

全球价值链、汇率变动与出口贸易

——基于双边视角的分析

印梅^{1,2}, 张艳艳²

(1. 南通大学 经济与管理学院, 江苏 南通 226000; 2. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210000)

摘要: 以双边汇率与贸易数据为研究对象, 分析了全球价值链是否弱化汇率对出口的影响及其影响机制, 发现全球价值链通过后向参与的对冲效应与前向参与的竞争效应来削弱出口的汇率弹性, 其削弱程度受全球价值链参与度以及进口投入来源分布与出口市场分布契合情况的影响。2005年汇率制度改革后, 我国全球价值链后向参与度对汇率弹性的弱化效应已然下降, 前向效应是削弱人民币汇率与出口联系的主要因素。相对而言, 对发展中国家出口中的后向效应要强于对发达国家(地区)出口中的后向效应。建议政府相关部门审慎对待全球价值链对货币政策效果产生的影响, 以避免作出过于乐观的政策预期。

关键词: 全球价值链; 人民币汇率; 中间品投入

[中图分类号] F830.73:F752.62 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2019)04-0129-14

引言

近年来, 汇率对贸易的影响是否弱化的问题引起了广泛的讨论。虽然无论是 Krugman (2015, 2016) 的定性分析还是 Bussière 等 (2017) 以及程惠芳和成蓉 (2018) 的实证研究, 其结论一致认为进出口贸易对汇率变动的反应依旧十分敏感, 但是汇率与贸易弱相关的观点更具普遍性 (Amiti et al., 2014; Ahmed et al., 2016; 田开兰等, 2017; 张天顶和唐夙, 2018)。近年来诸多经济实践也表明, 试图通过汇率调整来对进出口贸易施加影响似乎是徒劳的。例如, 在美国次贷危机蔓延后, 英镑实际有效指数由 2007 年的 127.03 跌至 2017 年的 98.13, 而同期英国的

[收稿日期] 2018-09-04

[基金项目] 江苏省博士后科研资助计划项目“全球价值链视角下人民币汇率变动对我国制造业国际竞争力的影响研究”(1701086C); 教育部人文社会科学研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的开放发展研究”(16JJD790025)。

[作者简介] 印梅 (1979~), 女, 江苏如东人, 南通大学副教授, 南京大学商学院应用经济学博士后(在站), 研究方向: 汇率与贸易、全球化生产与中国产业发展; 张艳艳 (1988~), 河南郑州人, 南京大学商学院博士研究生, 研究方向: 国际贸易理论与政策。

货物贸易逆差只收窄约 11 个百分点^①；2017 年初美国总统特朗普上台后美元指数一路下行，却在 2017 年创下了 2008 年以来的最大贸易逆差^②。虽然进出口的增减受众多因素的影响，但是追溯世界经济发展历史，类似实例数不胜数（吴小康，2016）。

造成汇率与贸易关系疏离的原因究竟是什么？瑞银集团经济学家 Anais Boussie 团队针对上述英镑贬值“失效”的研究指出，含有大量中间品贸易的全球化生产方式使得英镑下跌不利于英国的出口。他们认为，与全程本国制造的贸易流不同，汇率变动对中间投入进口与出口影响的对冲性令全球价值链分工下的贸易价格或贸易流对汇率变动的反应有所钝化。^③“全球化的生产方式是否造成了汇率对贸易影响的弱化？”这个问题是值得深究的。虽然次贷危机以来传统全球化进程减缓，但是“再全球化”正在重塑新的世界经济格局。如今中间品贸易迅速发展，生产环节的跨国布局逐渐成为当今产品生产与贸易的主流（张天顶，2017）。因此，正如 Ollivaud 等（2015）所强调的那样，在全球化生产趋势下厘清汇率与贸易之间的关系对经济政策的制定有着重要的意义。

一、文献综述

汇率对贸易影响弱化的研究源于“弹性悲观论”，与汇率不完全传导的研究一脉相承。随着国际分工向产品内分工发展，全球化的生产方式成为寻找汇率与贸易弱联系答案的另一个视角。基于全球价值链视角来研究汇率与贸易关系的文献，其切入点主要放在中间品进口对汇率与出口关系的影响上。虽然研究结论不乏争议，但是代表性的观点认为，若因本国货币升值引起出口价格抬升导致需求下降，那么本国货币升值也降低了中间投入进口的价格，出口商能够承受更多的升值成本以部分抵消货币升值所导致的需求下降（Ahmed，2009）。Greenaway 等（2010）、Berman 等（2012）以及 Fauceglia 等（2018）分别研究了英国、法国和瑞士企业出口的情况，结果均证实了上述观点，中间品进口占比较高的企业其出口贸易所受汇率变动的冲击明显较小。Amiti 等（2014）的研究从价格传导视角做了进一步补充，他们检验了比利时企业的中间品进口对汇率传导的影响，发现企业所需中间品对进口的依赖程度越高，汇率变动对出口价格的传导程度就越低。田朔等（2015）、张明志和季克佳（2018）也从微观视角考察了中间品进口对人民币汇率与我国出口关系的影响，支持了中间品进口弱化出口汇率弹性的观点，认为中间品进口提高了企业的边际成本调节能力，减轻了本币升值对出口的冲击。

随着全球价值链研究的深化，学者们开始基于出口中的增加值核算来研究宏

^①实际有效汇率指数数据来源于国际清算银行，以 2000 年为基期；贸易数据来源于联合国商品贸易数据库。

^②肖恩·唐南·特朗普上任头一年美国贸易逆差创 9 年新高 [EB/OL]. 英国金融时报 [2018-02-07]. <http://www.ftchinese.com/story/001076263?archive>.

^③FX168 财经报社. 瑞银集团：英镑下跌有利出口的想法很傻很天真 [EB/OL]. 搜狐财经 [2016-08-11]. http://www.sohu.com/a/110156035_119759.

观层面上全球价值链参与对汇率变动后出口效应的影响,然而结论并不一致。Leigh等(2017)采用不同方法的研究表明,汇率弹性一直是稳定的,并没有证据表明全球价值链参与状况与汇率和贸易的削弱有关,他们认为汇率弹性稳定的原因可能是全球大部分贸易品仍然是由一国全程制造的贸易品所构成。然而,Cheng等(2016)的研究却表明,当出口中的外国(地区)增加值越大时,出口的汇率弹性就越小;张天顶和唐夙(2018)的研究也得到了类似的结论,即融入全球价值链弱化了一国货币贬值对出口的促进作用。张会清和翟孝强(2019)发现,全球价值链因素不仅影响了汇率弹性,而且对汇率弹性的影响有鲜明的行业特征与地域特征。田开兰等(2017)比较研究了我国出口贸易总额的汇率弹性与出口增加值的汇率弹性,结果表明:出口增加值比出口总额对汇率的变动更为敏感,其原因在于汇率变动既会影响出口中的直接增加值又会影响国内中间投入和进口中间投入的相互替代。

总体而言,从宏观层面着手研究的文献还相对较少。已有研究普遍具有两个特点,一是在实证上倾向于从国家(地区)的总体层面出发,检验全球价值链参与指标对出口实际有效汇率弹性的影响;二是倾向于从中间投入进口方面来寻求理论的支撑。第一个特点暗含了影响进口与出口的汇率是相同的汇率,这种做法不尽合理,因为在全球化生产方式下直接影响出口的汇率往往不是直接影响进口的汇率。中间投入进口所受影响与进口来源地的分布有关,而出口所受影响则与出口市场的分布有关。若进口来源地与出口市场完全不一致,那么中间品进口与出口的汇率弹性并无直接的关联。针对第二个特点,在需要考虑前向、后向参与方式的全球价值链中,若只从中间投入进口方面来寻求理论的支撑显然也是有失偏颇的,因为全球价值链的后向参与和前向参与削弱汇率弹性的机理并不相同。Ahmed等(2016)曾经指出,在跨国生产中汇率对出口影响的弱化应从两方面加以考虑:(1)全球价值链参与的后向效应,即本币变动对中间投入进口与出口的影响方向相反。若本币升值,那么中间投入进口成本的减少将部分对冲掉出口面临的升值成本的增加。(2)全球价值链参与的前向效应,即本国出口的最终品与中间品受汇率影响的方向相同。本币贬值使得本国出口的价格竞争力增强的同时也降低了第三国中间投入进口的成本,提升了第三国的出口竞争力。

基于上述两方面考虑,笔者将从前向参与和后向参与两方面来深入解析全球价值链弱化汇率与出口关系的机制,并基于双边汇率与贸易数据进行检验。

二、理论机制

假设有A、B、C三个国家,其中A、B两国生产并出口某种产品N,两国的产品间存在替代关系,C是两国共同的出口市场且不考虑C国的生产。A国的中间投入完全由本国提供;B国的中间投入部分来源于A国,部分由本国投入。该设置中B国以后向参与的方式融入全球价值链,而A国以前向参与的方式融入了全球价值链。本部分构建简单的三国模型从理论上分析全球价值链削弱汇率与出口关系的前向效应与后向效应。

从消费方面来看,借鉴 Dixit (1979) 的方法,设定 C 国消费者的效用函数:

$$U_C = m_C + a_A x_A + a_B x_B - b_C \frac{x_A^2 + x_B^2 + 2x_A x_B}{2} \quad (1)$$

式(1)中, m_C 代表价格标准化为 1 的其他消费品。假设对 N 产品的消费存在收入约束, C 国消费者通过选择来自 A、B 两国 N 产品的消费量 x_A 和 x_B 以达到效用的最大化。将 U_C 分别对 x_A 和 x_B 求偏导, 可得:

$$p_{CA} = \delta U_C / \delta x_A = \alpha_A - b_C(x_A + x_B) \quad (2)$$

$$p_{CB} = \delta U_C / \delta x_B = \alpha_B - b_C(x_A + x_B) \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, p_{CA} 、 p_{CB} (> 0) 分别是 C 国货币表示的来自 A、B 两国产品的最优市场价格, α_A 、 α_B (> 0) 分别表示 A、B 两国在最优价格决定中的不随需求量变化的部分, b_C (> 0) 体现了 C 国消费者在 N 产品需求上的价格敏感度。

从生产方面来看,笔者对 A、B 两国的企业行为作如下限定:(1) A、B 两国企业将利润最大化作为生产并出口的目标,暂不考虑 N 产品在国内的留存及供给约束,生产及出口的量完全由市场需求状况决定;(2) A、B 两国企业间的竞争为古诺双寡头模型,即 A、B 两国都将对方生产并出口的量视为既定的条件下,以利润最大化目标来决定自己生产并出口的量;(3) 将生产所需的中间品投入作为仅有的成本,且两国 N 产品产量的变动均不足以影响三国市场上以本币表示的中间投入的价格;(4) 只考虑价格因素对 N 产品中间投入进口比重的影响,不考虑技术进步等其他因素可能导致的中间投入系数的变动。

令 N 产品的中间投入系数为 λ ($0 \leq \lambda \leq 1$), A、B 两国中间投入的国内价格分别为 p_A 和 p_B 。由于品牌、品质等因素影响,两国的中间投入存在替代性但并不完全相同。再令 e_{AB} 为 A 货币兑 B 国货币的汇率,即 B 国货币的直接标价汇率。B

国有一部分的中间投入来自进口,其进口比重 $\theta \left(\frac{p_B}{e_{AB} p_A} \right)$ 是 A、B 两国中间投入价格

比值 $\frac{p_B}{e_{AB} p_A}$ 的单调增函数, $0 \leq \theta \leq 1$ 。若用 π_A 、 π_B 分别表示 A、B 两国以各自本币

表示的利润函数, p_{CA} 、 p_{CB} 分别表示 A、B 两国产品在 C 国出口的当地市场价格, e_{CB} 、 e_{CA} 分别表示 C 国货币兑 A、B 两国货币的汇率(直接标价汇率),那么利润函数表示如下:

$$\pi_A = (p_{CA} e_{CA} - p_A \lambda) x_A \quad (4)$$

$$\pi_B = [p_{CB} e_{CB} - e_{AB} p_A \theta \lambda - p_B (1 - \theta) \lambda] x_B \quad (5)$$

将式(2)和式(3)代入式(4)和式(5),将 π_A 、 π_B 分别对 x_A 、 x_B 求偏导,得到利润最大化条件下 A、B 两国企业的反应函数,联立方程形式如下:

$$b_C \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_A \\ x_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{e_{CA} \alpha_A}{e_{CA}} - \frac{\lambda p_A}{e_{CA}} \\ \frac{a_B e_{CB}}{e_{CB}} - \frac{e_{AB} p_A \lambda \theta}{e_{CB}} - \frac{p_B \lambda (1 - \theta)}{e_{CB}} \end{pmatrix} \quad (6)$$

整理后便得到纳什均衡状态下的 x_A 、 x_B ：

$$x_A = \frac{1}{3b_C} \left(2a_A - a_B - \frac{2p_A \lambda}{e_{CA}} + \frac{p_B \lambda}{e_{CB}} - \theta \lambda \frac{p_B - e_{AB} p_A}{e_{CB}} \right) \quad (7)$$

$$x_B = \frac{1}{3b_C} \left[2a_B - a_A - 2\lambda \frac{\theta(p_B - e_{AB} p_A) - p_B}{e_{CB}} + \frac{p_A \lambda}{e_{CA}} \right] \quad (8)$$

由式(7)、式(8)可知,在不考虑其他因素的情况下,当 e_{CA} 增加即A国货币贬值时, x_A 增加;由于 $\frac{\theta(p_B - e_{AB} p_A) - p_B}{e_{CB}}$ 可变形为 $\frac{-p_B(1-\theta) - \theta e_{AB} p_A}{e_{CB}}$ ($\theta \leq 1$), 所以当 e_{CB} 增加时, x_B 显然也是增加的,符合本币贬值促进出口的一般规律。

以B国情况来分析全球价值链削弱汇率与出口联系的后向效应。对B国而言,出口产品的中间投入一部分来源于A国,另一部分来源于本国,由式(8)不难看出,在只考虑 e_{CB} 变动的条件下, θ 对 x_B 的影响取决于 $p_B - e_{AB} p_A$ 的符号。因为 θ 是 $\frac{p_B}{e_{AB} p_A}$ 的函数, θ 的大小受制于 e_{AB} 的变动,而 e_{CB} 变动后对 x_B 的影响受制于 θ 的大小,所以不难得到推论:中间投入进口比重 θ 对汇率 e_{CB} 变动后出口 x_B 的影响与该国的中间投入进口来源地的汇率 e_{AB} 直接相关。这个结论说明一国货币对该国出口对象的货币升值时,即便存在高比重的中间投入进口,也不一定能获得有效的对冲效应。值得一提的是,如果这里A和C代表的是一组国家(地区),那么直接影响出口贸易的汇率 e_{CB} 应为以出口贸易额加权的有效汇率,直接影响进口投入的汇率 e_{AB} 应为以中间投入进口额加权的有效汇率。

以A国情况来分析全球价值链削弱汇率与出口联系的前向效应。对A国而言,若A国货币对B国货币贬值促进A国对B国中间投入的出口,但同时也增加了B国的出口竞争力(Ahmed et al., 2016),则A国对C国的出口也因此受到抑制,削弱了A国货币对C国货币贬值所带来的利好。这样的说法是否成立呢?由上文可知,

B国中间投入的进口比重 θ 是A、B两国中间投入价格比值 $\frac{p_B}{e_{AB} p_A}$ 的单调增函数,当 e_{AB} 减小时,即A国货币相对B国货币贬值,B国的中间投入进口比重增加,同时式(8)显示 e_{AB} 与 x_B 负相关,当 e_{AB} 减小后 x_B 增加,容易理解,这是由于B国进口投入成本降低而提升了出口竞争力。然而无法忽视的是,式(7)表明 e_{AB} 与 x_A 正相关, e_{AB} 减小后 x_A 亦减少,A国对C国的出口受到了抑制。因此,若A国为B国提供中间品,当A国货币对B国货币贬值时则提升了B国的出口竞争力,抑制了A国对C国的出口。

依据上述分析,提出如下两点理论假设:

H1: 一国(地区)参与全球价值链对该国(地区)汇率变动对出口的影响有后向的对冲效应,也不能忽视前向的竞争效应。

H2: 后向效应不一定能够对汇率变动的出口效应起到有效的对冲作用,其受制于中间投入进口来源地汇率的变动。

三、模型与数据

(一) 模型构建

在理论分析的基础上, 参照 Ahmed 等 (2016) 的研究将实证模型设定如下:

$$EX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{it} + \sum_{j=1}^2 \beta_j Z_{it} \times ER_{it} + \sum_{j=1}^2 \chi_j Z_{it} + \alpha_2 REER_t + \alpha_3 MP_t^d + \alpha_4 MP_t^f + \alpha_5 IN_{it} + \alpha_6 OU_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

变量 EX_{it} 表示出口国 (地区) 对 i 国 (地区) 的出口额; ER_{it} 表示出口国 (地区) 与 i 之间的双边汇率; Z_{it} 表示出口国 (地区) 对 i 国 (地区) 出口中全球价值链参与程度指标的集合, 其中包括 $BGVC_{it}$ 和 $FGVC_{it}$, 而 $REER_t$ 、 MP_t^d 、 MP_t^f 、 IN_{it} 以及 OU_t 这五个变量均为控制变量, 其经济含义均在下文具体说明。

(二) 样本数据与变量说明

笔者依托 IMF 数据库与 TiVA 数据库, 选择 1995~2015 年我国与 62 位贸易对象^①的双边数据作为实证研究对象。具体变量的来源及数据处理说明如下:

1. $BGVC_{it}$ 和 $FGVC_{it}$

$BGVC_{it}$ 表示全球价值链的后向参与度, 体现理论分析中的中间投入进口情况; $FGVC_{it}$ 表示全球价值链的前向参与度, 体现嵌在其他国家出口中的中间品出口情况。依据 Koopman 等 (2010) 的研究, 将 FV_{it} 定义为外国 (地区) 增加值出口, 衡量我国对 i 的出口中包含了多少外国 (地区) 增加值, 将 IV_{it} 定义为间接增加值出口, 衡量了镶嵌在对 i 出口中的我国增加值, 若 EX_{it} 仍然表示我国对 i 的出口, 那么 $BGVC_{it}$ 和 $FGVC_{it}$ 的计算公式为:

$$BGVC_{it} = \frac{FV_{it}}{EX_{it}} \quad FGVC_{it} = \frac{IV_{it}}{EX_{it}} \quad (10)$$

2. $REER_t$

$REER_t$ 表示以我国中间投入进口来源分布为基础计算的实际有效汇率, 用以控制理论分析部分提及的进口中间投入来源国 (地区) 与产品出口国 (地区) 汇率变动的影响。 $REER_t$ 的计算公式如下:

$$REER_t = \prod_{i \neq j} \left(\frac{R_{jt} MP_t^d}{R_{it} MP_t^f} \right)^{w_{it}} \quad (11)$$

^①由于香港、澳门、台湾三地区的贸易单独计算, 故本文所指的我国数据并未将上述三地的数据列入。另外, 基于数据可得性所选择的 62 个贸易对象为: 阿根廷、爱尔兰、爱沙尼亚、奥地利、澳大利亚、巴西、保加利亚、比利时、冰岛、波兰、丹麦、德国、俄罗斯、法国、菲律宾、芬兰、哥伦比亚、哥斯达黎加、韩国、荷兰、加拿大、柬埔寨、捷克、克罗地亚、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、罗马尼亚、马耳他、马来西亚、秘鲁、摩洛哥、墨西哥、南非、挪威、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞浦路斯、沙特阿拉伯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、泰国、突尼斯、土耳其、文莱、西班牙、希腊、新加坡、新西兰、匈牙利、以色列、意大利、印度、印度尼西亚、英国、美国、越南、智利以及中国香港和台湾。

式(11)中, i 代表进口来源地, j 表示我国, R_j 和 R_i 表示 t 时我国和贸易对象货币兑美元的汇率,即各国(地区)的间接标价汇率; w_i 表示 t 时我国出口包含的外国(地区)增加值中来源于 i 国(地区)的比重,采用来自 i 国(地区)的增加值占来自62个贸易对象的增加值总和的比重表示。 MP_t^d (MP_t^f)指 t 时我国和外国(地区)的物价水平。

3. 其他变量及数据处理

EX_{it} 采用美元标价的出口额,再通过CPI指数调整为实际值; ER_{it} 为我国间接标价的名义汇率,通过各国(地区)美元标价汇率的时期均值套算获得, ER_{it} 增加表示我国货币升值;我国与贸易对象的市场价格水平 MP_t^d 和 MP_t^f 采用各自的CPI数据,该变量用来控制价格因素的影响,以使模型中采用更为直观的名义汇率;我国产出水平 OU_t 和贸易对象收入水平 IN_{it} 分别控制我国的初始条件和贸易对象的需求因素,均采用各国(地区)实际GDP指数数据。

笔者首先对上述所有数据进行了以2010年为基期的指数化无量纲处理,再将所有数据调整为对数形式,这样将式(9)中的出口对汇率求导可知, α_1 即为汇率弹性, β_j 即为全球价值链变量对汇率弹性的影响。

四、实证检验与分析

(一) 整体检验结果分析

基于式(9),对第三部分的理论分析假设进行实证检验。除了控制变量以外,表1中,列(1)只将双边名义汇率作为解释变量,列(2)~列(5)逐步添加了全球价值链相关变量。回归结果显示,在未剔除全球价值链影响的情况下,双边汇率弹性很小,与经济实践中汇率与出口的弱联系现象相契合。然而,无论是添加了全球价值链前向参与度还是后向参与度,双边汇率估计结果的绝对值均显著增加,而且所有交叉项估计结果的符号一律与汇率估计结果的符号相反,说明我国的中间投入进口与嵌在其他国家(地区)出口中的中间品出口确实削弱了人民币汇率对出口的影响;全球价值链前向参与或后向参与程度越高,对汇率弹性的削弱程度越大。这个结论与Ahmed等(2016)针对多国数据研究得出的结论相仿。然而值得注意的是,列(3)在列(2)的基础上添加了实际有效汇率之后,后向参与度的估计结果与交叉项的估计结果均有一定程度的弱化,后向参与度估计符号与实际有效汇率的估计符号也相反,这说明以中间投入进口来源分布为基础计算的实际有效汇率不仅影响了后向参与度对汇率弹性的作用,还影响了后向参与度对出口的直接作用。从其他变量的估计结果来看,间接标价的名义汇率、国内价格水平、外国(地区)价格水平与收入水平以及以我国产出代表的初始条件的估计结果均显著,并且估计符号符合一般经济意义。

考虑到汇率与出口之间可能存在的相互作用,表1列(6)采用了广义矩估计(Generalized Method of Moments, GMM)方法重新进行了估计,以被解释变量的2阶滞后项为基础,增大被解释变量的滞后阶数或增加解释变量的滞后项直至估计结

表1 全球价值链对汇率变动后出口效应的影响：全样本

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) GMM
<i>ER</i> (-1)						0.691 *** (0.02)
<i>ER</i>	-0.056 *** (0.01)	-1.279 *** (0.20)	-1.277 *** (0.20)	-0.268 ** (0.13)	-1.916 *** (0.37)	-3.792 *** (0.73)
<i>BGVC</i> × <i>ER</i>		0.259 *** (0.04)	0.257 *** (0.04)		0.279 *** (0.05)	0.493 *** (0.10)
<i>BGVC</i>		-1.323 *** (0.20)	-1.223 *** (0.20)		-1.285 *** (0.26)	-1.731 *** (0.44)
<i>REER</i>			0.269 *** (0.06)		0.330 *** (0.08)	0.280 *** (0.02)
<i>FGVC</i> × <i>ER</i>				0.049 * (0.03)	0.122 *** (0.04)	0.318 *** (0.07)
<i>FGVC</i>				-0.927 *** (0.19)	-1.260 *** (0.20)	-1.604 *** (0.30)
<i>MP^f</i>	0.463 *** (0.04)	0.414 *** (0.04)	0.423 *** (0.04)	0.367 *** (0.05)	0.402 *** (0.04)	0.116 ** (0.06)
<i>MP^d</i>	-1.782 *** (0.30)	-1.089 *** (0.20)	-1.662 *** (0.24)	-2.181 *** (0.78)	-2.959 *** (0.34)	-0.884 *** (0.12)
<i>IN</i>	1.881 *** (0.11)	2.129 *** (0.08)	2.106 *** (0.08)	1.691 *** (0.16)	1.655 *** (0.10)	1.141 *** (0.12)
<i>OU</i>	1.514 *** (0.09)	1.250 *** (0.05)	1.443 *** (0.07)	1.868 *** (0.17)	2.079 *** (0.09)	0.611 *** (0.07)
常数项	-4.810 *** (1.19)	(1.52) (1.25)	(0.32) (1.27)	0.94 (2.65)	10.911 *** (2.11)	
观察值	1 302	1 302	1 302	1 302	1 302	1 178
<i>R</i> ²	0.91	0.95	0.96	0.93	0.93	
Sargan 检验						59.40 (0.20)
<i>AR</i> (1)						0.00
<i>AR</i> (2)						0.11

注：括号内数值为标准误；“***”“**”“*”分别表示在1%、5%以及10%的显著性水平上显著，下表同。

果通过检验，这里利用 Sargan 检验来识别工具变量是否存在过度约束，并采用 Arellano-Bond 方法来检验残差的相关性。估计结果表明，列（6）中各项的符号与列（5）的符号一致，结果是稳健的。

为进一步验证实证结果的稳健性，笔者借鉴 Leigh 等（2017）的做法，剔除了有巨额转口贸易或有特殊贸易政策的三个贸易对象的数据后再次检验^①，表2的估

①分别是中国香港、新加坡（两地有巨额的转口贸易）和爱尔兰（有特殊的贸易政策）。

计结果仍然能够支撑上述分析。表1和表2的回归结果还显示,全球价值链后向参与度与汇率交叉项的估计值一致大于前向参与度与汇率交叉项的估计值,其原因可能在于进口投入与出口贸易之间存在直接的对应关系,而中间品出口与总出口之间则需要外部加工再出口这个环节才能产生间接的联系。数据显示,自2003以来,我国全球价值链后向参与度大体呈不断下降的态势,然而实践中人民币汇率弹性并没有随着后向参与度的降低而增加。结合2005年前后我国全球价值链前向参与度分别提升34.34%与18.04%的事实不难推断,我国中间品出口的增长是造成人民币汇率弹性弱化的主要因素。

表2 全球价值链对汇率变动后出口效应的影响:剔除三个贸易对象

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) GMM
<i>ER</i> (-1)						0.670*** (0.01)
<i>ER</i>	-0.042*** (0.01)	-1.126*** (0.26)	-1.131*** (0.26)	-0.425** (0.19)	-1.862*** (0.34)	-4.659*** (0.67)
<i>BGVC</i> × <i>ER</i>		0.229*** (0.06)	0.229*** (0.06)		0.277*** (0.05)	0.568*** (0.09)
<i>BGVC</i>		-1.175*** (0.26)	-1.125*** (0.27)		-1.293*** (0.24)	-2.053*** (0.42)
<i>REER</i>			0.208** (0.09)		0.295*** (0.08)	0.305*** (0.02)
<i>FGVC</i> × <i>ER</i>				0.094** (0.04)	0.115*** (0.04)	0.415*** (0.06)
<i>FGVC</i>				-1.130*** (0.19)	-1.199*** (0.19)	-2.132*** (0.27)
<i>MP^f</i>	0.359*** (0.04)	0.376*** (0.04)	0.383*** (0.04)	0.230*** (0.04)	0.311*** (0.04)	-0.119 (0.09)
<i>MP^d</i>	-1.860*** (0.29)	-1.991*** (0.31)	-2.447*** (0.37)	-0.580* (0.31)	-2.934*** (0.32)	-0.826*** (0.17)
<i>IN</i>	2.151*** (0.11)	2.137*** (0.11)	2.128*** (0.11)	2.284*** (0.13)	1.905*** (0.10)	1.239*** (0.10)
<i>OU</i>	1.538*** (0.09)	1.528*** (0.08)	1.666*** (0.10)	1.571*** (0.09)	2.061*** (0.09)	0.742*** (0.06)
常数项	-5.378*** (1.16)	0.78 (1.81)	1.90 (1.87)	-6.329** (1.51)	9.879*** (2.00)	
观察值	1 239	1 239	1 239	1 239	1 239	1 121
<i>R</i> ²	0.92	0.92	0.92	0.94	0.94	
Sargan 检验						57.49 (0.16)
<i>AR</i> (1)						0.00
<i>AR</i> (2)						0.19

(二) 分时段检验结果分析

将样本数据以人民币汇率制度改革为界分为两个时段,分别采用面板固定效应模型和广义矩估计方法对式(9)进行估计。由于篇幅所限,这里只给出没有添加全球价值链变量结果与添加所有全球价值链变量的结果作对比。表3显示,无论是哪个时段,考虑了全球价值链变量的影响之后,双边汇率变动对出口贸易的影响力均明显增加;在1995~2005年的时间段,全球价值链后向参与度对汇率弹性的影响超过了前向参与度,以中间投入进口来源分布为基础计算的实际有效汇率与后向参与度的估计符号相反等等,这些结论均与上述整体检验的结论一致。不同的是,在2006~2015年的时间段,无论是固定效应方法还是广义矩估计法,后向参与度交叉项的估计结果显著性均明显下降,原因可能有两点:一是这段时期内随着我国贸易方式调整,加工贸易在总贸易中的占比逐步降低,且又遭遇了美国次贷危机的波

表3 全球价值链对汇率变动后出口效应的影响:分时段检验

变量	1995~2005年			2006~2015年		
	(1) FE	(2) FE	(3) GMM	(4) FE	(5) FE	(6) GMM
$EX(-1)$			0.388*** (0.01)			0.372*** (0.01)
ER	-0.002 (0.01)	-2.025*** (0.21)	-7.656*** (1.80)	-0.095*** (0.02)	-0.996** (0.36)	-2.557** (1.14)
$BGVC \times ER$		0.249*** (0.04)	1.061*** (0.32)		0.011 (0.05)	0.430* (0.25)
$BGVC$		-0.932*** (0.18)	-4.333*** (1.46)		-0.412* (0.24)	-2.909** (1.13)
$REER$		0.514*** (0.06)	0.496*** (0.05)		0.355*** (0.14)	1.167*** (0.07)
$FGVC \times ER$		0.191*** (0.03)	0.563*** (0.10)		0.290*** (0.11)	0.164*** (0.06)
$FGVC$		-1.588*** (0.15)	-3.111*** (0.41)		-1.037** (0.51)	-0.634** (0.29)
MP^f	0.181*** (0.05)	0.122*** (0.03)	0.361*** (0.11)	0.299* (0.15)	0.362** (0.14)	0.312*** (0.06)
MP^d	0.724 (0.56)	-1.011** (0.41)	-1.341*** (0.29)	6.054*** (1.45)	4.580*** (0.87)	-1.138*** (0.21)
IN	3.077*** (0.25)	2.499*** (0.16)	1.943*** (0.17)	1.840*** (0.13)	1.420*** (0.13)	1.575*** (0.10)
OU	1.018*** (0.14)	1.825*** (0.10)	0.795*** (0.16)	-1.429*** (0.50)	-0.622* (0.32)	1.180*** (0.05)
常数项	-18.241*** (2.35)	-1.824 (1.68)		-26.313*** (4.42)	-12.433*** (2.84)	
观察值	682	682	558	620	620	558
R^2	0.87	0.95		0.85	0.92	
Sargan 检验			51.09 (0.13)			57.41 (0.25)
$AR(1)$			0.01			0.00
$AR(2)$			0.42			0.67

及,致使样本期内全球价值链后向参与度迅速下降;二是汇率制度改革之后,人民币对我国出口对象货币的总体变动与对我国进口对象货币的总体变动差异扩大。正如理论部分所分析的那样,是由于汇率变动对进口中间投入与出口产品的影响不存在有效的对冲关系或对冲关系弱化所致。

(三) 分国家(地区)检验结果分析

综合 Leigh 等(2017)的研究以及2016年联合国人类发展指数排名,笔者将62个贸易对象分为35个发达国家(地区)和27个发展中国家,根据贸易对象的发展程度进行分样本检验,实证结果如表4所示。不难发现,表4中的回归结果仍然能够支撑针对表1和表2中的主要结论。从分类样本的回归结果比较来看,发达国家(地区)样本中的后向参与度估计结果显著小于同一估计方法下前向参与度的估计结果,说明我国对发达国家(地区)出口中的前向效应强于后向效应,向他们出口中间品对总出口的竞争性相对较强;发展中国家样本中后向参与度与汇率交叉项的估计结果显著且大于发达国家(地区)样本,这说明我国对发展中国家出口中的对冲效应强于对发达国家(地区)出口中的对冲效应。可能的原因是,按照贸易互补性法则,我国向发展中国家的出口以偏技术型产品为主,而向发达国

表4 全球价值链对汇率变动后出口效应的影响:国家(地区)分类检验

变量	发达国家(地区)			发展中国家		
	(1) FE	(2) FE	(3) GMM	(4) FE	(5) FE	(6) GMM
$EX(-1)$			0.249*** (0.02)			0.386*** (0.06)
ER	-0.028** (0.01)	-1.336*** (0.41)	-1.445* (0.76)	-0.137** (0.07)	-3.028*** (0.87)	-6.320* (3.28)
$BGVC \times ER$		0.159*** (0.06)	-1.074 (0.12)		0.429*** (0.15)	1.583* (0.80)
$BGVC$		-0.797*** (0.28)	1.319** (0.62)		-1.999*** (0.66)	-6.857** (3.48)
$REER$		0.301*** (0.10)	0.662*** (0.09)		0.304** (0.13)	0.139** (0.06)
$FGVC \times ER$		0.121** (0.05)	0.464*** (0.17)		0.205** (0.09)	0.211 (0.19)
$FGVC$		-1.263*** (0.26)	-2.519*** (0.78)		-1.622*** (0.38)	-1.454* (0.76)
MP^f	1.909*** (0.19)	1.579*** (0.17)	1.625*** (0.50)	0.171*** (0.07)	0.153*** (0.06)	0.059 (0.29)
MP^d	-2.110*** (0.37)	-2.624*** (0.41)	1.645*** (0.40)	-2.397*** (0.47)	-4.026*** (0.54)	-0.074 (0.94)
IN	1.471*** (0.17)	1.280*** (0.15)	2.217*** (0.26)	1.444*** (0.19)	1.312*** (0.16)	1.673** (0.81)
OU	1.305*** (0.12)	1.708*** (0.13)	0.353* (0.19)	2.148*** (0.14)	2.753*** (0.16)	1.419*** (0.43)
常数项	-7.277*** (1.69)	4.990* (2.68)		-1.082 (1.80)	20.718*** (3.94)	
观察值	735	735	525	567	567	432
R^2	0.91	0.93		0.92	0.94	
Sargan 检验			32.03 (0.13)			21.61 (0.16)
$AR(1)$			0.00			0.00
$AR(2)$			0.92			0.79

家（地区）出口以偏劳动密集型产品为主；技术型产品中，外国（地区）增加值的比重比劳动密集型产品中的外国（地区）增加值比重高（尹伟华，2016）。因此，全球价值链的后向对冲效应更强。

五、主要结论与政策启示

（一）结论

在已有研究的基础上，笔者从双边视角分析了全球价值链是否弱化汇率变动对出口的作用及其影响机制。主要研究结论如下：

（1）全球价值链通过后向的对冲效应与前向的竞争效应来削弱汇率对出口的影响，但是进口投入来源分布与出口市场分布的差异程度影响了全球价值链后向的对冲效应。

（2）我国全球价值链后向参与度对汇率弹性的影响力总体上要强于前向参与度的影响力。与2005年人民币汇率制度改革前相比，汇改后我国全球价值链后向参与度对汇率弹性的影响已然弱化。前向参与度的迅速提升是全球价值链视角下造成人民币汇率对我国出口影响力弱化的主要原因。

（3）分国家（地区）类别来看，我国对发展中国家出口中的全球价值链后向效应要强于对发达国家（地区）出口中的后向效应。

（二）启示

基于上述结论，得到如下启示：

（1）推进“再全球化”进程，加强与发展中国家的经贸联系能够强化我国出口的稳定性。全球化生产方式加强了汇率冲击下各国（地区）贸易的稳定性，参与全球价值链能够平抑各种冲击下的出口波动，这与林思宇和黄繁华（2016）的研究结论相仿。而且本研究结论显示，汇率冲击下的平抑效果在对发展中国家的出口上表现得尤为明显。因此，着力推进“再全球化”进程，加强与发展中国家的经贸联系以拓宽出口渠道、优化市场结构，无论是对于维系我国出口的稳定发展还是保持出口优势都具有重要的作用。

（2）全球价值链参与削弱了货币政策效果，政府相关部门需要审慎对待全球价值链对货币政策产生的影响，以避免非市场行为带来的价格扭曲以及过于乐观的政策预期。全球价值链下的生产将不再独立，出口中的进口成分比重越高，别国（地区）出口中的本国成分越高，进口中间投入来源与出口市场越是契合，汇率与贸易的关系便越疏远。就我国而言，虽然加工贸易出口在总出口中的占比不断降低，中间投入进口比重也随之下降，但是伴随着我国中低端制造、组装工序的外迁，中间品出口快速提升，全球价值链参与度基本呈稳步增长态势。在这种趋势下，币值变动与进出口贸易的关系将愈发疏离，货币政策效果可能达不到预期。

最后，深入分析式（7）可知，全球价值链的前向竞争效应不仅与镶嵌在第三国出口中的中间品比重有关，还与出口市场分布以及第三国加工后再次出口的市场分布有关。由于第三国加工后再出口的流向追踪起来较为复杂，本文中笔者暂未予

以考虑。若要全面了解全球价值链对汇率出口弹性的影响,全球价值链参与的前向效应是值得进一步研究的。

[参考文献]

- [1]程惠芳,成蓉. 全球价值链中的汇率价格传递效应、生产率调节效应与贸易增长——基于 WIOD 和 PWT 匹配数据的研究[J]. 国际贸易问题, 2018(5):78-91.
- [2]林思宇,黄繁华. 全球价值链分工参与度与出口波动研究[J]. 经济问题探索, 2016(6):108-118.
- [3]田开兰,孔亦舒,杨翠红. 汇率波动对中国出口增加值的影响分析[J]. 系统工程理论与实践, 2017,37(5):1144-1153.
- [4]田朔,张伯伟,慕绣如. 汇率变动、中间品进口与企业出口[J]. 世界经济与政治论坛, 2015(4):88-102.
- [5]吴小康. 为什么出口规模与人民币汇率弱相关——一个文献综述[J]. 中央财经大学学报, 2016(10):94-104.
- [6]尹伟华. 中国制造业产品全球价值链的分解分析——基于世界投入产出表视角[J]. 世界经济研究, 2016(1):66-75.
- [7]张会清,翟孝强. 全球价值链、汇率传递与出口贸易弹性[J]. 世界经济研究, 2019(2):85-98.
- [8]张明志,季克佳. 人民币汇率变动对企业出口价格的影响机制——基于垂直专业化的视角[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2018(6):51-61.
- [9]张天顶,唐夙. 汇率变动、全球价值链与出口贸易竞争力[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2018(1):38-49.
- [10]张天顶. 全球价值链重构视角下中国企业国际化的影响因素[J]. 统计研究, 2017,34(1):33-43.
- [11]AHMED S. Are Chinese exports sensitive to changes in the exchange rate? [R]. Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers, 2009, NO. 987.
- [12]AHMED S, APPENDINO M, RUTA M. Global value chains and the exchange rate elasticity of exports[J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2016, 17(1):1-24.
- [13]AMITI M, ITSKHOKI O, KONINGS J. Importers, exporters, and exchange rate disconnect[J]. The American Economic Review, 2014, 104(7):1942-1978.
- [14]BERMAN N, MARTIN P, MAYER T. How do different exporters react to exchange rate changes? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1):437-492.
- [15]BUSSIÈRE M, GAULIER G, STEINGRESS W. Global trade flows: revisiting the exchange rate elasticities[R]. Bank of Canada Staff Working Paper, 2017, No. 2017-2041.
- [16]CHENG K C, HONG G H, SENEVIRATNE D et al. Rethinking the exchange rate impact on trade in a world with global value chains [J]. International Economic Journal, 2016, 30(2):204-216.
- [17]DIXIT A. A model of duopoly suggesting a theory of entry barriers[J]. The Bell Journal of Economics, 1979, 10(1):20-32.
- [18]FAUCEGLIA D, LASSMANN A, SHINGAL A. Backward participation in global value chains and exchange rate driven adjustments of Swiss exports[R]. Review of World Economics, 2018, 154(3):537-584.
- [19]GREENAWAY D, KNELLER R, ZHANG X. The effect of exchange rates on firm exports: the role of imported intermediate inputs[J]. World Economy, 2010, 33(8):961-986.
- [20]KOOPMAN R, POWERS W, WANG Z, et al. Give credit where credit is due: tracing value added in global production chains[R]. NBER Working Paper, 2010, No. 16426.
- [21]KRUGMAN P. Strength is weakness [EB/OL]. New York Times [2015-03-15]. <https://www.nytimes.com/2015/03/13/opinion/paul-krugman-strength-is-weakness.html>.
- [22]KRUGMAN P. The return of elasticity pessimism [EB/OL]. New York Times [2016-04-16]. <https://krugman.blogs.nytimes.com/2016/04/16/the-return-of-elasticity-pessimism-wonkish/>.

- [23] LEIGH D, LIAN W, POPLAWSKI-RIBEIRO M. Exchange rates and trade: a disconnect?[R]. IMF Working Paper, 2017, WP/17/58.
- [24] OLLIVAUD P, RUSTICELLI E, SCHWELLENUS C. The changing role of the exchange rate for macroeconomic adjustment[R]. OECD Economics Department Working Paper, 2015, No. 1190.

(责任编辑 谭晓燕)

Do Global Value Chains Weaken the Impact of Exchange Rate on Exports? —Examination on Bilateral Perspective

YIN Mei^{1,2}, ZHANG Yanyan²

(1. Economics and Management School, Nantong University, Nantong Jiangsu 226000;

2. Business School, Nanjing University, Nanjing Jiangsu 210000)

Abstract: This paper analyzes whether and how global value chains weaken the impact of exchange rate fluctuation on exports, and the results show that global value chains impair the exchange rate elasticity of exports through backward hedging effect and forward competitive effect, which is affected by the participation of GVC as well as the matching degree between the market distributions of input import and export. After the reform of the RMB exchange rate system in 2005, the backward hedging effect of global value chains has been weakened, while the forward effect becomes the main factor to weaken the link between RMB exchange rate and the exports of China mainland. Relatively speaking, the backward effect of the exports to developing countries is stronger than that of developed countries (regions). Consequently, monetary authorities need to be cautious about the impact of global value chain involvement on the effectiveness of monetary policy in order to avoid overoptimistic policy expectations.

Keywords: GVC; RMB Exchange Rate; Input of Intermediate Goods