

汇率波动与国际贸易量的不确定性关系 ——基于中国的经验证据

韩青*

摘要 对于汇率波动与国际贸易量的关系,学界一直存有很大争议,但经验检验尚不足以作为理论分析提供有说服力的证据。本文着重在如下三个细节方面做深做细:第一,更精确地测算汇率波动,发现并注重汇率波动对冲击可能存在的非对称特征;第二,以严格的内生性检验指导工具变量的应用;第三,模型设定采用联立方程同时考察出口需求和供给。文章发现,无论是贸易方向上还是贸易方式上,均没有理由认为汇率波动显著影响了出口需求,但汇率波动却显著抑制了中国的出口供给。

关键词 汇率波动,国际贸易量,联立方程,加工贸易

一、引言及文献回顾

汇率波动对国际贸易的影响是国际经济学界存有很大争议的话题,该问题的研究源于对固定汇率制与浮动汇率制孰优孰劣这一问题的争论。¹ 1973年布雷顿森林体系崩溃后,发达国家之间相继放弃了固定汇率制而基本采取了管理浮动制,一些发展中国家或一些小国则采取了钉住某一货币政策较稳健、通胀率较低或经济关系比较密切的强势经济体的硬通货。² 由此产生的重要问题是:汇率波动对贸易量的影响如何?波动风险的增加真的是像传统理论或者直觉上认为地那样抑制了贸易的发展吗?如果是的话影响程度有多大?采取货币钉住以期减弱汇率波动的做法能显著促进贸易增长吗?然而到目前为止,现有文献对这些问题并没有给出合意的回答。

* 山东大学经济学院国际经济与贸易系。通信地址:济南市山大南路27号山东大学东校区新校,250100;电话:(0531)88365220;E-mail:hanqing525@126.com。笔者深深感谢范爱军教授多年来对其从零开始的悉心培养与指导。两位匿名审稿人以及朱家祥教授对文章提出了有益的评论与建设性意见,由此引发的深入思考使笔者受益良多,谨此深表感谢。文中的任何疏漏与错误概由笔者承担。

¹ 所谓的汇率波动,或者说汇率风险,不仅仅在于汇率水平的变化所导致的货币升值或贬值,更重要的是强调汇率的波动幅度。即使均值相同,波动幅度的剧烈增加也会使均值的概念变得毫无意义。

² 比如马来西亚、萨尔瓦多、危地马拉、厄瓜多尔、巴西、阿根廷和1994—2005年的中国等均钉住美元,一些前法属或德属殖民地国家分别钉住法国法郎和马克,目的之一也是为了减少对主要贸易伙伴的汇率波动。

(一) 理论分析概述

理论上的考察主要是根据不确定性条件下厂商的最优化建立模型,即厂商在各种约束下最大化目标效用函数。早期的 Clark (1973)、Baron (1976a)、Hooper and Kohlhagen (1978) 奠定了这一基本框架并认为汇率波动抑制了出口。然而随着一些假设条件的放宽,或者说模型与现实有所靠近,结论开始由“抑制论”逐渐倾向于“促进论”。如 De Grauwe (1988)、Dellas and Zilberfarb (1993) 放松了风险厌恶为常数的假设,得出极度风险厌恶的厂商随汇率波动的增加出口更多的结论;在考虑进除汇率风险外的其他一些影响贸易的冲击的研究中, Cushman (1983) 认为即使考虑进通货膨胀的影响,汇率波动也还是降低了贸易量, Barkoulas *et al.* (2002) 将引起汇率波动的原因归结为外汇市场微观结构、基本面和噪声信号三种冲击,但三种冲击对贸易量的影响并不一致,总的效果难以判断;再如在一些风险悖论的研究中, Gros (1987)、De Grauwe (1992)、Franke (1991)、Sercu and Vanhulle (1992) 认为先前的研究之所以认为汇率波动抑制了国际贸易是因为忽略了汇率也会影响到厂商面临的机遇,汇率波动不仅代表风险,同时也代表创造利润的机遇,因而波动增大的同时贸易量有可能增加,尤其是 Broll and Eckwert (1999) 将出口看做期权,认为同任何风险增加要求相应的风险升水一样,当汇率波动增大时出口期权的价值也随之上涨,因而汇率波动会增加国际贸易量。另外,理论分析也有基于一般均衡框架下的研究, Bacchetta and Wincoop (2000) 证明汇率稳定并不必然与贸易增长相联系,而是取决于对消费与闲暇的偏好; Sercu and Uppal (2003) 认为汇率波动既有可能增加也有可能减少国际贸易,取决于引起汇率波动的潜在原因如资源禀赋的变化和交易成本等。可以说理论分析对两者关系的回答模糊不定,总的印象是假设越严格,越支持“抑制论”,假设有所放松,便倾向“促进论”。

(二) 经验分析综述

在理论分析未达成一致的情况下,经验实证就显得尤为重要。但到目前为止,经验实证并未给理论上的不确定结果指明方向,甚至提供有说服力的证据。所得结果总体看来随样本考察对象、波动测算、估计方法的不同而依然存有三种论调的争论。经验分析中汇率波动是最重要的变量,汇率波动测算也是关键环节。由于波动本身不可观测,表示波动的只能是它的代理变量(proxy variable),然而对它的测算没有一个所谓“正确”的方法。Gotur (1985)、Klein (1990) 等使用的是汇率的标准差; Byrne *et al.* (2003)、Tenreyro (2007)、潘红宇 (2007) 等用汇率增长率的标准差度量波动;很多学者如 Asseery and Peel (1991) 等用 ARIMA 模型; Thursby and Thursby

(1987)用汇率的二次退势方法; Arize *et al.* (2006)、Lee (1999)、Choudhry (2005)、Cheong *et al.* (2005)等诸多学者用 ARCH/GARCH 模型测算汇率波动; Pagan、Hall and Trivedi (1983)以及 Arize (1995, 1997)使用线性矩法 (Linear Moment Model); Perée and Steinherr (1989)直接以汇率错位 (misalignment) 度量波动。面对测算方法的多项选择, 几乎所有的文献提交的选项都带有主观随意性, 欠缺测算方法之于数据性质上的客观依据, 于是这一关键变量测度的不够精确很可能是研究未有定论的重要原因之一。

将经验研究的文献按模型设定 (model specification) 分类是个清晰而简便的方法。因为纵观这类文献, 模型的总体设定不外呈现如下三种形式: 出口需求方程、引力模型和非线性方程。典型的出口需求方程以出口量作为被解释变量, 将需求条件 (常以外国工业产出或 GDP 表示)、相对价格以及所测算的汇率波动作为解释变量加入方程。其含义是出口需求与普通的需求方程并无本质差别, 需求都要受收入和价格的制约, 只不过在汇率波动与国际贸易量的研究中是将这两者作为控制变量而重点关注汇率波动。Kenen and Rodrik (1986) 对 11 个国家的研究中只有 4 个国家的汇率波动显著为负, 其他都没有显著性。Koray and Lastrapes (1989) 及 Lastrapes and Koray (1990) 两篇使用 VAR 方法的研究发现, 美国进出口对汇率波动响应很小且统计不显著, 波动只能解释美国贸易额的很少一部分, 最高不超过 11%; 但值得关注的是方差分解中至少有一个变量解释了汇率波动方差的相当一部分, 这说明汇率波动并非纯粹外生。而同样是使用协整与 ECM 分析, Asseery and Peel (1991) 发现了汇率波动对贸易量的影响显著为正的证据, 而 Sukar and Hassan (2001)、Arize *et al.* (2006) 支持传统的“抑制论”观点, 当然, 样本考察对象并不完全相同。类似研究还可参见 Choudhry (2005)、潘红宇 (2007) 等。至于引力模型, 它是国际贸易领域常见的一种方程设定, 两国的贸易量随各自收入的增加而增大, 随地理距离的增大而减少。一般的, 方程中常会加入一些虚拟变量以控制可能会影响交易成本的因素, 诸如两国是否接壤、是否说共同语言、是否属同一自由贸易区等。当然, 在控制以上这些因素之后要重点关注的是汇率波动的影响。在使用引力模型方法的研究中, Frankel and Wei (1993) 以及 Dell' Ariccia (1999) 较有代表性, 他们都注意到了货币当局主动稳定与贸易伙伴国汇率的措施会造成汇率波动的内生性偏倚, 并各自使用工具变量予以修正。Frankel and Wei (1993) 作了 63 个国家 1980 年、1985 年和 1990 年的截面回归, 但三年的结果分别是显著为负、无显著性、显著为正, 所有情况中系数都很小, 但欠缺稳健性。Dell' Ariccia (1999) 使用面板数据对西欧 16 个国家的研究结果显著为负, 虽然效应很小, 但比较稳健。有关引力方程的研究还可参见 Tenreyro (2007)。最后是非线性模型, 非线性方法提供了很广的建模素材, 而这一领域的非线性研究只有

Baum、Caglayan and Ozkan (2004) 一篇且方法相对简单,即在出口需求方程的架构下不仅包含汇率波动,也包含汇率波动和外国的收入波动的交叉积作为解释变量。这样汇率波动对贸易量的偏影响就与收入波动相关而不再是简单的线性关系。其结论与当前理论分歧一致,具有显著性的统计量中有正有负,显著为正的稍多一些,这再一次发现了“促进论”的证据。

(三) 总结与评述

通过以上对文献的梳理与总结,本文认为经验分析尚不足以为理论分歧提供有说服力的证据,并且经验实证还可以在研究中的一些关键细节——汇率波动的测算、变量的内生性处理、模型的总体设定——进一步做深、做细。汇率波动合理的测算方法当依据数据性质或经验特征事实而定。具体而言,如果汇率存在非零趋势的话,汇率水平变量的标准差会过度估计风险;如果汇率呈现非正态厚尾分布的话,条件异方差是典型存在的,这时 Box and Pierce (1970) 的 Q 统计量就不再渐近服从卡方分布,在使用 ARIMA 模型拟合汇率作统计推断时仍依据卡方分布,所测算的波动就很不精确。另外,已有多篇研究的种种迹象表明汇率波动具有内生性。内生性对回归参数的损害是不可容忍的,如果汇率波动确实存在内生性而没有被修正,那么估计结果便不可置信。但是,如果变量没有内生性却使用工具变量予以修正,参数估计量的方差就会大一些。但所有的文献对内生性的处理并不稳妥,表现在要么不考虑内生性问题,暗含地假定其为外生变量;要么直接断定其为内生变量进而使用工具变量法估计。前者易导致非一致估计;后者易降低估计的有效性。在模型设定方面,出口需求方程实际上只考虑了问题的一半,由于忽略了出口供给,其暗含假设是价格外生且供给弹性无限;而引力方程同样有理论前提,它要求样本对象国必须十分倚重产业内贸易。

基于此,本文在三个方面尝试改进:第一,依据汇率性质最终选择 EGARCH 模型测算汇率波动,并揭示汇率波动可能存在的冲击响应非对称性特征;第二,进行严格的汇率波动内生性检验,排除内生波动导致的结果失真,提高参数估计精度;第三,在方程设定上一改只注重出口需求的单方程模式,采用联立方程模型同时考察出口需求与出口供给。以此为研究方法,文章的分析思路建立在如下两个基础之上:首先,从贸易方向上看,美国、欧盟、日本是中国的前三大贸易伙伴,如果汇率波动对中国实际出口有显著影响的话,至少会在中国的总量出口或者对三大贸易伙伴的出口中体现出来;其次,从贸易方式上看,中国的加工贸易占半数以上比重,且加工贸易由于多出一层进口环节而具有更大的汇率风险敞口,如果汇率波动对中国出口有显著影响的话,至少在加工贸易中能更明显地反映出来。故文章分别从贸易方向与贸易方式两个视角展开关于汇率波动对中国出口量的经验实证。

文章以下的结构安排是：第二部分测算汇率波动；第三部分从贸易方向视角探析汇率波动对中国对外贸易的影响；第四部分转而从贸易方式视角探讨这一问题；第五部分为总结性评述。

二、汇率波动的测算

如果目的是要衡量一国总体出口状况，以贸易量加权的有效汇率要好于双边汇率。在本文的样本期内（1981年1月—2007年2月以及2001年1月—2007年2月）除个别年份外，中国的通货膨胀与欧、美、日及世界通胀水平似乎没有持久且悬殊的大幅差异，³故人民币实际有效汇率（REER）和名义有效汇率（NEER）⁴均是合适的选择，图1也显示两种汇率的走势大体相似。本文首选剔除价格差异的实际有效汇率所测算的波动，而将名义有效汇率波动作为实际有效汇率波动或有内生性情况下的工具变量。

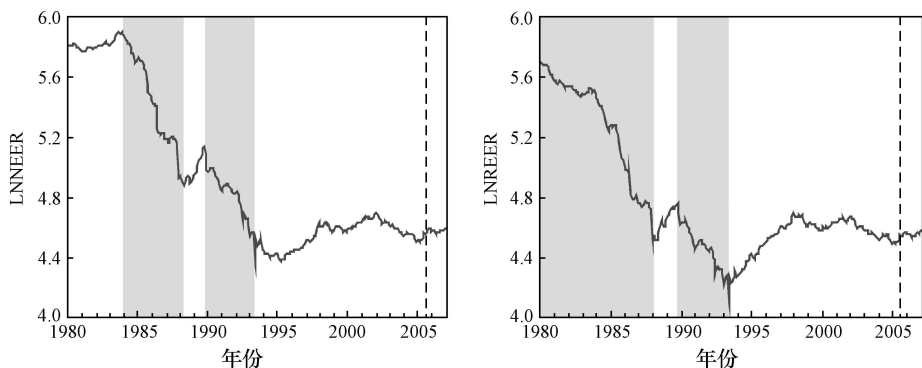


图1 对数名义有效汇率与实际有效汇率：1980年1月—2007年2月

（一）汇率的经验特征事实

汇率波动的测算当依据数据的性质而定，不难发现人民币汇率的一些经验特征事实（empirical stylized facts）是典型存在的。如图2，汇率的收益率表现出明显的波动集群，并且呈现显著的高峰厚尾分布（图3），说明总的来说GARCH模型优于其他方法。而GARCH模型是包含内容很广的一族模型且各有侧重。另外，使用极大似然法估计的GARCH模型，其均值方程残差的条件分布可以是正态分布，也可以是 t 分布或者广义误差分布（GED）。然而从图2和图3直接可以推断均值方程的残差项同样典型存在波动集群和非正态厚尾分布，这时设定残差项服从正态分布就不太合适，而应当选择峰度

³ 稍后即将看到，小幅通胀的长期累积仍有可能造成性质上的显著差异。

⁴ 数据来源：IFS。

稍高的 t 分布或广义误差分布。然而通过文献挖掘可以发现, 先前学者几乎全部都是使用残差项服从正态分布的 GARCH(1,1) 模型测算汇率波动, 虽然 GARCH(1,1) 一般足以满足对自回归条件异方差的描述, 但就以上分析而言还不是足够精确。本文不同于以往的算法在于, 模型的选择及残差的分布依计量原则而定: 对于估计出的各种 GARCH 模型, 选取对数似然值 (Loglikelihood) 最大、残差平方和 (SSR) 最小以及 AIC 和 SC 信息准则最小的模型作为度量汇率波动的最优选择。由于自回归条件异方差是非线性项, GARCH 模型采用极大似然估计法, 因而对数似然值越大, 模型拟合得就越精确。但是存在自回归条件异方差的残差项也完全满足最小二乘的经典假设, 故而也将残差平方和最小作为参考标准之一。

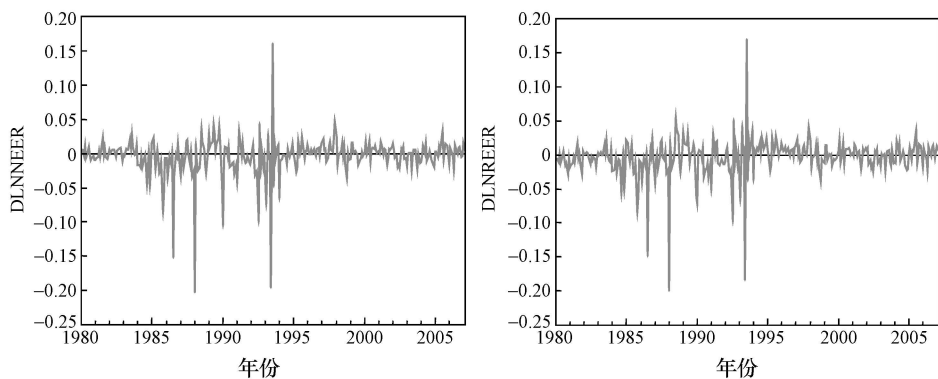


图2 名义与实际有效汇率的收益率

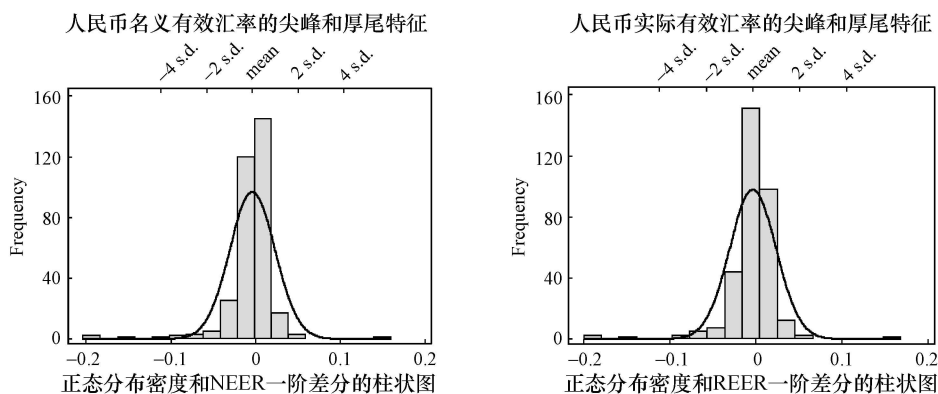


图3 名义与实际有效汇率收益率分布

(二) 波动测算

对名义有效汇率建立的 GARCH 族模型结果总结于表 1。从表中的评价性统计量可以看出残差服从 t 分布与广义误差分布的模型均好于服从正态分布

的模型，正是波动集群与高峰厚尾使得正态分布的模型并不是最有效的。综合权衡，残差性服从 t 分布的 EGARCH(2,0,1) 模型是测算人民币名义有效汇率波动的最优模型。根据名义有效汇率的自相关与偏相关函数对其建立 AR(2) 模型：

$$\Delta \ln \text{NEER}_t = 0.0725 \Delta \ln \text{NEER}_{t-2} + \mu_t \quad \mu_t \sim t(2.9862), \quad (1)$$

(1.6413)

$$\ln(\hat{\sigma}_t^2) = -0.3841 + 0.5081 \left| \frac{\hat{\mu}_{t-1}}{\hat{\sigma}_{t-1}} \right| - 0.3651 \left| \frac{\hat{\mu}_{t-2}}{\hat{\sigma}_{t-2}} \right| + 0.9620 \ln(\hat{\sigma}_{t-1}^2).$$

(-1.9050) (3.4644) (-2.5693) (43.5983)

(2)

方程(1)为均值方程，方程(2)为 EGARCH 方程，⁵ 需要说明的是 EGARCH 模型由于非对称项没有显著性而不包含非对称项，并且其他 TGARCH 模型系数估计量均不满足 Nelson and Cao (1992) 提出的旨在保证预测误差方差非负的充分必要条件，因此没有理由认为名义有效汇率存在非对称效应。所测算的名义有效汇率的波动见图 4，在出现内生性的情况下，本文以此作为人民币实际有效汇率的工具变量。

表 1 名义有效汇率 GARCH 模型族评价统计量

模型	Loglikelihood	SSR	AIC	SC
GARCH(2,1) z	791.7939	0.2371	-4.8718	-4.8133
TGARCH(1,1,1) z	797.1298	0.2374	-4.9048	-4.8464
TGARCH(2,1,1) z	800.4919	0.2375	-4.9195	-4.8493
EGARCH(1,1,1) z	805.1740	0.2366	-4.9546	-4.8962
EGARCH(2,1,1) z	807.9306	0.2368	-4.9655	-4.8953
PGARCH(2,1,1) z	803.5848	0.2552	-4.9569	-4.8629
CGARCH(1,1,1) z	804.8274	0.2366	-4.9401	-4.8582
GARCH(1,1) t	851.6699	0.2379	-5.2425	-5.1841
EGARCH(2,0,1) t	860.2740	0.2376	-5.2896	-5.2194
GARCH(1,1) g	844.7667	0.2381	-5.1998	-5.1413
TGARCH(1,1,2) g	852.9730	0.2369	-5.2382	-5.1564
TGARCH(2,1,1) g	856.9664	0.2370	-5.2630	-5.1811
EGARCH(2,0,1) g	852.0544	0.2377	-5.2387	-5.1686

注：① 括号中第一项代表 ARCH 项，第三项代表 GARCH 项，中间一项代表不对称冲击项，0 表示不包含该冲击项；② z 表示残差设为服从正态分布， t 表示服从 t 分布， g 表示服从广义误差分布；③ 其他不合适的模型没有列出。

⁵ 括号内为 t 统计量，下文相同。

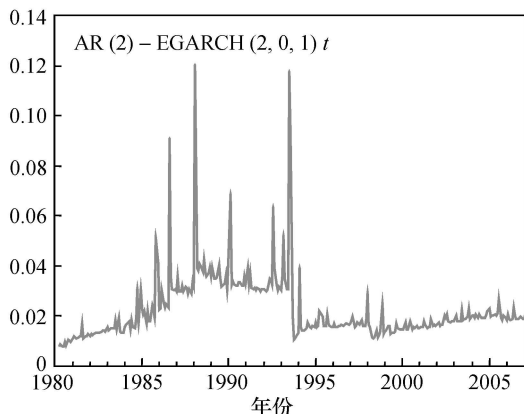


图4 人民币名义有效汇率波动(条件标准差)

类似地,根据实际有效汇率的自相关与偏相关性质,对其建立AR(4)模型是合适的,其GARCH模型族的结果见表2。与名义有效汇率的情形相似,残差服从 t 分布和广义误差分布的模型优于服从正态分布的模型。其中服从 t 分布且含有非对称项的EGARCH(2,1,1)模型无论从对数似然值、残差平方和还是信息准则上看都是测算人民币实际有效汇率的最理想模型,其方程形式为:

$$\Delta \ln \text{REER}_t = 0.0610 \Delta \ln \text{REER}_{t-4} + \mu_t, \quad \mu_t \sim t(4, 2061), \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_t^2) = & -0.0634 + 0.4001 \left| \frac{\hat{\mu}_{t-1}}{\hat{\sigma}_{t-1}} \right| - 0.4713 \left| \frac{\hat{\mu}_{t-2}}{\hat{\sigma}_{t-2}} \right| - 0.0785 \left(\frac{\hat{\mu}_{t-1}}{\hat{\sigma}_{t-1}} \right) \\ & (-301.61) (276.95) \quad (-43.287) \quad (-7.6632) \\ & + 0.9864 \ln(\hat{\sigma}_{t-1}^2). \end{aligned} \quad (4)$$

(782.60)

GARCH方程中的非对称项 $(\hat{\mu}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1})$ 显著为负,说明实际有效汇率的波动存在明显非对称性:当 $\hat{\mu}_{t-1} > 0$ 时,该标准信息冲击会给对数方差带来一个 $0.4001 - 0.0785 = 0.3216$ 倍的冲击;而当 $\hat{\mu}_{t-1} < 0$ 时,该标准信息会给对数方差带来一个 $0.4001 + 0.0785 = 0.4786$ 倍的冲击,即所谓反向冲击产生的波动性大于等量正向冲击所产生的波动性。虽然并不是所有汇率的波动都有非对称性,但在汇率波动的测算上这种非对称性却是先前研究所忽略的。本文将人民币实际有效汇率的这种非对称性“杠杆”效应考虑进来,无非是希望进一步提高结果的精确性。以上残差项服从 t 分布的AR(4)-EGARCH(2,1,1)模型所得的条件标准差如图5所示,并以此作为人民币实际有效汇率的波动。

表 2 实际有效汇率 GARCH 模型族评价统计量

模型	Loglikelihood	SSR	AIC	SC
ARCH(5) z	754.0310	0.2374	-4.6544	-4.6216
GARCH(1,1) z	741.9781	0.2507	-4.5980	-4.5510
TGARCH(1,1,1) z	792.4792	0.2380	-4.9064	-4.8477
EGARCH(1,1,1) z	798.0090	0.2375	-4.9409	-4.8821
EGARCH(2,1,1) z	756.4029	0.2420	-4.6754	-4.6049
EGARCH(1,1,2) z	802.1566	0.2375	-4.9605	-4.8900
PGARCH(1,1,1) z	787.3138	0.2377	-4.8680	-4.7975
ARCH(3) t	813.6648	0.2379	-5.0322	-4.9617
GARCH(2,1) t	822.0103	0.2385	-5.0842	-5.0137
TGARCH(2,1,1) t	828.2713	0.2387	-5.1170	-5.0347
EGARCH(2,1,1) t	832.1217	0.2374	-5.1409	-5.0587
EGARCH(1,1,1) t	827.1265	0.2384	-5.1161	-5.0456
PGARCH(2,1,1) t	830.9349	0.2390	-5.1273	-5.0333
CGARCH(1,1,1) t	823.0058	0.2393	-5.0779	-4.9839
ARCH(2) g	804.4953	0.2393	-4.9813	-4.9225
GARCH(1,1) g	808.5741	0.2377	-5.0067	-4.9479
TGARCH(2,1,1) g	821.6307	0.2381	-5.0756	-4.9933
EGARCH(2,1,1) g	825.1882	0.2384	-5.0977	-5.0155
PGARCH(2,1,1) g	824.4659	0.2386	-5.0870	-4.9930
PGARCH(3,1,1) g	826.1002	0.2387	-5.0910	-4.9852

注：① 括号中第一项代表 ARCH 项，第三项代表 GARCH 项，中间一项代表不对称冲击项；② z 表示残差设为服从正态分布， t 表示服从 t 分布， g 表示服从广义误差分布；③ 其他不合适的模型没有列出。

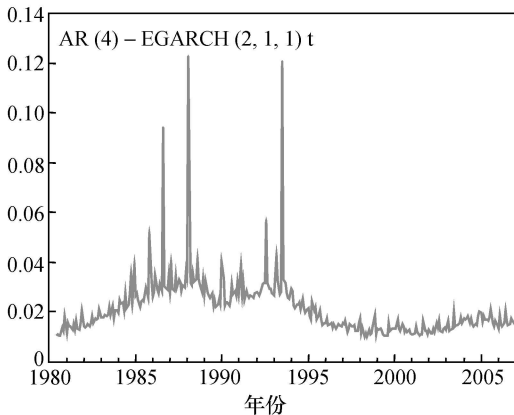


图 5 人民币实际有效汇率波动（条件标准差）

针对非对称性响应的特征事实在名义有效汇率中并不明显而在实际有效汇率中却典型存在的这种差异，笔者认为一种可能的解释是货币噪音的干扰。因为名义有效汇率与实际有效汇率的差异仅在于后者剔除了通胀效应。尽管两种汇率的走势大体相似（图 1），但如果长期内通胀是由货币因素造成的，那么每一期细微的通胀因素累积起来也会造成仅凭肉眼难以观测的效果。所以很有可能是长期内货币噪音的干扰掩盖了名义有效汇率非对称性的特征事实。

三、汇率波动对中国对外贸易影响的经验实证 I： 贸易方向视角

中国的对外贸易从贸易方向上看,美国、欧盟和日本是三个最大的贸易伙伴,约占中国向世界出口总额的52%左右,比较适合作为反映中国出口贸易概况的典型代表。如果汇率波动对中国出口有显著影响的话,应当能从三个主要出口伙伴中有所体现。除此之外,再加上对中国向世界总出口这一总量数据的考察,贸易方向这一视角应当较全面。

(一) 模型设定

由于中国与主要贸易伙伴之间并不以产业内贸易为主,建立引力模型并不合适。本文采用联立方程(simultaneous equations)形式,不仅考虑出口需求,而且加入出口供给。同任何其他形式的需求与供给一样,均衡出口量与相对价格亦是出口需求与出口供给共同内生决定的,采用联立方程的一大优点在于不必再像单方程那样假设或暗含假设价格外生且供给弹性无限。这是在前人成果上将研究试图向前推进的些许尝试,经反复斟酌,设定如下:

$$\begin{cases} \ln EX_t^{iD} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t^i + \beta_2 \ln RP_t^i + \beta_3 D_{94} + \beta_4 D_{05} + \sum_k \beta_{5k} V_{t-k} + \mu_{1t}, \\ \ln EX_t^{iS} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{t-1}^i + \alpha_2 \ln Y_{t-2}^i + \alpha_3 \ln RP_t^i + \alpha_4 \ln RP_{t-1}^i + \alpha_5 V_t + \alpha_6 V_{t-1} + \mu_{2t}, \end{cases} \quad (5)$$

$$i = \text{World, US, EU, Japan}, \quad t = 1981.1 - 2007.2, \quad k = 0, 1, 2, \dots,$$

其中 EX_t 为中国实际出口量,以中国出口额(经过 X_{12} 季节调整)除以 2000 年为基期的单位出口价值⁶(export unit values)得出; Y_t 为外国工业产出,以 2000 年为基期; RP_t 为相对价格,以中国单位出口价值除以外国单位出口价值得出,均以 2000 年为基期;中国对外出口数据来自国际货币基金组织 DOT 数据库,其他数据均来自 IFS 数据库。 V_t 是前述 AR(4)-EGARCH(2,1)_t 模型测算的人民币实际有效汇率的波动。一般认为汇率波动的影响可能会存在时滞,方程中以 k 表示滞后期。但最优滞后期似乎没有来自理论方面的直接回答,故而笔者仍依据 AIC 与 SC 信息准则作为滞后期的选择依据。在初步估计出模型后的反复尝试中发现将汇率波动滞后下的拟合要明显好于不滞后的情况,而对出口世界、美国和日本方程而言,滞后一阶时的 AIC 与 SC 值最小;对出口欧洲方程而言,滞后两期是最优选择。故 k 的取值从 1 开始,在欧洲方程中 $k=2$,其他情况下 $k=1$ 。涉及其内生性时以前述 AR(2)-

⁶ 中国内地缺乏单位出口价值的数据库,但 IFS 有香港的该项指标。如果不考虑服务项目,香港本身绝大部分从事的是转口贸易,相当比例的货物进口自内地再出口,故这里用香港的单位出口价值作为中国内地的单位出口价值。

EGARCH(2,0,1) t 模型所测算的名义有效汇率作为其工具变量。 D_{94} 是人民币钉住美元时期的虚拟变量,1994年1月—2005年6月取1,其他取0,以此衡量人民币兑美元汇率较平稳时期的钉住效应; D_{05} 是新一轮汇率改革虚拟变量,从2005年7月人民币小幅度升值起至样本期末取1,其他取0。样本期为1981年1月—2007年2月, i 分别代表世界、美国、欧盟和日本,即该模型是四组方程:分别考察中国向世界的总出口量以及向美国、欧盟、日本这三个中国最大贸易伙伴的出口情况。上角标 D 表示出口需求, S 表示出口供给。模型重点关注出口需求方程中系数 β_5 的情况,并预期 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 。而出口供给方程将其设定为外国收入滞后、相对价格及其滞后和实际有效汇率波动及其滞后的函数,意在说明国外收入或产出越高,其生产过程中外包给中国的增值环节就越多,或通过FDI等渠道建立加工贸易企业,⁷中国出口厂商的供给也就越多。风险厌恶型厂商⁸的供给行为不但对基期和过去的价格敏感,也对汇率波动引起的不确定性敏感。

(二) 汇率波动的内生性检验

根据前面的分析,在确定回归方法之前较稳妥的方式是检验一下汇率波动的内生性,在确实存在内生性的情况下必须使用工具变量予以修正,但若没有内生性则没有必要无谓损耗估计量的有效性。以名义有效汇率波动作为工具变量,对方程(5)中出口需求方程实际有效汇率波动的Hausman内生性检验见表3。

表3 汇率波动内生性检验

方程	H 统计量	$\chi^2_{0.05}$ 临界值	p 值
中国对世界出口	8.6188***	3.8415 ($df=1$)	0.0033
中国对美国出口	0.0919	3.8415 ($df=1$)	0.7618
中国对欧盟出口	1.8112	5.9915 ($df=2$)	0.4043
中国对日本出口	5.8822**	3.8415 ($df=1$)	0.0153

注:①***,**分别表示在1%和5%的显著水平上拒绝零假设;②对欧盟出口方程中汇率波动滞后两期,所以是对 V_{t-1}, V_{t-2} 的联合内生性检验,故自由度为2。

有趣的是,即便模型设定完全相同,但只在中国向世界及日本出口的方程中汇率波动才呈现内生性,并分别在1%和5%的水平上显著。而在对美国 and 欧盟的出口方程中则没有理由认为汇率波动有内生性。产生内生性的一个常见的原因是遗漏变量,欧美方程未出现内生性的原因很可能是方程(5)的设定足以使收入与价格成为解释其从中国进口的原因;但向日本和世界的总出口就稍复杂,模型中很可能由于种种原因缺失了与汇率波动相关的一些重要

⁷ 中国的加工贸易具有很高的FDI倾向,根据海关总署的统计,2008年84.5%的加工贸易由外资企业实现或参与。

⁸ 这里的含义是厂商一定不是风险偏好型。风险中性的假设也不合理,如果厂商对风险持无所谓态度的话,本文的任何结论都是徒劳的。

解释变量。然而无论如何,这一多少有些出乎意料的结果恰恰说明内生性检验的必要性。

(三) 结果及其解释

对于系统方程(5)的估计,本文采用广义矩方法(GMM),由于相对价格存在联立内生,在所有四个联立方程组中使用中国(香港)单位出口价值的滞后二至四期作为相对价格 $\ln RP_t$ 的工具变量,在出口世界和日本的方程组中使用滞后一到四期但不具有非对称效应的人民币名义有效汇率波动作为人民币实际有效汇率波动的工具变量,而对美国和欧盟出口方程中的汇率波动则不使用工具变量以提高估计量的有效性,估计结果总结于表4。

表4 联立方程估计结果

变量	出口世界	出口美国	出口欧盟	出口日本
常数	-18.042*** (-16.295)	-20.641*** (-16.026)	-24.880*** (-17.890)	-12.465** (-2.374)
$\ln Y_t$	5.048*** (19.191)	5.295*** (16.715)	6.066*** (18.700)	2.164*** (2.754)
$\ln RP_t$	-2.079*** (-3.852)	-2.088** (-2.427)	-1.335*** (-5.545)	-1.152* (-1.944)
V_{t-1}	-0.348 (-0.440)	3.149 (1.602)	2.351 (1.311)	-1.829 (-0.778)
V_{t-2}			3.061 (1.364)	
D_{94}	0.276*** (3.232)	0.404*** (3.620)	0.566*** (4.505)	1.418*** (3.208)
D_{05}	0.574*** (3.521)	0.754*** (4.039)	0.898*** (5.501)	2.101*** (5.810)
R^2	0.9740	0.9583	0.9717	0.9076
Hansen's J 统计量	10.3306	5.6548	3.2346	8.3838
$\chi^2_{0.05}$	11.07(df=5)	5.99(df=2)	5.99(df=2)	11.07(df=5)
常数	-20.217*** (-28.863)	-23.438*** (-28.048)	-31.158*** (-31.787)	-20.996*** (-9.713)
$\ln Y_{t-1}$	0.265 (0.165)	5.317* (1.943)	2.778** (2.355)	2.680 (0.658)
$\ln Y_{t-2}$	5.323*** (3.354)	0.698 (0.259)	4.813*** (4.096)	3.441 (1.545)
$\ln RP_t$	-19.243*** (-2.874)	-7.018* (-1.758)	2.856 (0.853)	-19.032 (-1.210)
$\ln RP_{t-1}$	16.177** (2.432)	3.961 (1.002)	-4.542 (-1.373)	18.733 (1.225)
V_t	-0.572 (-0.714)	1.533 (0.855)	-0.198 (-0.125)	-2.078*** (-5.833)
V_{t-1}	-4.730*** (-3.031)	-2.062** (-2.554)	-4.292** (-2.460)	-2.251*** (-5.530)
R^2	0.9137	0.9484	0.9423	0.8276

注:①括号内为t值,***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平;②Hansen's J统计量为过度识别约束检验,其渐近服从卡方分布,自由度为过度识别约束数目,所以美国与欧盟方程的检验中自由度为2,世界与日本方程的检验中自由度为5;③参数估计量的标准差是异方差-自相关稳健标准差(HAC)。

四组方程中的 Hansen's J 统计量均小于 5% 显著水平下卡方分布的临界值，所以工具变量的选择是合适的。系统中出口需求是分析重点。四个出口需求方程中，国外收入与相对价格的符号全部与预期一致且大部分都在较高的水平上显著，与理论相符。就中国而言，外国收入对出口需求的影响要大于相对价格的影响。在其他条件不变的情况下，三个主要贸易伙伴的实际工业产出每增长 1%，中国对其出口需求便增长 2.2%—6.1%，日本的拉动作用最小，欧盟的拉动作用最大。而平均水平以世界方程为准，约为 5%，显然贸易的增长速度高于经济增长速度。从相对价格来看，中国的出口商品是富有弹性的，同样在其他条件不变的情况下，中国出口商品的相对价格每下降 1%，出口需求平均来说会增长 2.1% 左右。对欧盟和日本的出口价格弹性稍小，但仍富有弹性。 D_{94} 与 D_{05} 两个控制变量均在 1% 的水平上显著。

而模型所重点关注的变量——滞后一期的汇率波动——无论是在三个主要贸易伙伴的方程中还是中国出口世界的总量方程中，其符号互不一致，且结果无一显著。因此即使控制住变量的内生性，至少从贸易方向的视角来看，没有理由认为人民币汇率波动会抑制或促进中国的出口需求。然而供给方程显示滞后一期的汇率波动在出口美国和欧盟的方程中均在 5% 的水平上显著为负；在出口世界和日本的方程中均在 1% 的水平上显著为负。综合来看，仅就本模型而言，在其他因素不变的情况下，汇率波动虽然不影响中国的出口需求，但却显著抑制了中国的出口供给，这是单方程模型所洞悉不到的。那么隐含的意义是：汇率波动形成的风险主要由外国投资者或进口商承担！当然这并不是说中国的出口商获得了丰厚的回报。实际上，由于中国的劳动、土地、能源等要素十分便宜，这些要素的供给不仅仅是在中国，即使在上世界上也是富于弹性的，外商凭借其市场势力能够将进口价格压得很低，中国出口厂商的利润空间很小，所以对汇率波动的风险就十分敏感。而另一方面，中国的劳动成本只有美国的 4%、欧盟的 5.8%、日本的 6%，即使人民币再升值一倍，优势也是压倒性的。所以外国厂商对人民币汇率波动不敏感甚至不在乎，笔者认为这正是方程组 (5) 中汇率波动并不影响出口需求的原因。

从贸易方向的视角来看，汇率波动是抑制中国企业出口供给的重要因素，但由于联立方程 (5) 只是检验汇率波动影响的一种方法，尚且没有理由认为汇率波动会影响中国的出口需求，所以接下来本文从贸易方式的视角考察汇率波动对中国出口需求的影响。

四、汇率波动对中国对外贸易影响的经验实证 II： 贸易方式视角

当前中国贸易的一大特点是加工贸易高度发达, 大约占 55% 左右。加工贸易占如此大的比重是其他国家所不具备的特有现象。实际上中国的加工贸易是作为承接国际产业转移的主要形式发展起来的, 从国际分工形态演变角度看, 当代全球化的重要特征是产品内分工迅速兴起并在国际分工领域扮演越来越重要的角色。由于加工贸易的本质属性在于不是独立地生产某个产品, 而是承担某个或若干工序的加工生产活动, 因此刚好迎合了产品内分工的国际化要求。加工贸易的进行需要从境外保税进口全部或部分原辅材料、零部件、元器件、包装物料(进口料件), 所以加工贸易又可细分为来料加工与进料加工。而不管采取何种形式, 整个贸易过程中间比一般贸易多出一个进口环节, 由此形成更大的“汇率风险敞口”。如果汇率波动对中国出口有显著影响的话, 加工贸易应当比一般贸易有更强烈的反应, 或者这种显著影响至少应能从加工贸易的出口中有所体现。故本部分分别对中国的加工贸易出口和一般贸易出口建立出口需求模型, 从贸易方式视角探析汇率波动对中国对外贸易可能存在的影响以上假说。而这一视角正是先前研究所未涉及的。

(一) 模型设定

笔者认为, 出口需求方程中出口量与国外收入的关系并不仅仅是简单的线性关系, 前文已经证实贸易的增长速度要高于经济增长速度, 所以中国的出口也应当随外国收入或工业产出的增长具有时变性。故模型设定为如下形式:

$$\begin{aligned} \ln EX_t^i = & \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t^w + \beta_2 (\ln Y_t^w)^2 + \beta_3 \ln RP_t^w + \beta_4 V_{t-1} \\ & + \beta_5 D_{05} + \beta_6 \text{WTO} + \mu_t^i, \end{aligned} \quad (6)$$

$i = \text{YB, JG}, \quad t = 2001.1 - 2007.2, \quad n = 74,$

其中 EX 仍表示以 2000 年为基期的实际出口; i 代表加工贸易或者一般贸易, 加工贸易与一般贸易的数据均来自国研网, 并以 X_{12} 方法进行过季节调整; WTO 是捕获中国入世效应的虚拟变量, 2001 年 12 月起取 1, 之前取 0, 以探讨入世对中国出口需求的影响; μ 为方程的残差项; 其他变量的含义与上文相同。受数据获取约束, 样本期取自 2001 年 1 月至 2007 年 2 月, 共 74 个观察值。将出口量设为外国收入的二次方程, 那么出口需求关于外国收入的弹

性为：

$$\frac{dEX_t^i}{dY_t^w} \frac{Y_t^w}{EX_t^i} = \beta_1 + 2\beta_2 \ln Y_t^w, \quad (7)$$

出口需求的收入弹性不再为一常数，而是随外国收入的变化而变化，且非常依赖于系数 β_2 的符号。

（二）内生性检验

同样地，在确定方程（6）的回归方法之前仍需进行内生性检验。现在怀疑 RP_t^w 与汇率波动 V_{t-1} 的内生性，Hausman 检验所构建的统计量渐进服从自由度为 2 的卡方分布，检验结果如表 5 所示。

表 5 相对价格与汇率波动双变量内生性检验

方程	H 统计量	$\chi_{0.05}^2(2)$ 临界值	p 值
一般贸易出口方程	1.381	5.991	0.5013
加工贸易出口方程	7.404**	5.991	0.0247

注：**表示检验在 5% 的水平上显著。

这一检验结果背后的含义是仅仅对于不同的贸易方式，出口需求的分析框架也并非完全适用。中国一般贸易出口商品的全部增值环节基本上是在国内完成，方程（6）的设定能够较好地反映一般贸易的出口，检验结果也说明没有理由认为在一般贸易方程中变量存在内生性；而中国加工贸易只是承接了产品在国际产业链生产过程中的加工、装配增值环节，是全球产品内分工的中间过程，这一区别使得同样的方程（6）在描述加工贸易出口时存在遗漏重要变量的可能，所以相对价格与汇率波动才产生内生性，这亦是情理之中的。

（三）结果及其解释

根据内生性检验结论，对一般贸易出口方程先用最小二乘法估计，然后对残差项进行 AEG 检验以确认结果不是伪回归，如果残差项拒绝了单位根过程的零假设的话，该回归实际上就是 EG 协整回归。而对加工贸易出口方程采用二阶段最小二乘法，目的在于通过工具变量修正内生性偏倚，估计结果见表 6。

表 6 贸易方式视角估计结果

变量	一般贸易出口方程	加工贸易出口方程
常数	465.961*** (3.191)	-553.258*** (-2.933)
$\ln Y_t^w$	-197.569*** (-3.146)	242.052*** (2.999)
$(\ln Y_t^w)^2$	21.406*** (3.170)	-26.015*** (-3.012)
$\ln RP_t^w$	-1.395*** (-5.551)	-1.496*** (-3.886)
V_{t-1}	3.683 (0.743)	-1.752 (-0.404)
D_{05}	0.038 (1.164)	0.120*** (3.243)
WTO	0.102*** (2.682)	0.126*** (3.382)
估计方法	LS	TOLS
R^2	0.9230	0.9588
White nR^2	15.413	23.597
DW 统计量	1.9673	1.7477
F 统计量	133.7976	256.9750
残差项 AEG 检验	-9.4884***	-8.7180***
[CV 临界值]	[-3.5199]	[-3.5199]

注:①圆括号内表示 t 统计量,***表示 1%的水平上显著;②方括号为残差项 AEG 检验 1%显著水平下响应面函数的临界值;③ White nR^2 为 White 异方差检验统计量,相应的卡方分布临界值皆为 $\chi_{0.05}^2(17)=27.587$,故没有理由认为存在显著的异方差。

两个方程中外国收入及其二次项均在 1%的水平上显著,模型关于外国收入平方项的设定是合适的。相对价格在两个方程中均显著为负,相差不大。但绝对值都大于 1,说明无论是哪种贸易方式,出口需求都富有价格弹性。这与前文在贸易方向的分析中,中国出口主要贸易伙伴及世界的出口需求亦富有价格弹性的结论相一致。比较发现,两方程中关于参数 β_1 、 β_2 的估计符号刚好相反:一般贸易的出口弹性随外国收入的增加而增加,说明一般贸易会随全球经济增长以更快的速度增长;加工贸易的出口弹性随外国收入的增加而减少,说明全球经济增长的同时,中国的加工贸易会以一个逐渐变缓的速度在增长。

在其他变量均有较好解释力的情况下,本文仍没有从模型所重点关注的汇率波动这一变量中找到显著抑制或是促进中国出口量的理由。尽管加工贸易由于多出一层进口环节使之形成一个更大的汇率风险敞口,更容易遭受汇率波动的冲击,但加工贸易方程中汇率波动项的系数估计量没有显著性,因此即使是对加工贸易而言也没有理由认为汇率波动会抑制其出口量。同样,在一般贸易出口方程中汇率波动亦是统计不显著。于是在贸易方式这一视角

的考察中，无论是一般贸易还是加工贸易，就模型（6）而言，均没有理由认为汇率波动对其出口有显著影响。

五、总结性评述

自汇率波动与国际贸易量这一问题提出以来，相关理论与经验分析的结果均莫衷一是。“抑制论”、“促进论”与“无影响论”争论的背后反映出来的是对某些问题的处理不够细腻，考虑不够周全，笔者所洞悉到的包括汇率波动的测算、内生性的处理以及方程形式的设定。也正是基于此，本文着重在这三个方面做深做细：第一，根据汇率的经验特征事实和计量原则使用EGARCH模型并指出汇率波动可能存在的非对称效应，使波动率测算更为精确；第二，通过严格的内生性检验指导工具变量的使用，以尽可能保证结果的一致性 or 有效性；第三，模型设定更加符合现实，在贸易方向这一视角的考察上采用联立方程，在贸易方式视角的考察中将出口量设定为外国收入的非线性关系。

分析结果发现，无论从贸易方向上看还是从贸易方式上看，出口需求方程中汇率波动项均没有显著性。从严格意义上讲，不敢就此断言人民币汇率波动对中国出口没有影响，因为这里的检验方法也只是许多方法的其中之一。然而就本文所建模型而言，没有理由认为汇率波动对中国的出口需求有显著的促进或抑制作用，但是在贸易方向上的检验中，文章发现汇率波动会显著抑制中国的出口供给，这是采用联立方程模型同时考察出口需求和出口供给的重要发现。这一结论说明人民币汇率波动不确定性所形成的风险主要由外国进口商或投资者承担。原因在于中国的劳动成本太低，汇率波动并不构成对中国劳动力优势上的威胁；另一方面，中国出口厂商的利润空间被压得很小，这一点从中国出口商品均富有价格弹性且2005年的汇率制度改革促进了中国的出口需求中均可以得到旁证。这使得国内出口商比外国进口商对汇率波动更为敏感，且这一敏感已经对出口供给产生了负面影响。

长期内决定中国出口量最主要的因素是外国实际收入水平，其次是中国出口产品的相对价格，而钉住美元、加入世贸组织以及2005年的汇率改革等控制变量也都在不同程度上显著地促进了中国的出口。以上研究结论暗指汇率很重要，但没有那么重要；汇率波动很糟糕，但也没有那么糟糕。尽管没有理由认为汇率波动对中国的出口需求有显著的正面或者负面影响，然而汇率波动确实显著抑制了中国的出口供给。对于从出口供给的角度规避汇率波动风险，最根本地在于提升企业的利润率与自生能力。在汇率波动尚未显著侵蚀中国出口需求之际，不妨对占中国贸易总量半数份额的加工贸易实施提高自主性外包的转型；而对于包括一般贸易在内的更广泛层次上的出口来讲，应当培植起具有规模经济的出口供给竞争结构。

参考文献

- [1] Arize, A., "The Effects of Exchange Rate Volatility on U. S. Exports: An Empirical Investigation", *Southern Economic Journal*, 1995, 62(1), 34—43.
- [2] Arize, A., "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of Foreign Trade: Evidence from Seven Industrialized Countries", *Southern Economic Journal*, 1997, 64(1), 235—254.
- [3] Arize, A., "The Effects of Exchange-Rate Volatility on US Imports: An Empirical Investigation", *International Economic Journal*, 1998, 12(1), 30—40.
- [4] Arize, A., T. Osang, and D. Slottje, "Exchange-Rate Volatility in Latin America and Its Impact on Foreign Trade", *International Review of Economics and Finance*, 2008, 17(1), 33—44.
- [5] Asseery, A. and D. Peel, "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates", *Economic Letters*, 1991, 37(2), 173—77.
- [6] Bacchetta, P. and E. van Wincoop, "Does Exchange-Rate Stability Increase Trade and Welfare?" *American Economic Review*, 2000, 90(5), 1093—1109.
- [7] Barkoulas, J., C. Baum, and M. Caglayan, "Exchange Rate Effects on the Volume and Variability of Trade Flows", *Journal of International Money and Finance*, 2002, 21(4), 481—496.
- [8] Baron, D., "Fluctuating Exchange Rates and the Pricing of Exports", *Economic Inquiry*, 1976a, 14(9), 425—438.
- [9] Baron, D., "Flexible Exchange Rates, Forward Markets, and the Level of Trade", *American Economic Review*, 1976b, 66(6), 253—266.
- [10] Baum, C., M. Caglayan, and N. Ozkan, "Nonlinear Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Bilateral Exports", *Journal of Applied Econometrics*, 2004, 19(1), 1—23.
- [11] Box, G., and D. Pierce, "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, 1970, 65(332), 1509—1526.
- [12] Broll, U. and Eckwert, B., "Exchange Rate Volatility and International Trade", *Southern Economic Journal*, 1999, 66(1), 178—85.
- [13] Byrne, J., J. Darby, and R. MacDonald, "US Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Sectoral Bilateral Analysis", *Journal of Macroeconomics*, 2006, 30(1), 238—259.
- [14] Cheong, C., T. Mehari, and L. Williams, "The Effect of Exchange Rate Volatility on Price Competitiveness and Trade Volumes in the UK: A Disaggregated Approach", *Journal of Policy Modeling*, 2005, 27(8), 961—970.
- [15] Choudhry, T., "Exchange Rate Volatility and the United States Exports: Evidence from Canada and Japan", *Journal of the Japanese and International Economics*, 2005, 19(1), 51—71.
- [16] Clark, P., "Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade", *Western Economic Journal*, 1973, 11(9), 302—313.
- [17] Côté, Agathe, "Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey", Working Paper, Bank of Canada, 1994.
- [18] Cushman, D., "The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade", *Journal of International Economics*, 1983, 15(8), 45—63.
- [19] De Grauwe, P., "Exchange Rate Volatility and the Slowdown in Growth of International Trade", *International Monetary Fund Staff Papers*, 1988, 35(3), 63—84.

- [20] De Grauwe, P., *In Economics of Monetary Integration*. New York: Oxford University Press, 1992.
- [21] Dellas, H., and B. Zilberfarb, "Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A Reexamination of the Theory", *Southern Economic Journal*, 1993, 59(4), 641—647.
- [22] Dell'Araccia, G., "Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union", *IMF Staff Papers*, 1999, 46(3), 315—334.
- [23] Franke, G., "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy", *Journal of International Money and Finance*, 1991, 10(2), 292—307.
- [24] Frankel, J., and S. Wei, "Trade Blocs and Currency Blocs", NBER Working Paper No. 4335, 1993.
- [25] Gotur, P., "Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Some Further Evidence", *IMF Staff Papers*, 1985, 32(3), 475—511.
- [26] Gros, D., "Exchange Rate Variability and Foreign Trade in the Presence of Adjustment Cost", Working Paper No. 8704, Preliminary version, 1987, Département des sciences économiques, Université Catholique de Louvain.
- [27] Hooper, P., and S. Kohlhagen., "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade", *Journal of International Economics*, 1978, 8(4), 483—511.
- [28] Kenen, P., and D. Rodrik, "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates", *Review of Economics and Statistics*, 1986, 68(2), 311—315.
- [29] Klein, M., "Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on United States Exports", *Journal of International Money and Finance*, 1990, 9(3), 299—308.
- [30] Koray, F., and W. Lastrapes, "Real Exchange Rate Volatility and U. S. Bilateral Trade: A VAR Approach", *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(4), 708—712.
- [31] Lastrapes, W., and F. Koray, "Exchange Rate Volatility and U. S. Multilateral Trade Flows", *Journal of Macroeconomics*, 1990, 12(3), 341—362.
- [32] Lee, J., 1999, "The Effect of Exchange Rate Volatility on Trade in Durables", *Review of International Economics*, 7(2), 189—201.
- [33] 卢锋, "中国国际收支双顺差现象研究:对中国外汇储备突破万亿美元的理论思考",《世界经济》, 2006 年第 11 期,第 3—10 页。
- [34] Pagan, A., D. Hall, and P. Trivedi, "Assessing the Variability of Inflation", *Review of Economics Studies*, 1983, 50(4), 585—596.
- [35] 潘红宇, "汇率波动率与中国对主要贸易伙伴的出口",《数量经济技术经济研究》,2007 年第 2 期,第 73—81 页。
- [36] Perée, E., and A. Steinherr, "Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade", *European Economic Review*, 1989, 33(6), 1241—1264.
- [37] Sercu, P., and R. Uppal, "Exchange Rate Volatility and International Trade: A General-Equilibrium Analysis", *European Economic Review*, 2003, 47(3), 429—441.
- [38] Sercu, P., and C. Vanhulle, "Exchange Rate Volatility, International Trade, and the Value of Exporting Firms", *Journal of Banking and Finance*, 1992, 16(1), 155—182.
- [39] Sukar, A., and S. Hassan, "US Exports and Time-Varying Volatility of Real Exchange Rate", *Global Finance Journal*, 2001, 12(1), 109—119.
- [40] Tenreiro, S., "On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility", *Journal of Development Economics*, 2007, 82(2), 485—508.

- [41] Thursby, M., and J. Thursby, "Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk", *The Review of Economics and Statistics*, 1987, 69(3), 488—495.
- [42] 郑恺, "汇率波动与国际贸易关系研究综述", 《经济学动态》, 2006 第 10 期, 第 107—111 页。

The Uncertain Relationship between Exchange Rate Volatility and International Trade: Evidence from China

QING HAN

(*Shandong University*)

Abstract There has always been a controversy about exchange rate volatility and international trade, yet empirical investigations do not provide persuasive evidence. This paper tries to explore three aspects; (1) to measure exchange rate volatility as precisely as possible and emphasize the asymmetric impulse responses of exchange rate volatility; (2) to implement rigorous endogeneity tests for guidance of IV applications; and (3) to estimate simultaneous equations to account for both demand and supply of exports. We find that there are no reasons to believe exchange rate volatility significantly affects export demand, but exchange rate volatility does suppress China's export supply.

Key Words Exchange Rate Volatility, International Trade, Simultaneous Equations

JEL Classification F19, F31, C32