

我国出口汇率传递率 行业和国家差异的实证研究

文争为*

摘要: 本文基于月度单位出口价值和汇率数据,采用固定效应面板数据模型分析了2005年6月-2008年12月间人民币汇率变动对中国出口价格的短期汇率传递率的行业和国家差异。研究表明,中国出口的314个HS4行业的平均汇率传递率和整体汇率传递率都很高,接近于完全传递,但不同行业的汇率传递率差异非常大,其中有14个HS4行业的按市场定价系数大于0.5且涵盖食品、化工、纺织、钢铁、机械等多个HS1行业。在对15个HS2行业10大贸易伙伴按市场定价系数进行的国别差异估计中,发现我国出口对美国存在明显的按市场定价行为,对其他贸易伙伴汇率传递率近似完全传递。这意味着试图通过人民币升值来改善美国对华贸易逆差的政策效应会被削弱,同时也表明我国应加强与东亚贸易伙伴的区域经济合作,并提高出口商抵御汇率风险的能力。

关键词: 出口汇率传递率 行业差异 国家差异

一、引言和文献综述

汇率传递率(ERPT)是指汇率变动对以进口国货币标价的进口价格或出口价格^①的传递程度以及汇率变动对进口国消费价格水平的传递程度。^②如果汇率变动后,进口价格的变动幅度小于汇率变动的幅度,则汇率传递被认为是不完全的。不完全汇率传递的原因是出口商的按市场定价行为(PIM)^③,即当进出口国的双边汇率变动时,出口商为了维持市场份额,没有选择按汇率变动的幅度完全调整进口价格,而是同时部分调整以出口国货币标价的出口价格和进口价格。

汇率不完全传递问题具有重要的理论与政策意义,因为汇率的不完全传递意味着:首先,通过汇率调整来调节国际收支的政策效应会降低。其次,不完全汇率传递意味着汇率波动通过改变进口价格从而影响进口国消费价格水平的效应也降低。再次,如果一国参与区域经济合作,尤其是货币合作,汇率传递程度决定了来自区域内的外部宏观冲击在成员国间传播的程度和速度,从而决定了合作的可行性。随着中国开放程度不断提高和出口在世界贸易中的份额持续上升,以及外汇储备的持续高速增长,人民币面临升值压力。人民币的币值调整对中国的进出口贸易、国际收支、消费价格水平以及人民币的国际化前景究竟会产生何种程

* 文争为,重庆大学贸易及行政学院经济贸易系,邮政编码 400044 电子信箱:wzwm@cqu.edu.cn

本研究得到中央高校基本科研业务费(项目编号:CDJSK100048)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

①贸易价格从出口国的角度是出口价格,从进口国的角度是进口价格,汇率传递问题还涉及标价货币选择的问题。汇率传递指双边汇率变动对以进口国货币标价的进口价格或出口价格的传递,对以出口国货币标价的出口价格的传递率一般称为按市场定价系数,由于汇率传递率和按市场定价系数之和为1估计出按市场定价系数也就估计出了汇率传递率。本文正是通过估计人民币汇率变动后,以人民币标价的出口价格的按市场定价系数研究我国的出口汇率传递率。为简化起见,此后以进口国货币标价的进口价格简称进口价格。

②汇率变动对贸易价格的传递一般被称为第一阶段传递,对进口国消费价格水平的传递被称为第二阶段传递。

③最早提出按市场定价概念的是 Dornbusch(1987)和 Krugman(1987); Betts和 Devereux(1996)首先进行了系统的理论阐述。

度的影响均取决于人民币汇率变动对贸易价格和国内消费价格水平的传递程度。

汇率传递问题自 20 世纪 90 年代中期以来成为开放宏观经济学的热点问题,有大量文献对此进行了研究,但这些文献集中于研究美国和其他工业化国家。针对中国,尤其是从出口价格的角度采用细分行业数据进行的研究还非常有限。

已有的估计汇率传递率的文献主要有两类:一类是使用加总数据估计一国总体上的汇率传递率;另一类是运用大量行业层面的数据进行估计。考虑到针对东亚的实证研究对本文具有更高的借鉴意义,文献综述除了讨论经典文献之外,重点讨论了以东亚为研究对象的相关文献。

加总数据估计,一般以 CPI、PPI 或 WPI 指数作为边际成本的替代变量,以进口国的国内生产总值 (GDP) 或收入水平表示其需求状况,采用单方程自回归分布滞后模型或 VAR 模型估计汇率与总体的或行业分类贸易价格指数之间的关系,可参见 Mann (1986), Froot 和 Klemperer (1989), McCarthy (2000), Campa 和 Minguez (2006), Campa 和 Goldberg (2004), Mikhailov (2005), Choudhri Faruquee 和 Hakura (2002)。以上文献均以发达经济体为研究对象,对发展中经济体的研究较少,主要有 González (2000) 和 Barhoumi (2005)。上述文献得出了以下的一致结论: (1) 进口价格的汇率传递在短期内是不完全的,短期的汇率传递率大约为 0.5~0.6 意味着出口国货币升值 10% 会导致进口价格上涨 5%~6%; (2) 相比之下,长期的进口价格汇率传递率更高,接近于完全传递; (3) 不同国家,不同部门的进口价格汇率传递率存在差异。^①

针对东亚的加总数据估计较少。Ito 等 (2005) 采用单方程自回归分布滞后模型研究了 1986-2004 年 8 个东亚经济体的进口价格的汇率传递率,发现进口价格的汇率传递率很高,尤其是中国香港 (0.49)、印度尼西亚 (1.00)、日本 (0.99) 和泰国 (1.66) 几乎接近于完全传递,而中国台湾、新加坡和韩国的进口价格的汇率传递率系数估计不显著。Kang 和 Wang (2003) 采用 VAR 模型研究 1991-2001 年日本、新加坡、韩国和泰国的进口价格以及 CPI 的汇率传递率,脉冲响应分析表明进口价格的汇率传递率高于 CPI 的汇率传递率并且东南亚金融危机后的汇率传递率高于危机前。Sasaki (2002) 采用 1990-1995 年间的月度双边出口价格数据估计了日本出口商在对美国、欧盟和其他亚洲国家出口时的按市场定价系数,研究发现日本对美国出口的按市场定价系数最高 (0.5)。

采用宏观数据进行的估计无法识别和分析行业差异,重在分析影响汇率传递率的宏观因素。考虑到在汇率传递问题上,行业差别非常大,所以行业层面的研究非常必要。几乎所有行业层面研究的文献都是按照 Knetter (1989, 1993) 的简化模型范式 (reduced form) 来进行的。从已有的针对发达经济体的大量文献来看,既有在某一具体 HS9 细分行业层面进行的估计^②,也有选择大量行业,多个国家进行的估计^③。这些研究达成了以下两点共识:一是发达经济体中,美国出口的按市场定价程度较低,进口的汇率传递率也较低;二是汇率传递率的国家差异可能源于贸易商品结构的差异。

1990 年代以来,出现了大量针对东亚经济体的行业汇率传递率研究。Marston (1990) 估计的日本交通及电气设备出口行业的汇率传递率非常低。Takagi 和 Yoshida (2001) 采用 1988-1999 年日本与 7 个主要贸易伙伴的 20 种 HS9 产品的月度海关价格数据估计了日本出口和进口中的汇率传递率,发现日本出口的汇率传递率 (0.97) 远高于进口的汇率传递率 (0.01)。Lee (1997) 研究了 1980-1990 年韩国从 OECD 国家进口的 24 种产品的汇率传递率,估计出的汇率传递率在 0.24 (钢铁)~0.92 (毛皮) 之间,平均为 0.38 而且汇率传递率与行业的市场集中度成反比关系。Toh 和 Ho (2001) 测算出中国台湾的制成品出口汇率传递率仅为 0.13。Parsley (2004) 发现中国香港的出口几乎不存在按市场定价行为。Parsons 和 Sato (2005) 对 1999-2004 年泰国、马来西亚、印尼及菲律宾的 27 种 HS6 产品的出口价格进行研究发现汇率传递几乎不存在。

目前为止,针对中国出口汇率传递率的实证研究比较缺乏,英文文献几乎是空白。在中文文献中,封北麟 (2006), 毕玉江和朱钟棣 (2006, 2008) 估计了人民币汇率对进口价格和 CPI 的传递率。毕玉江和朱钟棣 (2007a, 2007b) 给出了人民币汇率出口传递的理论框架,并估计了人民币汇率变动与我国 SIFCI 出口价格

①W ebber (1999) 的研究发现国家差别的根本原因是不同国家的产业结构不同,即国家差异源于贸易商品结构的差异。Campa 和 Minguez (2006) 估计的长期汇率传递率为 0.81, Campa 和 Goldberg (2004) 估计长期汇率传递率为 0.75。至于国家和部门差异,他们的研究均指出部门差异很大。

②参见 Bleaney (1997), Hellerstein (2004)。

③参见 Knetter (1989, 1993), Gil-Pareja (2002), Gaulier Lahèche-Révil 和 Méjean (2006)。

指数之间的关系, 由于我国定基的 SITC1贸易指数价格数据缺乏, 检验的数据来自于论文数据且是 2002年以前的。王胜和李睿君(2009)在考虑国际价格竞争的基础上构建了研究人民币汇率传递效应的基本框架, 并将其应用于中国对美国出口价格的汇率传递程度的经验检验。倪克勤和曹伟(2009)考察了 1995年 1月 - 2007年 12月间人民币汇率变动与国内物价之间的关系, 运用滚动回归计量方法分析了人民币汇率传递效应在样本考察期间的变动趋势并探讨了我国人民币汇率传递效应的主要影响因素。王菁和张朋(2009)的研究发现, 不同类商品的出口价格汇率传递弹性存在较大差异, 人民币升值对占中美出口总额 95% 以上的工业制成品出口没有抑制作用。吴志明和郭予锴(2010)分析了汇改前后人民币的汇率传递效应, 发现汇改前后人民币汇率变动的传递效应均较低。

本文选取 2005年 6月 - 2008年 12月中国与 10个主要贸易伙伴, 314个 HS4行业的出口单位价值数据, 构建固定效应面板数据模型, 估计了 314个 HS4行业的按市场定价系数, 并将数据进行混合后, 估计了 11个 HS1行业的按市场定价系数。在放松中国出口到不同市场时定价行为无差异的假定之后, 估计了中国对 10大贸易伙伴的 15个 HS2行业的按市场定价系数, 并分析其差异。本文的主要特点如下: (1) 基于 Knetter(1989, 1993)的简化范式展开研究, 我国现有研究均运用单方程分布滞后或 VAR模型采用双边贸易和汇率数据进行研究, 还没有基于多边贸易和汇率数据的研究; (2) 本文基于大量的行业数据来估计汇率变动对我国出口价格的汇率传递率, 国内已有的研究几乎都在加总数据层面进行, 行业研究仅针对少数几个行业。 (3) 本文采用月度数据估计短期汇率传递率, 而一般文献采用年度或季度数据估计长期汇率传递率。 (4) 针对大量行业进行的“多边”研究为分析人民币汇率变动的出口价格传递率的行业差异和国别差异提供了可能性。

本文结构如下: 第一部分为引言和文献综述; 第二部分先给出理论分析框架, 然后在此基础上推导出实证估计模型, 最后对用于实证估计的数据进行说明; 第三部分给出实证估计结果并对其进行分析; 第四部分得出结论并对研究结果背后的原因进行讨论。

二、模型、数据和方法

(一) 理论框架

汇率传递不完全的原因是由于出口商的按市场定价行为, 而这种行为的本质是在非完全竞争的市场中出口商的三级价格歧视行为。^① 由此出发, 我们可以构建分析汇率传递或按市场定价的理论分析框架。

假设中国为出口国, 出口产品 i 到彼此相互分割的市场 j , 那么, 在时间 t 以人民币标价的出口价格可以表示为:

$$P_t^j = MC_t^j \mu_t^j \quad (1)$$

假设中国同种产品出口到不同国家, 其边际成本是相同的, 那么, 式 (1) 可以写为:

$$P_t^j = MC_t^i \mu_t^j \quad (2)$$

μ_t^j 为加成, 取决于进口国需求对进口价格的弹性, 可以表示为:

$$\mu_t^j = \frac{\eta_t^j (P_t^j / S_t^j, Z_t^j)}{\eta_t^j (P_t^j / S_t^j, Z_t^j) - 1} \quad (3)$$

η_t^j 为需求对以进口国货币标价的价格的弹性; P_t^j 为以人民币标价的出口价格; S_t^j 为双边汇率, 以 1 单位进口国货币的人民币价格表示; 则 P_t^j / S_t^j 为进口价格; Z_t^j 表示进口国 j 对产品 i 的需求状况。对式 (2) 进行全微分并取自然对数, 以小写字母表示取对数后的形式, 可得:

$$p_t^j = (1 - \beta^{ij}) m_t^i + (1 - \beta^{ij}) \ln \left[\frac{\eta_t^j}{\eta_t^j - 1} \right] + \beta^{ij} s_t^j - \gamma^{ij} z_t^j$$

$$\beta^{ij} = \frac{\xi_{ij}^{n_{ij}}}{\eta_t^j - 1 + \xi_{ij}^{n_{ij}}}, \quad \xi_{ij}^{n_{ij}} = \frac{\partial \ln \eta_t^j}{\partial \ln (P_t^j / S_t^j)}, \quad \gamma^{ij} = \frac{\xi_{ij}^{n_{ij}}}{\eta_t^j - 1 + \xi_{ij}^{n_{ij}}}, \quad \xi_{ij}^{n_{ij}} = \frac{\partial \ln \eta_t^j}{\partial \ln Z_t^j} \quad (4)$$

式 (4) 中, $\beta^{ij} = \frac{\partial p_t^j}{\partial s_t^j}$ 度量了以人民币标价的出口价格对于汇率变动的敏感程度, 也就是按市场定价系数。

① 三级价格歧视是指在相互分割的非完全竞争市场中, 同一厂商生产的同一产品在不同市场制定不同的价格。

按市场定价系数与汇率传递率之和为 $1^{\text{①}}$ 。如按市场定价为 0 则为完全的汇率传递; 当按市场定价为 1 时, 汇率传递率为 0 意味着汇率变动完全被出口商通过调低加成吸收, 以进口国货币标价的贸易价格不随汇率变动而变化。Knetter (1989) 认为按市场定价系数取决于出口商对需求的价格弹性的性质的看法, 存在如表 1 所示的四种可能性。 β^j 取值为负数的条件是 j 国对 i 的需求弹性小; β^j 的绝对值在短期内可能大于 1 因为存在短期内超调的可能性。

表 1 按市场定价系数的取值范围及其条件

β^j 的取值范围	条件	含义
0	$\xi_{P_i^j/S_i^j}^{\eta^j} = 0$	完全汇率传递率
1	$\eta_i^j = 1$	汇率传递率 = 0 汇率变动 100% 由出口商的加成调整吸收
$0 < \beta^j < 1$	$\xi_{P_i^j/S_i^j}^{\eta^j} > 0$ 且 $\eta_i^j > 1 - \xi_{P_i^j/S_i^j}^{\eta^j}$	加成调整部分抵消了汇率变动, 即存在按市场定价
$-1 < \beta^j < 0$	$\xi_{P_i^j/S_i^j}^{\eta^j} > 0$ 且 $\eta_i^j < 1 - \xi_{P_i^j/S_i^j}^{\eta^j}$	汇率传递放大, 即如货币升值, 出口商调高了以本币表示的加成

(二) 计量模型和数据

本文基于 Knetter (1989, 1993) 开创的简化模型范式展开研究。这一方法基于按市场定价 (PTM) 的概念, 假设出口到不同市场的同一产品的生产边际成本相等, 构建一个“多边”的产品出口单位价值的固定效应面板数据模型进行估计。简化模型范式的优点在于简单且有效, 对出口单位价值数据和进出口国的双边汇率数据进行 OLS 估计就可得到按市场定价系数。在难以获得准确的边际成本和加成变量数据的情况下, 提供了一种估计效果较好的方法。但也正是因为此种方法不直接估计汇率变化对加成和边际成本的影响, 诸多结构性的因素都包含在固定效应中, 无法将彼此分离开来, 所以采用简化模型范式进行的研究无法深入、具体地讨论汇率传递率的影响因素。

本文采用简化模型范式进行研究的主要理由是: 第一, 难以获取我国的模型变量的相关统计数据, 除了加成和边际成本变量之外, 我国的贸易价格指数数据是同比而非定基的, 同比指数具有严重的滞后性, 对于本文进行的短期汇率传递率估计而言, 这是重大缺陷。第二, 简化模型估计可用于基于大量的行业数据进行的分析, 目前为止, 采用这一方法实证研究我国出口汇率传递率的文献还非常缺乏, 已有研究大多选用加总数据进行。第三, 简化模型方法的数据结构特征: 一是“多边的”, 即同一产品出口到不同国家; 二是“多行业的”, 即通过数据混合, 可以同时估计和比较行业间差异。该方法非常适合本文的主要研究目标, 即分析汇率传递率的国家和行业差异。

1 计量模型

经 ADF 检验, 发现所有数据均为一阶单整序列, 所以估计式采用一阶差分形式。^②

式 (4) 的一阶差分形式如下所示:

$$d \ln P_t^j = \alpha^j d \ln MC_t^i + \beta^j d \ln S_t^j + \delta^j d \ln Z_t^j \quad (5)$$

各符号的意义与前述相同, β^j 度量以出口国货币标价的出口价格对汇率变动的弹性, 即为按市场定价系数, 其与汇率传递率系数的关系为两者之和为 1。 β^j 的取值随行业 i 进口国 j 的不同而变化。如 $\beta^j = 0$ 则为完全传递; 如果出口商通过调整加成, 部分吸收了汇率变动以维持进口价格的稳定, 则 $0 < \beta^j < 1$ 。根据理论框架部分的讨论, 如进口市场的需求的价格弹性非常小, β 也有可能为负数。因为存在短期内超调的可能性, β^j 在短期内的绝对值也有可能大于 1。

边际成本与进口国的需求状况都是难以直接精确量化的指标, 但式 (5) 数据结构, 包含进口国、时间和行业三个维度, 采用固定效应面板数据模型估计可以克服无法直接获得边际成本与进口国的需求数据的困难。所以, 可以采用式 (6) 的形式来进行实证估计:

$$d \ln P_t^j = \alpha^j f i x_t^i + \delta^j f i x_t^j + \beta^j d \ln S_t^j + \epsilon_t^j \quad (6)$$

①以符号 v_t^j 表示汇率传递率系数, $v_t^j = -\frac{\partial (P_t^j / S_t^j)}{\partial P_t^j} \cdot \frac{S_t^j}{P_t^j / S_t^j} = 1 - \beta^j$ 。

②由于篇幅限制, 此处不详细列出检验结果。

$f\tilde{\alpha}_i^i$ 与 $f\tilde{\alpha}^{ij}$ 为固定效应。 $f\tilde{\alpha}_i^i$ 包含了行业 i 中, 所有随时间 t 的不同而变化, 但对所有进口国的影响都一样的因素, 如边际成本, 我国出口商之间的竞争程度、宏观经济状况以及同一行业的行业政策等等。 $f\tilde{\alpha}^{ij}$ 包含行业 i 中, 所有不随时间变化, 但随进口国 j 的不同而变化的因素, 比如不同的市场对产品 i 的需求, 不同市场的竞争程度等。

假设我国出口商对所有进口市场的定价行为没有差异, 即 $\beta^i = \beta$ 可以得到估计式 (7):

$$d \ln P_i^{ij} = \alpha_i^i f\tilde{\alpha}_i^i + \delta^{ij} f\tilde{\alpha}^{ij} + \beta_i d \ln S_t^i + \varepsilon_t^{ij} \quad (7)$$

在估计式 (7) 中, β 为在某一特定产品出口中, 平均的按市场定价水平。按不同产品逐一估计, 估计的 β 的个数取决于选取的产品数目。

在估计式 (7) 的基础上, 将数据在不同的产品分类层面混合, 可得估计式 (8), 用以估计行业的按市场定价系数, 估计式 (7) 与估计式 (8) 的形式看来是完全一样的, 区别只在两者对于行业 (或产品) i 的分类细致程度不同:

$$d \ln P_i^{ij} = \alpha_i^i f\tilde{\alpha}_i^i + \delta^{ij} f\tilde{\alpha}^{ij} + \beta_i d \ln S_t^i + \varepsilon_t^{ij} \quad (8)$$

在估计式 (6) 的基础上, 放松 $\beta^i = \beta$ 的假设可得估计式 (9), 可用式 (9) 估计中国对 10 大贸易伙伴出口中, 按市场定价行为的差异, 以分析定价行为的国家差异。

$$d \ln P_i^{ij} = \alpha_i^i f\tilde{\alpha}_i^i + \delta^{ij} f\tilde{\alpha}^{ij} + \beta^{ij} d \ln S_t^i + \varepsilon_t^{ij} \quad (9)$$

2 数据选取

本文旨在研究人民币汇率变动对我国出口价格的短期汇率传递率, 根据此研究目的确定了以下的数据选取原则: 第一, 对美国出口的汇率传递率是本研究关注的重点, 本研究数据的时间范围为 2005 年 6 月 - 2008 年 12 月, 因为这一时期包含了人民币兑美元汇率大幅持续升值的时间段。第二, 由于与中国香港贸易的特殊性, 按双边贸易额大小选择的 10 大贸易伙伴中不包括中国香港。第三, 本文选取了月度数据进行研究, 而现有的研究基本是选用年度或季度数据。采用月度数据具有三大优势: 一是名义汇率是高频波动数据; 二是月度数据将样本量提高了三倍, 具有更好的估计有效性; 三是月度数据能够较好地度量汇率传递率的动态特征, 季度数据在短期内可能错过了汇率的某些变动。研究发现价格随汇率的超调主要发生在三个月之内, 如果采用季度数据, 可能会错过这一现象。

如前所述, 我们的估计需要同一产品出口到多个市场的单位价值数据和进出口国的双边名义汇率数据。

(1) P_i^{ij} , 即以人民币标价的同一产品出口到多个市场的单位价值数据。我们按 HS4 来选取产品, 原因在于可以获取 HS4 月度海关统计的金额和数量数据, 数据来源为国研网贸易数据库。然后, 我们按照 2005 - 2008 年间, 贸易额的大小确定了我国的 10 大出口市场, 为: 美国、日本、韩国、德国、英国、新加坡、法国、澳大利亚、加拿大和马来西亚。只要在 2005 年 6 月 - 2008 年 12 月期间, 我国对上述全部 10 大市场有连续出口记录的 HS4 行业, 均是本文的研究对象。收集这 314 种 HS4 行业对上述 10 大贸易伙伴出口的金额和数量数据, 计算得到 314 个 HS4 行业的出口单位价值。出口单位价值作为出口价格的替代变量的主要缺陷在于: 单位价值会随商品结构的变化而改变, 商品分类越粗略, 这一问题会越突出。本文采用的数据是 HS4 分类, 且样本期为 2005 - 2008 年, 跨度较短, 在相当程度上缓解了上述问题, 并且估计式中包含固定效应可以控制观察不到的系统偏误。

(2) S_t^i , 中国对 10 大出口市场的双边名义汇率数据^①, 数据来源为国际货币基金 IFS 数据库。 S_t^i 以 1 外币的人民币价值表示, 数值上升表示人民币贬值, 反之则为人民币升值。

三、估计结果

(一) 行业层面的按市场定价系数

我们按估计式 (6) 估计按市场定价系数。式 (6) 假设我国出口到各国的定价行为无差别, 即 $\beta^i = \beta$; 并且如前述, 我们按 HS4 选取了 314 种产品, 即 $i = 314$, 所以, 我们可以得到 314 种 HS4 产品, 中国出口的按市

^① 尽管从理论上讲, 汇率变量应该采用名义汇率, 但很多经验研究如 Gagnon 和 Knetter (1992), Knetter (1989, 1993), Takagi 和 Yoshida (2001), Gil-Pareja (2002), Parsley (2004), Athukoralal 和 Menon (1994) 都采用经过 PPI 或 CPI 调整的汇率进行研究, 原因是在浮动汇率制下名义汇率会随通货膨胀率变化。但人民币的汇率制度不同于发达经济体的浮动汇率制, 再考虑到本文意在研究短期效应, 由此认为汇率数据选用名义双边汇率更合适。

场定价系数,即 314个 β 估计值。估计结果的统计值如下表 2所示:

表 2 314个行业的按市场定价系数估计值

	平均值		中位数		较小的四分位平均数		较大的四分位平均数	
	未加权	加权	未加权	加权	未加权	加权	未加权	加权
β	0.041	0.046	0.019	0	-0.337	-0.051	0.437	0.081
观测值个数	135 020							

估计得到的 314个 HS4行业的汇率传递系数的估计值中,有 67.2%,即 211个行业的估计值在 10%的水平显著,有 61.5%,即 193个行业的估计值在 5%的水平显著,与已有研究相比,系数显著的比例是较高的^①。估计结果的调整的 R^2 值随行业不同,在 0.42~0.99之间, D. W. 值则在 1.88~2.54之间。总体而言,模型的估计效果较好。^②

表 2中,加权的权重是在 2005-2008年 4年间,行业 i 的出口额在 314个行业总出口额中所占的比重。314个行业的按市场定价系数估计体现出了以下几个特点:(1)加权的均值稍大于未加权的均值,这意味着 314个行业总体而言,出口额较多的行业按市场定价系数稍高;(2)未加权的较大四分位均值远大于加权的较大四分位均值,这说明在按市场定价系数最高的 25%行业中,出口额较大行业的按市场定价系数远低于出口额较小的行业;(3)加权与未加权的较小的四分位均值均小于 0且前者远大于后者,这说明在按市场定价系数最低的 25%行业中,出口额较大行业的汇率传递放大效应较小;(4)加权与未加权的总体均值分别为 0.046和 0.041,这意味着即使是在短期内,中国出口的平均汇率传递率也很高,大约为 96%,接近完全传递。^③

在作者估计的 314个行业中,在 10%的显著性水平上,有 32.8%的行业系数估计不显著,也就是说不能拒绝完全汇率传递率的假设;有 37.58%的行业系数估计为正,即存在按市场定价行为;有 29.62%的行业系数估计为负数,即存在汇率传递放大的情况。如剔除掉系数估计不显著的行业,在剩下的 211个行业中,其数据体现出的基本趋势并未发生改变,详见表 3。

表 3 按市场定价系数估计显著的 211个行业的按市场定价系数估计值

	平均值		中位数		较小的四分位平均数		较大的四分位平均数	
	未加权	加权	未加权	加权	未加权	加权	未加权	加权
β	0.047	0.059	0.072	0	-0.337	-0.051	0.509	0.090
观测值个数	90 730							

如果将系数估计不显著的行业的按市场定价系数计为 0即完全汇率传递率,那么 314个行业的按市场定价系数的统计值如表 4所示,其数据体现出的基本趋势也没发生改变。

表 4 314个行业的按市场定价系数估计值(当不显著系数计为 0时)

	平均值		中位数		较小的四分位平均数		较大的四分位平均数	
	未加权	加权	未加权	加权	未加权	加权	未加权	加权
β	0.031	0.037	0	0	-0.311	-0.051	0.437	0.081
观测值个数	135 020							

表 5为按市场定价系数 (PTM)在 0.5~1之间且系数估计在 10%水平显著的 14个 HS4行业,这 14个行业涵盖了食品、化工、纺织、钢铁、制药、塑料、皮革、玻璃、机械及电子等各个制造业。首先,PTM 系数较高的行业都是制造业,考虑到我国出口以制造业为主,这一结果不难理解。第二,这 14个行业中,既有劳动密

①笔者另文估计长期按市场定价的系数的研究选取的 373个 SITC5行业中, β 系数在 5%的水平显著的占 55.31%,在 10%水平显著的占全部的 61.74%。Knetter (1993)的研究中,德国、日本、美国、英国四国,10个行业,德国有一半的行业系数在 5%的水平显著,其他三国则不足一半。Méjean (2009)研究了德国、美国、法国、英国、日本及意大利 6个国家的 915个出口行业,在 5%的水平德国 46.8%是显著的,其他国家则在 5%的水平只有 11.9%~25%的系数是显著的。

②估计一共得到了 314个 β 值,限于篇幅,此处无法一一列出,仅给出 314个 β 估计值的平均值。表 3表 4同理。

③本文作者另文研究了我国制造业出口中长期的汇率传递率,结论为总体上接近完全传递。Gaulier Lahèche-Révil和 Méjean (2006)的研究估计,中国的加权平均按市场定价系数为 0.080与本文的研究结论接近。

集型行业(如服装),也有资本技术较为密集的行业(如机床)。由此,可初步判定行业本身的技术和生产要素密集度不是决定 PIM 系数的主要因素。第三,从产业组织理论的角度,本文研究了这 14 个行业的 PIM 系数与中国出口在世界市场的份额以及该行业中国出口的市场集中度之间的关系,回归发现上述两变量与 PIM 之间不存在相关性。为何是这 14 个行业 PIM 系数较高有待在更细分的行业层面作进一步研究。

表 5 我国出口 PTM 系数最高的 14 个 HS4 行业

产品的 HS4 编号及描述	PTM 值
4203 皮革或再生皮革制的衣服及衣着附件	0.524
2009 未发酵及未加酒精的水果汁、蔬菜汁	0.544
8419 利用温度变化处理材料的机器、装置及实验设备	0.555
7319 钢铁制的手缝针、编织针、引针、钩针、刺绣穿孔锥及类似产品	0.566
7005 浮法玻璃板、片及表面研磨或抛光玻璃板、片	0.572
2917 多元羧酸及其酸酐、酰卤化物等及其衍生物	0.580
8450 家用型或洗衣房用洗衣机,包括洗涤干燥两用机	0.627
8462 加工金属的锻造或冲压机床	0.646
3206 其他着色料及以其为基本成分的制品等	0.664
6103 针或钩编的男式西服套装、便服套装、上衣、长裤、护胸	0.667
9504 游艺场所、桌上或室内游戏用品	0.688
2103 调味汁及其制品;混合调味品;芥子粉及其调味品	0.757
3204 有机合成着色料及以其为基本成分的制品等	0.762
3917 塑料制的管子及其附件	0.799

图 1 和图 2 分别为 314 个行业和剔除掉系数估计不显著行业后剩下的 211 个行业的系数取值分布图。几乎所有的估计值都在 -1~1 之间,其标准差分别为 0.355 和 0.410。可以看出,按市场定价系数的行业差异是非常大的。

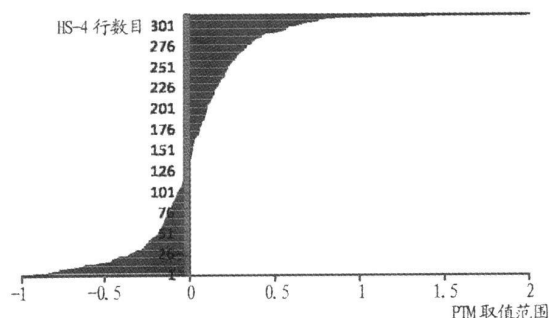


图 1 314 个行业的 PTM 取值范围

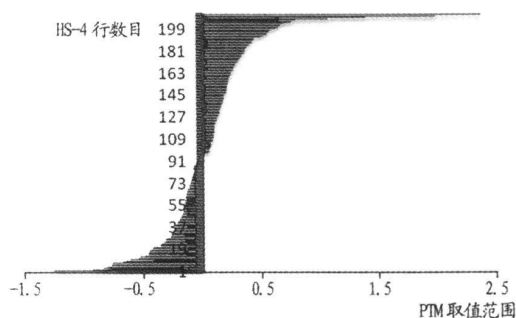


图 2 211 个系数显著行业的 PTM 取值范围

接下来,我们将 HS4 数据分别按全部 314 个行业和 HS1 行业进行混合,按估计式 (8) 进行估计,得到中国出口总体上的按市场定价系数估计值以及各个 HS1 行业^①的估计值,详见表 6。

表 6 中国出口的总体和 HS1 行业的按市场定价系数

行业	β	t 值	R^2	观测值个数	D. W.	WALD 检验
总体	0.06	1.99**	0.29	128 740	1.98	3.95* (按市场定价)
植物制品	0.40	4.05***	0.3	1 280	2.09	16.41*** (按市场定价)
食品	0.27	2.58**	0.23	2 050	1.96	6.66*** (按市场定价)
化工	0.04	0.05	0.33	10 250	1.97	0.002 (CPT)
塑胶	0.02	0.16	0.17	6 560	2.0	0.03 (CPT)
木制品	0.21	2.35**	0.22	2 460	2.01	5.52* (按市场定价)
纸浆、纸制品	-0.20	-2.26**	0.29	3 690	2.02	5.13* (ZPT)
纺织品	0.09	1.83*	0.27	22 140	2.01	3.35* (按市场定价)
鞋类	-0.07	-0.52	0.21	2 050	2.0	0.27 (CPT)
建材	-0.15	-1.24	0.23	7 380	1.93	1.53 (CPT)
贱金属	0.04	0.87	0.30	16 810	1.99	0.75 (CPT)
机电	0.20	2.69***	0.31	29 110	1.98	7.23*** (按市场定价)

注: t 值的*、**、*** 分别表示 β 系数在 10%、5%、1% 的水平显著; WALD 检验的*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平既拒绝 $\beta=0$ 即完全传递 (CPT) 的假设又拒绝 $\beta=1$ 即完全按市场定价的假设; ZPT 代表汇率传递放大效应。

① 总体是指将全部 314 个行业的数据混合,按式 (8) 估计得到的 β 值; HS1 指按 HS1 分类给出分行业统计结果。本文只选择了观测值大于 2 050 个即含 HS4 行业数大于 5 的 HS1 行业。

从表 6 可知:

第一, 有 5 个 HS1 行业估计系数不显著, 无法拒绝 $\beta = 0$ 即完全传递的零假设, 这 5 个行业分别为化工、塑胶、鞋类、建材和贱金属行业。

第二, 中国出口定价中短期的汇率传递率是很高的。总体上的按市场定价系数为 0.06^①, 意味着人民币升值 10%, 以人民币标价的出口价格下降 0.6%, 而以美元标价的进口价格上升 0.4%。这意味着, 在总体上虽然存在按市场定价行为, 但出口商加成调整的幅度也非常小, 而且是接近于完全传递的。这与 314 个行业按市场定价平均值的结果是一致的。

第三, 有 5 个 HS1 行业显示出了明显的按市场定价行为, 分别为植物制品、食品、木制品、纺织品和机电产品。其中纺织品的按市场定价系数非常低, 接近于 0 其他的 4 个行业则在 0.2 左右。

第四, 有 1 个 HS1 行业, 即纸浆和纸制品行业为汇率放大, 估计值为 -0.20 意味着人民币升值 10%, 以人民币标价的出口价格上升 2%。

(二) 中国对不同国家出口的汇率传递率差异

本部分重点讨论中国出口到不同国家的汇率传递率的差异。我们将 HS4 分类的 314 个行业的数据按 HS2 分类进行混合, 放松出口到不同市场出口商的定价行为无差异的假设, 按式 (9) 估计了 15 个 HS2 行业中中国出口对 10 大贸易伙伴的按市场定价系数^②, 然后将其换算为汇率传递率系数。^③ 表 7 给出了汇率传递率系数估计结果的统计分布特征。^④

表 7 中国对 10 大贸易伙伴出口的汇率传递率系数的统计特征

	美国	日本	韩国	德国	英国	新加坡	法国	澳大利亚	加拿大	马来西亚
极大值	1.84	1.79	1.46	2.10	1.50	2.03	2.58	2.67	2.42	2.53
极小值	-0.88	-0.26	0.33	0.23	0.55	-0.46	0.45	0.71	0.33	0.27
3/4 分位数	1.03	1.01	1.00	1.00	1.02	1.01	1.01	1.01	1.00	1.02
1/4 分位数	0.97	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99	1.00	1.00	0.99
四分位距	0.06	0.02	0.002	0.01	0.02	0.02	0.02	0.01	0.00	0.03
加权均值	0.72	1.02	1.02	1.07	1.07	1.28	1.04	1.12	0.99	1.24
加权中位数	0.99	1.00	1.00	1.00	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
加权均值*	0.81	1.04	0.96	1.09	1.09	0.93	1.03	1.07	1.00	1.24
显著比例**	0.6	0.6	0.67	0.6	0.67	0.47	0.67	0.33	0.67	0.6

注释: * 指将不显著行业的汇率传递率系数设定为 1 即完全传递时, 计算得到的加权均值; ** 表示在估计的 15 个 HS2 行业中, 汇率传递率系数在 10% 的水平明显异于 1 的行业的比重, 即非完全传递的行业的比重。

由表 7 可知:

第一, 本文的研究结果与已有的文献基本一致^⑤, 已有的基于宏观数据进行研究的文献表明, 即使是在长期, 不同进口国的汇率传递率存在差异, 而且美国的进口汇率传递率明显低于其他国家, 即其他国家对美国出口的按市场定价系数明显较高。

第二, 中国对 10 大贸易伙伴出口的汇率传递率是非常高的, 汇率传递率系数加权均值的取值范围是在 0.72~1.24 之间, 且系数估计在 10% 的水平显著的比例较高, 受约束的汇率传递率加权均值的取值范围为 0.81~1.24。不管对不显著系数如何处理, 中国出口的短期汇率传递水平都是相当高的。

第三, 中国对美国出口存在明显的按市场定价行为, 中国对美国出口的汇率传递率加权均值为 0.72 意

① Gaulier Lahrèche- Révil 和 Méjan (2006) 的研究估计, 中国出口的总体按市场定价系数为 0.080。

② 变系数固定效应模型估计方法实际上是将模型分成对应于横截面个体的 10 个单方程, 利用每个横截面个体的时间序列数据采用经典的单方程模型估计方法分别估计每个单方程中的参数。由于待估系数多, 如在 HS4 分类的 314 个行业的层面按式 (9) 进行估计, 自由度不够, 估计结果信度不高。考虑到这一点, 本文将 HS4 分类的 314 个行业的数据在 HS2 进行混合估计。

③ 以 v_i^j 表示汇率传递率系数, $v_i^j = 1 - \beta_i^j$ 。

④ 由于篇幅限制, 此处仅给出了估计值的统计特征值, 估计结果未直接列出。

⑤ Anderton (2003) 估计欧盟各国的进口汇率传递率为 0.58~0.81; Fauqee (2004) 估计欧盟、日本和美国的进口汇率传递率分别为 0.80、0.57 和 0.18; Campa 和 Goldberg (2004) 的研究发现法国、德国、美国和日本的进口汇率传递率分别为 1.21、0.79、0.41 和 1.26; Campa 和 Minguez (2006) 估计的法国和德国的进口汇率传递率分别为 0.80 和 0.77; Marazzi 和 Sheets (2007) 研究认为美国的进口汇率传递率在 0.3~0.6 之间。

意味着若人民币升值 10%，以人民币标价的对美出口价格下降 2.8%，而以美元标价的对美国出口价格上涨 7.2%。而对其他贸易伙伴的出口定价中汇率均为接近于完全传递，并且除加拿大外均存在短期超调现象。其影响因素可能是进口国的市场规模，市场规模越大，汇率传递率越低。

第四，中国对 10 大贸易伙伴的出口价格的汇率传递率的四分位距都很小 (0~ 0.06)，尤其是对韩国、德国和加拿大 (均不超过 0.01)。这意味着不同行业的汇率传递率之间的差别较小，同一国家不同行业的汇率传递率分布比较集中，且均接近于完全传递。

图 3 和图 4 分别给出了按 10 大贸易伙伴和按 15 个 HS2 行业排列的中国出口的汇率传递率系数。

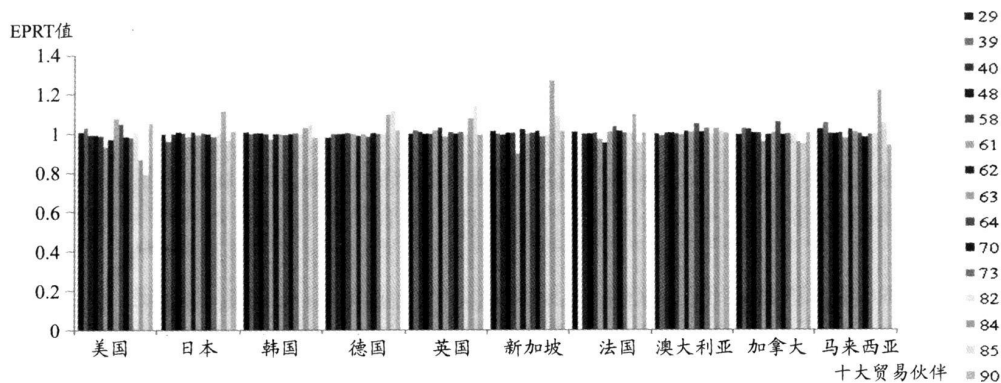


图 3 15 个 HS2 行业的 ERPT

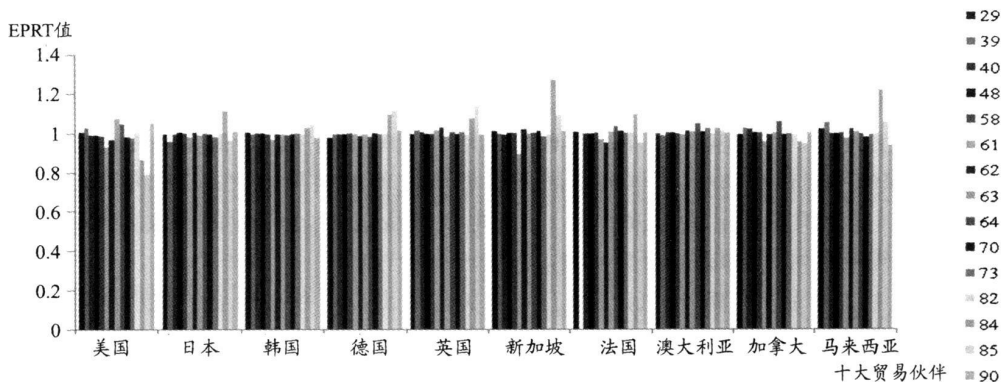


图 4 15 个 HS2 行业的 ERPT

从图 3 和图 4 可知：

首先，中国对不同贸易伙伴的不同产品的出口的汇率传递率基本在 1 左右，是接近于完全传递的。

其次，从同一国家的不同行业来看，美国的不同行业之间的差异较大。

第三，从不同国家的同一行业来看，61(针织服装)、62(非针织服装)、84(机械产品)、85(电气产品)的国家差异较大，尤其是 84(机械产品)和 85(电气产品)的国家差异更为明显。

第四，中国在 84(机械产品)和 85(电气产品)行业对美国的出口中存在明显的 PIM 行为。但对除加拿大外的其他贸易伙伴却是超调的，笔者认为这与机电行业的产品内分工模式有关。^① 生产过程产品内分工程度高的行业的特征：一是产生大量中间产品贸易；二是这些产品的贸易以美元定价；三是这些产品的贸易由跨国公司主导，要么是跨国公司内部贸易，要么是跨国公司控制了产品的定价权。已有研究表明，进口中间产品，出口最终产品的国家汇率传递率会降低。^②

第五，美国作为中国最大的贸易伙伴，美元作为中国贸易的主要计价货币具有特殊的地位。对美国的估计结果不符合一般的理解。一般认为，劳动密集型行业的出口商以价格竞争为主要竞争手段，议价能力较弱，汇率传递系数应该较低；而资本技术密集型行业的出口商的议价能力相对强，汇率传递率应该较高。但

① 产品内分工的内涵参见卢锋，2004《产品内分工》，《经济学(季刊)》第 4 卷第 1 期，第 55-82 页。

② 参见 Ghosh A., and R. S. Rajan 2007. "A Survey of Exchange Rate Pass-through in Asia: What Does the Literature Tell Us?" *Asia Pacific Economic Literature*, 21 (2): 13-28

我们发现对美国的估计结果是,劳动密集型行业(如 61、62的服装行业)是接近于完全传递的,资本密集型行业(84、85)的汇率传递率反而较低。可能有两个原因造成了这种不一致:一是资本密集型行业(84、85)的高产品内分工程度;二是定价货币的选择问题。表面上看我国的出口是美元报价的,但从新开放宏观经济学的计价货币(currency invoicing)选择理论的角度,我国的出口商是生产者货币定价(PCP)而非当地货币定价(LCP)。原因在于,我国出口业务的报价程序是按人民币核算成本和利润水平,然后按当时的汇率,换算成美元进行报价,在PCP方式下,汇率传递率较高。而资本密集型行业(84、85),由于跨国公司控制了其生产过程产生的贸易的定价权,所以实际上是LCP定价,其汇率传递率会较低。^①

四、结论及其政策含义

本文研究发现:

第一,在短期内,中国出口的314个HS4行业的平均汇率传递率值很高,大约为0.96,接近完全传递。将数据混合,估计得到的总体上的汇率传递率系数为0.94。这意味着,在总体上虽然存在按市场定价行为,但出口商加成调整的幅度非常小,汇率是接近于完全传递的。混合估计与314个HS4行业汇率传递率的平均值的结果是一致的。

第二,汇率传递率(或按市场定价)的行业差异很大,314个HS4行业的按市场定价系数的标准差为0.355,离散程度较大。314个HS4行业中有14个行业的按市场定价系数大于0.5小于1,且这14个HS4行业涵盖了食品、化工、纺织、钢铁、机械等多个HS1行业,并未明显地集中在某个HS1行业。可见,按市场定价系数的大小更多地取决于不同行业的具体的市场结构特征。

第三,在国别差异方面:首先,中国对10大贸易伙伴出口的汇率传递率整体上是很高的,汇率传递率系数加权均值的取值范围在0.72~1.24之间;其次,中国对美国出口存在明显的按市场定价行为,对美国出口的汇率传递率加权均值为0.72,意味着人民币对美元升值10%,以人民币标价的出口价格将降低2.8%,以美元标价的出口价格上升7.2%;除美国以外的其他贸易伙伴,汇率传递率是近似完全传递的。

第四,从同一国家的不同行业来看,美国的不同HS2行业之间的差异较大;从不同国家的同一行业来看,61(针织服装)、62(非针织服装)、84(机械产品)、85(电气产品)这4个行业的国家差异较大,尤其是84(机械产品)和85(电气产品)的国家差异更为明显。

第五,中国在84(机械产品)和85(电气产品)行业对美国的出口中存在明显的按市场定价行为。但对除加拿大外的其他贸易伙伴却是超调的,这是否与机电行业的产品内分工模式有关有待进一步研究。

本文的政策含义非常明显,首先,中国对美国出口的汇率传递率为0.72,意味着汇率变动引起的以美元标价的出口价格的调整幅度小于汇率变动幅度,汇率变动不会使中美贸易收支产生相应的变动,或者说试图通过人民币升值来改善美国对华贸易逆差的政策效应会被减弱。第二,由于中国与主要的东亚贸易合作伙伴——日本、韩国、新加坡和马来西亚的汇率传递率均接近于完全,这意味着这些国家的经济周期会比较同步,存在区域经济合作的宏观基础。最后,由于我国出口商缺乏汇率风险意识和控制汇率风险的金融工具,出口商使用的报价核算方式从理论的角度是生产商货币定价行为(PCP),这可能是导致我国整体汇率传递率高的重要原因。

参考文献:

1. 毕玉江、朱钟棣, 2006《人民币汇率变动的价格传递效应——基于协整与误差修正模型的实证研究》,《财经研究》第7期,第53-62页。
2. 毕玉江、朱钟棣, 2007a《人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应》,《世界经济》第5期,第3-15页。
3. 毕玉江、朱钟棣, 2007b《人民币汇率变动与出口价格:一个分析框架与实证检验》,《世界经济研究》第1期,第41-47页。
4. 毕玉江、朱钟棣, 2008《人民币汇率变动对中国进口商品价格的传递效应——基于VECM的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第8期,第70-82页。
5. 封北麟, 2006《汇率传递效应与宏观经济冲击对通货膨胀的影响分析》,《世界经济研究》第12期,第45-51页。
6. 卢锋, 2004《产品内分工》,《经济学(季刊)》第4卷第1期,第55-82页。
7. 倪克勤、曹伟, 2009《人民币汇率变动的不完全传递研究:理论与实证》,《金融研究》第6期,第44-59页。

^①参见 Devereux B, and C. Engel 2001. "Endogenous Currency of Pricing in a Dynamic Open Economic Model" National Bureau of Economic Research Working Paper 8559.

- 8 王菁、张朋, 2009 《人民币汇率变动对中美出口价格的传递效应》, 《经济评论》第 6 期, 第 25-31 页。
- 9 王胜、李睿君, 2009 《国际价格竞争与人民币汇率传递的实证研究》, 《金融研究》第 5 期, 第 9-21 页。
- 10 吴志明、郭予锴, 2010 《汇率制度改革前后人民币汇率传递效应研究——以 2005 年 7 月汇率制度改革为界》, 《经济评论》第 2 期, 第 120-127 页。
- 11 Anderton, B. 2003 “Extra- euro area Manufacturing Import Prices and Exchange- rate Pass- through” ECB Working Paper 219.
- 12 Athukorala, P., and J Menon 1994 “Pricing to Market Behavior and Exchange Rate Pass- through in Japanese Exports” *Economic Journal*, 104(423): 271- 281.
- 13 Bahoumi, K. 2005 “Long Run Exchange Rate Pass- through into Import Prices in Developing Countries An Empirical Investigation” *Economics Bulletin*, 6(14): 1- 12
- 14 Betts, C., and M. B. Devereux 1996 “The Exchange Rate in a Model of Pricing to Market” *European Economic Review*, 40(3-5): 1007- 1021.
- 15 Bleaney, M. 1997. “Invoicing- currency Effects in the Pricing of Japanese Exports of Manufactures” *Canadian Journal of Economics* 30(4): 968- 974
- 16 Campa, J.M., and L. S. Goldberg 2004 “Exchange- rate Pass- through into Import Prices” CEPR Discussion Paper 4391
- 17 Campa, J.M., and J.M. G. Mínguez 2006 “Differences in Exchange Rate Pass- through in the Euro Area” *European Economic Review*, 50(1): 121- 145.
- 18 Choudhri, E. U., H. Faruquee and D. S. Hakura 2002 “Explaining the Exchange Rate Pass- through in Different Prices” MF Working Paper 02/224.
- 19 Dornbusch, R. 1987 “Exchange Rates and Prices” *American Economic Review*, 77(1): 93- 106
- 20 Devereux, B., and C. Engel 2001 “Endogenous Currency of Pricing in a Dynamic Open Economic Model” National Bureau of Economic Research Working Paper 8559.
- 21 Faruquee, H. 2004 “Exchange Rate Pass- through in the Euro Area The Role of Asymmetric Pricing Behavior” MF Working Papers 04/14.
- 22 Froot, K., and P. Klemperer 1989 “Exchange Rate Pass- through When Market Share Matters” *American Economic Review*, 79(4): 637- 654.
- 23 Gagnon, J. E., and M. M. Knetter 1992 “Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations Evidence from Panel Data on Automobile Exports” NBER Working Papers 4123.
- 24 Gaulier, G., A. Lahèche- Révil and I Méjean 2006 “Exchange- Rate Pass- Through at the Product Level” CEPII Working Paper 02
- 25 González, A. 2000 “Exchange Rate Pass- through and Partial Dollarization Is There a Link?” Center for Research on Economic Development and Policy Reform Working Paper 81
- 26 Ghosh, A., and R. S. Rajan 2007. “A Survey of Exchange Rate Pass- through in Asia What Does the Literature Tell Us?” *Asia Pacific Economic Literature*, 21(2): 13- 28
- 27 Gil- Pareja, S. 2002 “Export Price Discrimination in Europe and Exchange Rates” *Review of International Economics*, 10(2): 299- 312
- 28 Hellerstein, R. 2004 “Who Bears the Cost of a Change in the Exchange Rate? The Case of Imported Beer” Staff Reports of Federal Reserve Bank of New York 179.
- 29 Ito, T., Y. Sakaji and K. Sato 2005. “Pass- through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries” Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI), Japan Discussion Paper Series 05- E- 020
- 30 Kang, S., and Y. Wang. 2003. “Fear of Floating Exchange Rate Pass- through in East Asia” Korea Institute for International Economic Policy, Seoul Working Paper 03- 06
- 31 Knetter, M. 1989. “Price Discrimination by U. S. and German Exporters” *American Economic Review*, 79(1): 198- 210
- 32 Knetter, M. 1993 “International Comparisons of Pricing- to- Market Behavior” *American Economic Review*, 83(3): 473- 486
- 33 Krugman, P. 1987. “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes” In *Real Financial Linkages among Open Economies* ed. S.W. Amdt and D. Richardson, 49- 70. Cambridge MIT Press
- 34 Lee, J. 1997 “The Response of Exchange Rate Pass- through to Market Concentration in a Small Economy” *The Review of Economics and Statistics* 79(1): 142- 145.
- 35 Marston, R. 1990 “Pricing to Market in Japanese Manufacturing” *Journal of International Economics* 29(3- 4): 217- 236
- 36 Mann, C. 1986 “Prices, Profit Margins and Exchange Rates” *Federal Reserve Bulletin*, 72: 366- 79
- 37 Marazzi, M., and N. Sheets 2007. “Declining Exchange Rate Pass- through to U. S. Import Prices The Potential Role of Global Factors” *Journal of International Money and Finance* 26(6): 924- 947.
- 38 McCarthy, J. 2000 “Pass- through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies” Federal Reserve Bank of New York Working Paper 111.
- 39 Méjean, I. 2009. “Exchange- rate Pass- through at the Product Level” *Canadian Journal of Economics* 41(2): 425- 449
- 40 Mihov, A. 2005. “Exchange Rate Pass- through on Prices in Macrodata” University of Essex Economics Discussion Paper 568
- 41 Parsley, D. 2004 “Pricing in International Markets A ‘Small- country’ Benchmark” *Review of International Economics* 12(3): 509- 524
- 42 Parsons, C., and K. Sato 2005. “Exchange Rate Pass- through of the ASEAN - 4” Centre for International Trade Studies (CITS), Yokohama National University, Yokohama Working Paper 2005- 09.

43. Sasaki Y. N. 2002 “ Pricing to Market Behavior Japanese Exports to the US, Asia, and the EU. ” *Review of International Economics* 10(1): 140– 150
44. Takagi S., and Y. Yoshida 2001 “ Exchange Rate Movements and Tradable Goods Prices in East Asia: An Analysis Based on Japanese Customs Data, 1988– 1999. ” *International Monetary Fund Staff Papers* 48: 266– 89.
45. Toh M– H., and H– J Ho 2001. “ Exchange Rate Pass– Through for Selected Asian Economies ” *Singapore Economic Review*, 46(2): 247– 273.
46. Webber A. 1999 “ Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in the Asia– Pacific. ” *Asian Economic Journal* 13(3): 303– 320

An Empirical Study on the Differences of ERPT into China's Exports at the Industry Level and Variations across Import Countries

Wen Zhengwei

(School of Trade and Public Administration, Chongqing University)

Abstract Based on monthly export unit value and exchange rate data and using the fixed effect panel data model, this paper analyzes the differences of ERPT into China's exports at the industry level and variations across import countries from June 2005 to December 2008. The estimation shows the average ERPT of 314 HS4 industries is nearly complete but there are huge differences among industries, the ERPT of 14 of which are found to be over 0.5 covering such HS1 industries as food, chemicals, textiles, steel and mechanics. The study of the ERPT of 15 HS2 industries' exports to top 10 partners indicates that China's exports to the US show very obvious Pricing-to-Market behavior and are almost complete for exports to other trade partners. The above results imply that the policy effect of improving the US' s trade balance through RMB appreciation will be weakened, and China should strengthen the regional economic cooperation with the eastern Asian trade partners and decrease the exporters' foreign exchange risk exposure.

Key Words ERPT; Differences at Product Level; Variations across Import Countries

JEL Classification F41

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 104 页)

18. List J. A., and C. Y. Co 2000. “ The Effects of Environmental Regulations on Foreign Direct Investment ” *Journal of Environmental Economics and Management* 40(1): 1– 20
19. Love I., and L. Zichino 2006 “ Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR. ” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2): 190– 210
20. Monteiro Jose– Antonio 2009. “ Pollution Havens: A Spatial Panel VAR Approach ” Working Paper, University of Neuchatel
21. Wagner U. J., and C. D. Timmins 2009. “ Agglomeration Effects in Foreign Direct Investment and the Pollution Haven Hypothesis ” *Environmental and Resource Economics* 43(2): 231– 256
22. Xing Y., and C. D. Kolstad 2002 “ Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment? ” *Environmental and Resource Economics*, 21(1): 1– 22

What Cause China to Become a Pollution Haven: Evidence from Chinese Provincial Panel Data

Su Zhifang¹, Liao Ying² and Li Ying¹

(1: College of Economics and Finance, Huaqiao University;

2: Social Science Department, Jiangxi Institute of Education)

Abstract This paper empirically examines the relationships among FDI, foreign trade and environmental regulation with a new method of panel data vector autoregression based on provincial panel data in China from 1999 to 2008. The research discovers that China has been a “ pollution haven”; the main factor is not FDI but foreign trade that gives great pressure to the environment in China. There is an asymmetric and interactive relationship between environmental regulation and foreign trade. Environmental regulation has a negative effect on foreign trade, which proves “ pollution haven” effect in China; in turn, foreign trade is good for strengthening environmental governance to some extent. To improve the robustness of the conclusion, this paper also uses several other variables of environmental regulation, and divides the data into three parts respectively in East, Middle and West regions.

Key Words Pollution Haven Hypothesis; Foreign Direct Investment; Panel Data VAR Model

JEL Classification F18

(责任编辑: 彭爽)