.013473	$\chi^2(2)N$		1.6844
$\chi^2(1)H$		2.3634	$\chi^2(1)H$		0.0090401

注：d 表示对变量进行 1 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。

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

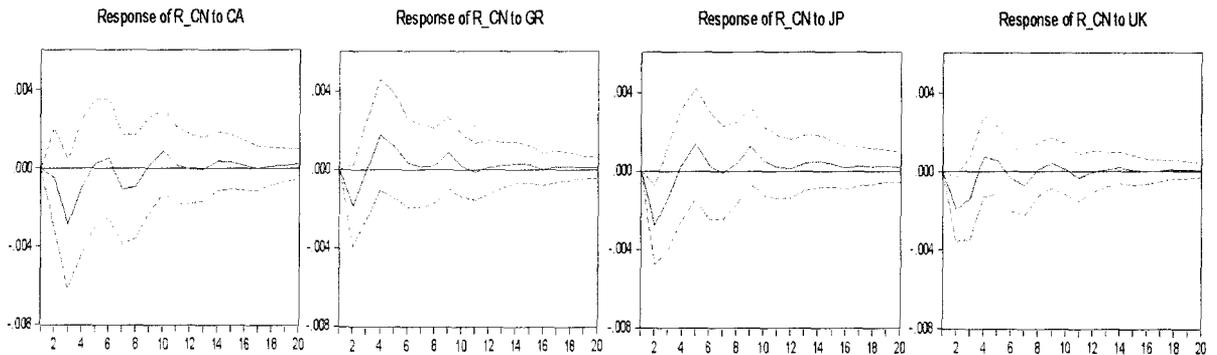


图 1 间接贸易溢出对人民币名义有效汇率波动的脉冲响应

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

表 5 间接贸易溢出对人民币名义有效汇率变化的贡献程度

Period	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

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 5 中可以看到从第 3 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

六、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，利用边境检验、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的冲击对人民币名义有效汇率的影响，从检验结果中得出以下政策启示：

(一)分析证明了贸易联系是本次金融危机

从外围国传染给中心国的有效渠道，来自外围国的产出恶化和汇率贬值显著引发了人民币名义有效汇率的剧烈波动。对中国而言，直接贸易溢出对人民币名义有效汇率的波动有着长期平稳的影响，而间接贸易溢出对人民币汇率变动带来的长期影响不显著，短期波动则很频繁。

(二)直接冲击又可以分为产出冲击和汇率冲击，检验结果发现，两种冲击对人民币汇率变动带来的作用方向不同，而且五个国家从两种冲击渠道对人民币汇率变动产生的冲击存在非对称性。加拿大、德国与日本的产出下降会引起人民币汇率的贬值，而英国与美国的产出下降会令人民币汇率升值；加拿大、德国、英国与美国对人民币双边汇率的贬值会使人民币名义有效汇率升值，而日元贬值则会引起人民币的贬值。

(三)间接贸易冲击对人民币汇率变动的影响短期较明显。峰值绝对值能够达到 2%~4%，起初几期的冲击均为反向，即中美两国的汇率会因为对加拿大、德国、日本和英国的贸易竞争在起初大约 4 期内出现同向的运动，美元双边汇率贬值会引发人民币名义有效汇率的贬值。随后波动方向发生持续的震荡转变，在持续大约 16 期后才消失。中美两国对大的贸易出口市场表现出更强的竞争性，而对地理位置相近的出口目的地，竞争性贬值的表现也相似。

^①Masson (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。

(四)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。

(五)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,最终将引发全球性的灾难。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。所以危机关头,加强国家间合作和政策措施协调是重要的更是必要的。

(责任编辑 李楠)

参考文献:

- [1] 陈学彬,刘明学,董益盈.人民币实际汇率变动对我国贸易收支的影响——主要市场双边贸易收支的实证研究[J].复旦学报:社会科学版,2007(6).
- [2] 高铁梅.计量经济分析方法与建模——EViews应用及实例(第2版)[M].清华大学出版社,2009.
- [3] 黄薇.论金融危机传染机制及其在东南亚金融危机中的作用[J].外国经济与管理,2001(5).
- [4] 李刚,潘浩敏,贾威.金融危机传染路径的空间统计分析[J].统计研究,2008(12).
- [5] 李嘉赢.美国次贷危机的国家传染性检验[J].经济科学,2009(5).
- [6] 裴平,张倩,胡志锋.国际金融危机对我国出口贸易的影响——基于2007~2008年月度数据的实证研究[J].金融研究,2009(8).
- [7] 乔涤卓.东南亚金融危机的贸易传染效应分析[J].世界经济研究,2005(19).
- [8] 秦朵.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?[J].世界经济,2000(8).
- [9] Giancarlo Corsetti, Paolo Pesenti, Nouriel Roubini and Cédric Tille. Competitive Devaluations: toward a Welfare-based Approach [J]. Journal of International Economics, Volume 51, Issue 1, June 2000: 217~241.
- [10] Hashem Pesaran, Yongcheol Shin. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis [J]. The Norwegian Academy of Science and Letters, Oslo, March 3~5, 1995.

Abstract: This paper based on Masson's multiple equilibria theory. According to the theory hypothesis that trade links can spread financial crisis, we set China as central country, choose the trade partners which been severely affected in the Subprime Crisis (USA, Canada, German, Japan and British) as external country, use the monthly date during February 2007 and March 2010, and set up impact variables from two point of view as direct trade and indirect trade. We examine the way that financial crisis spread from central country to external country by the two trade channels as mentioned in the context of bound test. At last investigating how China be contagious in the global financial crisis triggered by Subprime Crisis in the context of ARDL and VAR approach.

Keywords: Financial Crisis Contagion; Exchange Rate Fluctuation; Trade Spillover