



No. C2015006

2015-09

加工贸易、人民币汇率和出口的国内附加值： 理论及实证研究

余淼杰 崔晓敏^①

内容提要：改革开放以来，我国对外贸易突飞猛进，在全球价值链上的地位持续攀升，出口的国内附加值也逐步提升。与此同时，加工贸易迅速壮大，占据我国对外贸易的半壁江山。本文通过理论建模刻画了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的两个机制：第一、本币贬值通过本国和外国贸易品相对价格，导致加工贸易企业出口增加、进口下降，进而国内附加值比提高；第二、本币贬值提高本国出口企业的相对生产效率，导致加工贸易企业出口价格加成及利润率提高、国内附加值比提升。本文用 2000-2009 年中国工业企业和海关产品层面贸易数据对理论结果进行了实证分析。在控制内生性后，按初始年进口份额加权的名义有效汇率提高 10% (即本币贬值 10%) 使得加工贸易企业的国内附加值比平均提高 2.8%。

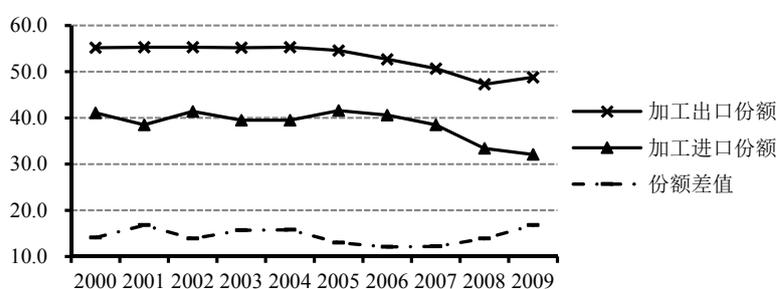
关键词：加工贸易 人民币汇率 国内附加值比

^①余淼杰，北京大学国家发展研究院经济学教授。Email: mjyu@nsd.pku.edu.cn。崔晓敏，北京大学国家发展研究院经济学博士生。Email: sunnylizzie@163.com。作者衷心感谢 Daniel Trefler、姚洋、卢锋、黄益平、田素华等提出的建议。

一、引言

改革开放以来,我国对外贸易突飞猛进,逐步成为世界性产品生产基地和区域性加工枢纽,并在全球产品供应链上占据重要位置。利用全球价值链,增加对国内中间品和服务的需求,提高技术水平,我国创造了就业,实现了高速增长(Gereffi & Memedovic, 2003; Feenstra & Wei, 2009)。根据联合国《工业发展报告(2013)》,1970-2011年我国中间品出口年增长率约为24%,远高于其它亚洲国家,而中间品进口年增长率约为13%,与其它亚洲国家基本持平。中间品进出口增长率的差异间接反映了我国出口国内附加值比重的提升。与此同时,加工贸易迅速壮大,并在我国对外贸易中占据重要地位。如图1所示,2000-2005年我国加工出口占总出口的比重一直稳定在55%左右(Kee & Tang, 2013; 戴觅等, 2014),从2006年起则有所下降。2000-2004年,加工贸易出口和进口份额差值基本保持不变,但从2006年起逐步拉大。加工进出口份额差值的拉大也间接反映了我国加工贸易国内附加值的提升。

图1: 2000-2009年我国加工进出口份额(%)



注:加工出(进)口份额=加工贸易总出(进)口/总出(进)口。本文主要关注来料和进料加工贸易,而出料加工贸易的占比非常低。份额差值为同年加工出口和进口份额的差值。数据来自中国海关总署。

由于总出口中仅增加值部分与一国国内生产密切相关,因而出口附加值估算逐渐成为国际贸易实证研究中较为重要的话题。越来越多的研究开始关注要素价格变动、贸易自由化等对企业出口附加值的影响。Koopman et al. (2012)指出自加入WTO以来,我国加工贸易的国内附加值比重持续增加。Kee & Tang (2013)表明2000-2006年我国加工贸易企业国内附加值比约增长6个百分点,且不同行业差异较大。木质纸浆及贵金属行业国内附加值比增加甚至超过20个百分点。随着加工贸易国内附加值比的提升,人民币双边汇率也显著变动。自2005年中国人民银行宣布建立有管理的浮动汇率制度到2009年,人民币对美元、澳元、英镑等升值,对捷克克朗和巴拉圭瓜拉尼等小幅贬值。汇率波动影响贸易品的相对价格及企业的相对生产成本,进而会对双边贸易造成重要影响。如图1所示,加工进出口份额差距逐步拉大的时期也是人民币汇率剧烈波动的阶段。是否是人民币汇率变动带动了加工贸易企业国内附加值比的变化?人民币汇率波动和加工贸易企业国内附加值比存在怎样的联系?

本文拓展了Rodríguez-López (2011)和Kee & Tang (2013)的理论模型,利用中国工业企业和海关产品层面贸易数据,计算了按贸易份额加权的企業层面名义有效汇率,并分析了人民币汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响。汇率变动一方面通过本国和外国贸易品相对价格影响本国企业对生产要素的配置和其进出口行为,另一方面则通过相对生产成本改变出口企业生产率的临界值,影响本国出口企业的平均生产效率,最终引起国内附加值的变化。企业的国内附加值一方面和国内中间品行业的规模、技术进步、质量提升等密切相关,反应了本国企业对国内中间品的相对需求。另一方面它还与企业自身的技术进步、生产率等相关。加工贸易占我国对外贸易的半壁江山,因而研究汇率变动对加工贸易企业国内附加值的影响具有重要意义。此外,由于企业的国内附加值与其生产规模正相关,故本文主要

研究汇率变动对国内附加值比的影响，并由此进一步导出对国内附加值的影响。

本文主要与垂直分工与全球产品供应链、汇率变动与对外贸易这两支文献相关。已有相关理论和实证研究关注垂直分工和全球产品供应链，并逐渐细化出加工贸易和附加值计算两个分支。作为垂直分工的一种特殊形式，加工贸易的研究一方面关注其与一般贸易的差别，如人均工业增加值、资本劳动比及生产率较低，外资依赖程度更高（余淼杰，2011；戴觅等，2014；Yu, 2015），生产波动性更大（Bergin et al., 2009）等。因此在研究加工贸易盛行的国家的企业行为时，应分别考虑加工贸易和一般贸易两种生产结构。另一方面则关注加工贸易在解释双边贸易平衡（Xing, 2012），中国对外出口产品复杂度（Wang and Wei, 2008）等方面的作用。然而这些文章均未涉及加工贸易国内附加值计算问题，不能解释加工贸易国内附加值比上升这一现象。

在附加值计算这一分支文献中，按照计算方法分为两类：1）根据一国的投入产出表计算不同行业的国内附加值比（HIY 及 KWW 方法^①）；2）根据工业企业和产品层面贸易数据合并后的样本，计算加工贸易企业的国内附加值比（Kee and Tang, 2013）。Koopman et al. (2012, 2014) 认为传统的 HIY 方法没有将投入产出表中加工贸易和一般贸易企业分开，高估了加工贸易盛行的国家的国内附加值比。尽管 KWW 方法对投入产出表做出了这一调整，然而忽略企业异质性也可能导致估算偏差。Kee & Tang (2013) 根据纯加工贸易企业加工进口全部用于加工出口这一特征，提供了纯加工贸易企业国内附加值比的计算方法，并考虑行业层面汇率变动及贸易自由化等对行业内国内附加值比平均变动的的影响。

而汇率变动与对外贸易这一支文献主要关注汇率变动和进口品价格间的不完全关联性，并指出汇率变动可通过进口价格影响企业的出口行为。Berman et al. (2012) 利用法国企业层面数据，分析了汇率变动对企业出口行为的影响，发现本币贬值将导致高生产率企业的出口略微增加、出口价格加成显著提高。具体到人民币汇率层面，卢向前和戴国强（2005）、张曙光（2005）、刘尧成等（2010）、戴觅等（2013）发现人民币升值将提高中国贸易逆差压力，降低出口。

本文的贡献主要体现在以下两个方面。在理论建模方面，本文拓展了 Rodríguez-López (2011) 和 Kee & Tang (2013) 的模型，在替代弹性可变的消费者偏好下，考虑中间品在企业生产中的作用，并将汇率变动引入企业的生产决策，进而刻画了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的理论机制。本文的理论模型指出汇率变动不仅通过贸易品相对价格（Kee and Tang, 2013），还通过相对生产成本改变出口企业的平均生产效率，进而影响加工贸易企业的国内附加值比。在实证研究方面，本文从以下三个方面拓展了 Kee & Tang (2013) 的实证分析。首先，本文计算了混合贸易企业中加工贸易部分的国内附加值比，并研究了汇率变动对其影响。2000-2006 年，混合贸易企业出口平均占我国总出口的 36.2%、总加工出口的 66.1%，因而研究汇率变动对其加工贸易部分国内附加值比的影响具有重要意义。其次，考虑到企业层面外汇风险暴露度的异质性，本文计算了企业层面按贸易份额加权的名义有效汇率。来料加工企业和外国公司签订合同并赚取加工费，汇率变动对其影响不大。而进料加工企业自主选择中间品来源地，外汇风险暴露度较大。最后，本文提供了汇率变动影响加工贸易国内附加值比的企业层面证据。

本文结构如下：第二部分建立汇率和国内附加值比的理论模型；第三部分对实证分析使用的数据和变量进行说明；第四部分由结构方程导出回归式，并进行计量分析；第五部分对可能存在的进口资本品和内生性等问题进行稳健性检验；最后一部分为结论和政策建议。

二、模型

^①HIY、KWW 方法分别指 Hummels et al. (2001) 及 Koopman et al. (2012) 提供的计算方法。

有关汇率和进口价格传递机制的文献已指出汇率变动会影响企业的进出口行为。汇率变动可通过相对价格及生产成本影响企业的国内附加值。本文在替代弹性可变的消费者偏好下，将汇率冲击引入企业的生产决策，并在汇率传递机制模型（Rodríguez-López, 2011）中考虑中间品的作用（Kee and Tang, 2013），进而刻画了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值的理论机制。理论模型指出汇率变动除通过贸易品相对价格外，还通过相对生产成本改变出口企业的平均生产效率，进而影响其国内附加值比^②。

1. 需求方面

代表性消费者对最终产品的偏好由一个连续形式的超对数支出函数得出，

$$\ln E_t = \ln U_t + \alpha_t + \frac{1}{N_t} \int_{i \in \Delta_t} \ln p_{it} di + \frac{\gamma}{2N_t} \int_{i \in \Delta_t} \int_{j \in \Delta_t} \ln p_{it} (\ln p_{jt} - \ln p_{it}) dj di \quad (1)$$

其中 N_t 表示 t 期本国代表性消费者偏好且真实存在的异质性产品集合 Δ_t 内的产品数目。 E_t 表示代表性消费者为实现效用 U_t 所需支付的最低支出。 p_{it} 为差异化产品 i ($i \in \Delta_t$) 在 t 期的价格。外国代表性消费者的偏好与本国类似，相应变量均带上标*加以区分，如 E_t^* 、 U_t^* 等。 γ (>0) 衡量了不同产品间的替代程度， γ 越大替代程度越高。 α_t 为代表性消费者对数支出中随时间变化的固定效应。则代表性消费者对异质性产品 i 的需求为：

$$q_{it} = \frac{s_{it} I_t}{p_{it}} \quad (2)$$

其中 s_{it} 为异质性产品 i 在 t 期消费占总支出的份额， I_t 为以本币表示的本国代表性消费者的总消费支出。

2. 供给方面

为计算企业的国内附加值比，本文拓展了 Rodríguez-López (2011) 的理论模型，在企业的生产函数中同时考虑资本和中间品的作用。随着贸易自由化进程的加快，中间品在国际贸易中扮演着越来越重要的角色，并直接影响企业的国内附加值。本文在企业的生产函数中考虑劳动、资本、中间品三种要素。假设资本和劳动不能跨国流动，中间品和最终品可以相互贸易，最终品市场垄断竞争，且每个企业可以使用本国资本、劳动、国内中间品 m_{it}^D 或进口中间品 m_{it}^I 进行生产，但仅能生产一种产品，且需要先支付进入成本才能知道其生产率（Melitz, 2003）。异质性企业 i 在 t 期的生产函数为：

$$y_{it} = \varphi_{it} k_{it}^{\alpha_k} l_{it}^{\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m}, \alpha_k + \alpha_l + \alpha_m = 1 \quad (3)$$

其中 y_{it} 为企业 i 在 t 期生产的最终产品 i 的数量。 φ_{it} 为全要素生产率，并服从帕累托分布。 k_{it} 、 l_{it} 和 m_{it} 分别为最终品生产投入的资本、劳动及中间品数量。 α_k 、 α_l 、 α_m 依次为总成本中资本、劳动以及中间品投入份额。中间品 m_{it} 由国内和进口中间品构成，

$$m_{it} = \left[\left(m_{it}^D \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(m_{it}^I \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \quad (4)$$

其中 σ 为国内中间品 m_{it}^D 和进口中间品 m_{it}^I 间的替代弹性。由 Alvarez & Lucas (2007)，同时包含三种要素的生产函数可看作关于有效劳动指数的函数，并可由 Rodríguez-López (2011) 中生产函数^③单调正变换得出。

^②由于文章的基本设定与以上两篇文献类似，为避免重复并突出文章的贡献，除必要的设定外，文章将直接引用这两篇文章的结论，并对进行拓展的地方做详细说明。附录《模型注释》提供了模型部分结论的详细推导。

^③Rodríguez-López (2011) 中企业的生产函数为 $y(\varphi) = Z\varphi L$ ， y 为产出， Z 为加总的国内企业劳动生产率， φ 为该企业的生产率， L 为劳动投入。

$$y_{it} = \varphi_{it} k_{it}^{\alpha_k} l_{it}^{\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m} = \varphi_{it} \left(k_{it}^{\alpha_k/\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m/\alpha_l} l_{it} \right)^{\alpha_l} = \varphi_{it} \tilde{l}_{it}^{\alpha_l}, \quad \text{其中 } \tilde{l}_{it} = k_{it}^{\alpha_k/\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m/\alpha_l} l_{it} \quad (5)$$

企业最小化其成本可得企业 i 在 t 期的成本函数为：

$$c_{it} = \frac{y_{it}}{\varphi_{it}} \left(\frac{r_t}{\alpha_k} \right)^{\alpha_k} \left(\frac{w_t}{\alpha_l} \right)^{\alpha_l} \left(\frac{p_t^M}{\alpha_m} \right)^{\alpha_m} \quad (6)$$

则其边际成本为：

$$mc_{it} = \frac{\theta}{\varphi_{it}}, \quad \theta = \left(\frac{r_t}{\alpha_k} \right)^{\alpha_k} \left(\frac{w_t}{\alpha_l} \right)^{\alpha_l} \left(\frac{p_t^M}{\alpha_m} \right)^{\alpha_m} \quad (7)$$

其中 p_t^M 为中间品价格指数。企业的边际成本为其全要素生产率 φ_{it} 及要素价格 (r_t, w_t, p_t^M) 的函数。为简化模型并得出汇率与加工贸易企业国内附加值比的显性关系式，本文假设要素市场完全竞争，即要素价格不受单个企业生产决策的影响。

根据定义，企业的国内附加值等于其总产出中扣除进口中间品的部分，而国内附加值比为其国内附加值占总产出的份额 (Kee and Tang, 2013)。故企业 i 在 t 期的国内附加值比为：

$$DVAR_{it} = \frac{DVA_{it}}{p_{it} y_{it}} = 1 - \frac{p_t^M m_{it}^I}{p_{it} y_{it}} = 1 - \frac{\alpha_m}{1 + \mu_{it}} \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^M}{p_t^{DM}} \right)^{\sigma-1}} \quad (8)$$

其中 DVA_{it} 为企业 i 在 t 期的国内附加值。 p_t^{DM} 和 p_t^M 分别为以本币标价的国内和进口中间品价格^④。 μ_{it} 为企业 i 在 t 期销售最终品的价格加成。由于企业的国内附加值与其生产规模正相关，因而本文在随后的研究中主要关注汇率变动对国内附加值比的影响，并由此进一步导出对国内附加值的影响。

Rodríguez-López (2011) 假设国内和国外市场相互分离，并进一步讨论了汇率变动对企业出口价格、出口量及利润等的影响。然而，由于缺乏一般贸易企业如何在出口和内销上配置国内和进口中间品的数据，本文难以计算一般贸易企业的国内附加值比。已有计算行业国内附加值比的文献均需假设在出口和内销上按生产额均匀分摊国内及进口中间投入 (Hummels et al., 2001; Koopman et al., 2012, 2014)。然而进口和国内中间品并非等比例替代。和国内中间品相比，进口中间品通常质量更高并包含先进的技术。而加工贸易企业的进口中间品全部用于出口，无内销部分。因此，本文将 Rodríguez-López (2011) 的模型拓展到加工贸易企业上，并根据加工进出口额计算加工贸易企业的国内附加值比 (Kee and Tang, 2013)，进而分析汇率变动对其的影响。

令 p_t^{FM*} 表示以外币标价的进口中间品的离岸价格，则 $p_t^{IM} = \tau^* \varepsilon p_t^{FM*}$ 。故加工贸易企业的国内附加值比为，

$$DVAR_{it}^{pe} = 1 - \frac{\alpha_m}{1 + \mu_{it}^X} \frac{1}{1 + \left(\frac{\tau^* \varepsilon p_t^{FM*}}{p_t^{DM}} \right)^{\sigma-1}} \quad (9)$$

其中 pe 代表加工贸易。 μ_{it}^X 表示企业 i 在 t 期出口的价格加成。 τ^* 为将商品从外国运到本国的冰山成本，即外国运输 τ^* 单位产品才能保证 1 单位产品到达本国。 ε 为 1 单位外币的本币价格， ε 增加表示本币贬值。由式 (9)，给定其它值不变，若本币贬值 (ε 增加)，则企业 i 在 t 期的国内附加值比增加。此时，本国出口的价格优势增加，出口增加，而对外国商品的

^④本文忽略国内（进口）中间品内部的异质性。

购买力下降，进口减少，因而国内附加值比提高。

企业 i 在 t 期的出口价格加成是其生产率与本国出口企业最低生产率的函数 (Rodríguez-López, 2011)，即

$$\mu_{it}^X(\varphi_{it}) = \Omega\left(\frac{\varphi_{it}}{\varphi_X} e\right) - 1 \quad (10)$$

其中 $\varphi_X = \inf\{\varphi_{it}: \mu_{it}^X(\varphi_{it}) \geq 0\}$ 为本国企业出口价格加成等于零时的生产率水平，即出口企业全要素生产率的临界值点。 e 为自然对数的底数。 Ω 为朗伯 W 函数，是方程 $x = f(\Omega) = \Omega e^\Omega$ 的反函数，且 $\partial\Omega(x)/\partial x > 0$ 、 $\partial^2\Omega(x)/\partial x^2 < 0$ 。本币贬值时 (ε 增加)，本国出口企业能以外币标价更低的成本进行生产，出口的成本优势增加。此时较低生产率的企业也可出口，故出口企业全要素生产率的临界值 φ_X 下降，即 $\partial\varphi_X/\partial\varepsilon < 0$ ^⑤。因此

$$\frac{\partial\mu_{it}^X(\varphi_{it})}{\partial\varepsilon} = \left(-\frac{\varphi_{it}}{\varphi_X^2} e\right) \frac{\partial\Omega(x)}{\partial x} \frac{\partial\varphi_X}{\partial\varepsilon} > 0$$

即本币贬值时，本国出口企业还将提高其出口的价格加成，且提高幅度和企业的生产率正相关。故由式 (9)，

$$\frac{\partial DVAR_{it}^{pe}}{\partial\mu_{it}^X} \frac{\partial\mu_{it}^X(\varphi_{it})}{\partial\varepsilon} > 0$$

因而汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响为：

$$\frac{\partial DVAR_{it}^{pe}}{\partial\varepsilon} = \frac{\alpha_m}{1 + \mu_{it}^X} \frac{(\sigma - 1) \left(\frac{\tau^* p_t^{FM*}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1} \varepsilon^{\sigma-2}}{\left[1 + \left(\frac{\tau^* \varepsilon p_t^{FM*}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1}\right]^2} + \frac{\partial DVAR_{it}^{pe}}{\partial\mu_{it}^X} \frac{\partial\mu_{it}^X(\varphi_{it})}{\partial\varepsilon} \quad (11)$$

直接影响 (+) 间接影响 (+)

本文假设本国和外国要素市场完全竞争，故单个企业的生产决策不影响 p_t^{FM*} 和 p_t^{DM} 的取值。因而汇率变动对加工贸易企业的国内附加值比有两方面影响：1) 直接影响。汇率变动改变本国和外国贸易品的相对价格，进而直接影响加工贸易企业的国内附加值比。本币贬值，出口品的价格优势增加，出口增加，而对进口品的购买力降低，进口下降，因而加工贸易企业的国内附加值比提高；2) 间接影响。汇率变动还将影响本国出口企业的平均生产效率（包括企业生产率均值、分布及价格加成等），进而影响加工贸易企业的国内附加值比。本币贬值，企业出口的成本优势增加，出口企业生产率临界值降低。随着生产率提高，企业将显著提高其出口价格加成 (Berman et al., 2012; Rodríguez-López, 2011)。这将拉大加工贸易企业总产值和总投入的比值，提高其利润率，进而提高其国内附加值比。

值得强调的是，本文理论模型中的直接渠道虽与 Kee & Tang (2013) 一致，但 Kee & Tang (2013) 的模型控制中间品投入占总收益的比重不变，即产品的价格加成恒定，因而未能刻画汇率变动导致企业出口价格加成变动从而影响国内附加值比的这一渠道。这也是本模型的一个优势所在。

三、数据

^⑤ $\partial\varphi_X/\partial\varepsilon < 0$ 的推导详见 Rodríguez-López (2011)。尽管本文考虑了三种生产要素，但由于假设要素市场完全竞争，故这一基本结论仍然成立。

自 2005 年，我国加工贸易企业国内附加值比逐年提高，人民币对美元、澳元、英镑等升值、而对捷克克朗和巴拉圭瓜拉尼等小幅贬值。中国企业层面微观数据提供了分析汇率变动对加工贸易企业国内附加值比影响的良好样本。因而，本文在实证分析中采用中国企业数据来检验理论部分的基本结论^⑥。

1. 数据^⑦

本文主要使用三套数据。第一套是中国海关总署提供的 2000-2009 年产品层面贸易数据，第二套是国家统计局提供的 2000-2009 年规模以上工业企业数据，第三套是国际货币基金组织 IFS 数据和世界银行 WDI 数据。本文在实证分析时需要使用企业层面特征变量，如劳动生产率、企业销售额等。而在计算国内附加值比、区分加工贸易和非加工贸易企业时则需要使用产品层面贸易数据。因此本文采用将这两套数据合并后的样本进行实证分析。本文主要根据企业邮政编码和电话号码将工业企业和产品层面贸易数据匹配起来，并剔除了邮政编码和电话号码无效的企业。合并后的样本为非平衡面板，包含 35,420 家国内附加值比大于 0 小于 1 的加工贸易企业，共计 89,030 个观测值。IFS 数据库提供了双边名义汇率和消费者价格指数数据，而 WDI 数据库则提供各国的 M1 及 M2 数据。根据产品层面贸易数据，企业与不同国家的贸易往来差异很大。这使得根据贸易份额来计算企业层面的名义有效汇率显得十分必要。考虑到贸易份额的内生性，文章还将采用按贸易份额加权的 M1、M2 及其增长率作为名义有效汇率的工具变量。

2. 主要变量定义

本文将加工出口（与该企业总出口）比率大于 0 的企业定义为加工贸易企业，将加工出口率为 1 的企业定义为纯加工贸易企业，而将加工出口率介于 0、1 之间的企业定义为混合贸易企业。下文计算了加工贸易企业的国内附加值比、企业层面名义有效汇率、M1、M2 及其增长率等变量。所有本国变量均用下标 h 表示，但为使得变量标识更加简洁，本文通常略去这一下标。

由于政府难以监管企业内部的要素配置，因而混合贸易企业可能将加工进口的原材料用于一般贸易产品的生产。参照 Koopman et al. (2012)，本文假设混合贸易企业将加工进口的原材料按照出口额均匀分配到一般和加工出口上，并得到国内附加值比，即 $DVAR_{it}^{pe}$ 。

$$DVAR_{it}^{pe} = 1 - \frac{PIM_{it}}{PEX_{it}}, \text{ 若 } \frac{PEX_{it}}{TEX_{it}} = 1;$$

$$DVAR_{it}^{pe} = 1 - \frac{PIM_{it}}{TEX_{it}}, \text{ 若 } 0 < \frac{PEX_{it}}{TEX_{it}} < 1$$

其中， PEX_{it} 和 PIM_{it} 分别为加工贸易企业 i 在 t 期的加工出口和进口总额。 TEX_{it} 表示加工贸易企业的总出口额。令 $FVAR_{it}^{pe} \equiv 1 - DVAR_{it}^{pe}$ ，表示加工贸易企业 i 在 t 期的国外附加值比。本文随后还将采用未对混合贸易企业加工进口进行均匀分配的国内附加值比进行稳健性检验。

文献中关于企业层面名义有效汇率的计算一般采用随时间变化的贸易权重。因而企业层面名义有效汇率的变动即可能来自国家层面双边汇率的变动，也可能来自贸易权重的变动。面临汇率冲击时，企业倾向于从本币对其升值的国家进口，而向本币对其贬值的国家出口。这使得采用传统企业层面名义有效汇率进行的实证研究存在内生性问题。因而本文采用企业在样本数据初年的贸易权重进行加权以解决因企业自主调整进出口贸易国所导致的内生性问题。按初始年贸易份额加权的的企业层面名义有效汇率的计算公式如下：

^⑥本文假设企业只生产一种产品，因而忽略了汇率变动对企业进出口产品种类的影响。

^⑦文献中关于我国工业企业和产品层面贸易数据的介绍已经有很多，文章仅作简要概述。详细介绍参见附录及余淼杰（2011）、Yu（2015）、戴觅等（2014）。

$$NEER_{it}^{\delta} = e^{j \neq h \sum_{j=1}^C \omega_{ijt_0}^{\delta} \ln(NEER_{jt})}, \quad \omega_{ijt_0}^{\delta} = \frac{(EX_{ijt_0})^{1-\delta} (IM_{ijt_0})^{\delta}}{\sum_{j=1, j \neq h}^C (EX_{ijt_0})^{1-\delta} (IM_{ijt_0})^{\delta}} \quad \text{且} \quad \sum_{j=1, j \neq h}^C \omega_{ijt_0}^{\delta} = 1$$

j 表示国家，为大于 1 小于 C 的整数。 t_{i0} 表示企业 i 在样本中的初始年。 $NEER_{jt}$ 表示 t 期 1 单位 j 国货币所能兑换的人民币。 EX_{ijt_0} 表示企业 i 在 t_{i0} 期对国家 j 的出口额。 IM_{ijt_0} 表示企业 i 在 t_{i0} 期从国家 j 的进口额。 δ 表示进出口哑变量，当计算进口权重时 $\delta=1$ ，计算出口权重时 $\delta=0$ 。 $\omega_{ijt_0}^{\delta}$ 表示贸易权重。当 $\delta=0$ 时， $NEER_{it}^{\delta}$ 表示企业 i 在 t 期按初始年出口份额加权的名义有效汇率，而当 $\delta=1$ 时，则表示按初始年进口份额加权的名义有效汇率。

然而，即使采用初始年贸易权重仍可能存在内生性问题。规模较大的加工贸易企业可能会游说政府以寻求汇率政策优惠。因此文章还采用按初始年贸易份额加权的 M1 及 M2 增长率作为企业层面名义有效汇率的工具变量。一方面，根据相对购买力平价公式，本币贬值率等于本国和外国通货膨胀率的差值。而一国的通货膨胀率和其货币供给增长率密切相关。因此 M1、M2 增长率和双边汇率相关。另一方面，外国的货币供给量通常不受中国企业生产行为的影响。因而企业层面 M1、M2 增长率应满足工具变量外生的要求。此外，和 M1、M2 水平值相比，M1、M2 增长率有效避免了由于货币单位不同而造成的偏差，其计算公式如下：

$$M1G_{jt} = \frac{M1_{jt} - M1_{jt-1}}{M1_{jt-1}}, \quad M2G_{jt} = \frac{M2_{jt} - M2_{jt-1}}{M2_{jt-1}}$$

$$M1G_{it}^{\delta} = \sum_{j=1, j \neq h}^C \omega_{ijt_0}^{\delta} M1G_{jt}, \quad M2G_{it}^{\delta} = \sum_{j=1, j \neq h}^C \omega_{ijt_0}^{\delta} M2G_{jt}$$

$M1_{jt}$ 和 $M2_{jt}$ 为按当地货币单位表示的国家 j 在 t 期的狭义和广义货币供应量。 $M1G_{jt}$ 和 $M2G_{jt}$ 则分别表示狭义和广义货币供应量的增长率。当 $\delta=0$ 时， $M1G_{it}^{\delta}$ 表示企业 i 在 t 期面临的按初始年出口份额加权的狭义货币供应增长率。而当 $\delta=1$ 时，则表示企业 i 在 t 期面临的按初始年进口份额加权的狭义货币供应增长率。 $M2G_{it}^{\delta}$ 的含义与 $M1G_{it}^{\delta}$ 类似。

3. 统计描述

表 1 列出了主要变量的均值和标准差，并比较了 2000-2009 和 2005-2009 两个时期主要解释变量统计值的差异。由表 1，主要变量的均值和方差在 2005 年前后大多发生了变化。对混合贸易企业进行调整的国内附加值比的均值在 2005 年之后上升，而方差则维持不变。2005 年之后，按初始年进口份额加权的名义有效汇率均值相较于全样本均值小幅提升，而按初始年出口份额加权的名义有效汇率均值相较于全样本均值则小幅下降。尽管 2005 年后人民币对美元升值，但同时部分货币贬值。因而企业层面的名义有效汇率和国家层面的双边名义汇率变化可能并不完全一致。此外，样本数据中按初始年进口和出口份额加权的名义有效汇率的均值相差较大，但全部贸易企业中这两个名义有效汇率的均值接近（附表 3）。按初始年进口份额加权的 M1 增长率在 2005 年之后有所下降，而按初始年进口份额加权的 M2 增长率则在 2005 年之后上升。这可能是因为基础货币存在乘数效应，政府往往对狭义货币供给的控制更为严格，而随着互联网金融的发展，广义货币供给则难以控制。

表 1：主要变量的统计描述

变量名	2000-2009		2005-2009	
	均值	标准差	均值	标准差
国内附加值比, $DVAR$	0.58	0.27	0.62	0.27
按初始年进口份额加权的名义有效汇率	1.05	1.70	1.10	1.77

按初始年出口份额加权的名义有效汇率	2.38	2.79	2.33	2.76
按初始年进口份额加权的 M1 增长率(%)	5.58	6.91	4.50	6.33
按初始年进口份额加权的 M2 增长率(%)	4.29	5.59	5.35	5.71
ln (劳动生产率)	4.84	0.96	5.09	0.96
国有企业哑变量 ^①	0.03	0.17	0.00	0.05
外资企业哑变量 ^②	0.57	0.50	0.62	0.48
ln (企业销售额)	10.32	1.32	10.66	1.31

注：表中统计值来自工业企业和产品层面贸易数据合并后且国内附加值比在 (0,1) 之间的加工贸易企业样本。ln (企业销售额) 为企业销售额的对数值，ln (劳动生产率) 为企业劳动生产率的对数值。

数据来源：国家统计局规模以上工业企业数据和中国海关总署产品层面贸易数据。

四、实证分析

1. 回归方程

理论模型给出了加工贸易企业对每一个国家出口的国内附加值比和双边名义汇率的关系。但受数据所限，本文难以估计企业对每一个国家出口的国内附加值比。此外，由式 (8) 企业的国内附加值与其生产规模正相关，故在实证研究中本文主要分析按初始年进口份额加权的名义有效汇率对企业层面国内附加值比的影响，由此进一步导出对国内附加值的影响，并在稳健性检验中考虑其它企业层面汇率和国内附加值比衡量方法。由式 (9)，

$$\ln(1 - DVAR_{it}^{pe}) = \ln(\alpha_m) - \ln(1 + \mu_{it}^x) - \ln\left[1 + \left(\frac{\tau^* \varepsilon p_i^{FM*}}{p_i^{DM}}\right)^{\sigma-1}\right]$$

为了研究名义有效汇率百分比变动对加工贸易企业国内附加值比百分比变动的影响，本文考虑以下形式的对数回归方程，

$$\ln(FVAR_{it}^{pe}) = \ln(1 - DVAR_{it}^{pe}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(NEER_{it}^{\delta=1}) + \beta_2 X_{it} + a_i + \rho_t + \zeta_{it} \quad (12)$$

其中 X_{it} 表示其它企业层面控制变量，包括按初始年进口份额加权的外国消费者价格指数^③、国有和外资企业哑变量等。 a_i 表示企业层面固定效应。 ρ_t 表示时间层面固定效应。 ζ_{it} 表示随时间变化的企业层面异质性冲击。尽管汇率变动对加工贸易企业的国内附加值比存在直接和间接两方面影响，但这两个影响方向一致、相互加强。故本文在实证分析中直接研究汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的总影响。由理论模型知 $\beta_1 < 0$ ，即本币贬值导致加工贸易企业的国外附加值比下降、国内附加值比提高。

因为 $FVAR_{it}^{pe} \equiv 1 - DVAR_{it}^{pe}$ ，故

$$\Delta FVAR_{it}^{pe} = -\Delta DVAR_{it}^{pe} \quad (13)$$

$$\frac{\Delta FVAR_{it}^{pe}}{FVAR_{it}^{pe}} = -\frac{\Delta DVAR_{it}^{pe}}{DVAR_{it}^{pe}} \quad (14)$$

由式 (13) - (14)，加工贸易企业国内附加值比和国外附加值比水平值变动方向相反、大小相同。而国外附加值比的百分比变化等于国内附加值比水平值变动和国外附加值比的比值的相反数。故可由式 (12) - (14) 导出名义有效汇率百分比变动对国内附加值比百分比变动的影响。

^①根据企业登记注册类型，广义的国有企业包括国有企业 (110)、国有联营企业 (141)、国有与集体联营企业 (143) 及国有独资公司 (151)。

^②当外资持有股份大于 0 时，外资企业哑变量等于 1。

^③计算方法与按初始年进出口份额加权的名义有效汇率类似。

2. 基本结果

基本回归采用对混合贸易企业进行调整的国外附加值比,并关注按初始年进口份额加权的名义有效汇率对其的影响。回归(1)仅控制了按初始年进口份额加权的名义有效汇率的对数,并发现其回归系数显著为负。即本币贬值导致加工贸易企业的国外附加值比下降、国内附加值比上升。在控制了其它企业层面特征变量及CIC-3分位^④行业层面固定效应后,回归(2)中按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依旧显著为负,数值略微减小。作为本文的基准回归,回归(3)在回归(2)的基础上进一步控制了企业层面固定效应。按初始年进口份额加权的名义有效汇率的对数的回归系数依然显著为负,且数值变大。按初始年进口份额加权的名义有效汇率提高10%,即本币贬值10%,加工贸易企业国外附加值比降低0.8%。初看起来,这个比值有点低,可能是因为没有控制汇率内生性。因此下文将进一步考虑汇率的内生性,并讨论其经济上的维度大小。

表 2: 基本回归结果

因变量	ln (国外附加值比)		
	(1)	(2)	(3)
ln (按初始年进口份额加权的名义有效汇率)	-0.062*** (0.002)	-0.047*** (0.002)	-0.079*** (0.014)
ln (劳动生产率)		-0.041*** (0.007)	-0.015** (0.006)
国有企业哑变量		-0.303*** (0.080)	-0.050 (0.069)
外资企业哑变量		0.289*** (0.020)	-0.005 (0.010)
ln (企业的规模)		0.039*** (0.005)	0.012** (0.006)
常数项	-1.303*** (0.005)	-1.723*** (0.078)	-0.948*** (0.047)
时间固定效应	无	有	有
企业层面固定效应	无	无	有
CIC-3 分位行业层面固定效应	无	有	无
R ²	0.01	0.086	0.865
观测值	86,867	66,685	66,685

注: 控制CIC-2分位行业层面固定效应的回归结果与回归(2)类似。*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

此外,回归还表明:劳动生产率上升也使得加工贸易企业国外附加值比显著下降,而销售额增加则使其国外附加值比上升。这可能由于从事加工贸易的企业销售额通常较低,而规模大的外资比例通常较高。国有和外资企业哑变量的回归系数则均不显著。此外,基准回归中时间虚拟变量的回归系数均显著为负,且数值逐渐增大。这验证了我国加工贸易企业国内附加值比逐年显著增加的事实(Kee and Tang, 2013)。

五、稳健性检验

基准回归给出了按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国内附加值比

^④CIC-3分位指3分位国民经济行业分类。

正向影响的有利证据。为检验基准回归结果的稳健性，文章还将考虑纯加工贸易企业、其它国内附加值比衡量方法、其它名义有效汇率衡量方法、进口资本品及内生性等方面问题。除内生性检验外，所有稳健性检验均控制了其它企业层面特征变量、时间和企业层面固定效应。

1. 纯加工贸易企业、间接进口及其它国内附加值比衡量方法

为与 Kee & Tang (2013) 的回归结果进行比较，本文利用纯加工贸易企业的子样本进行检验，并考虑间接进口问题。由表 3 回归 (1)，按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国外附加值比的负向影响依然显著存在，但和基准回归相比数值略微减小。此外，尽管海关能够识别产品的贸易方式，但加工贸易企业仍可能将加工进口的中间品转售给其它企业，或从其它加工贸易企业购进加工进口的中间品。这使得按贸易额估算的国内附加值比将低估转售企业的国内附加值比，而高估购置企业的国内附加值比。因此，参照 Kee & Tang (2013)，本文限定加工贸易企业的国内附加值比应大于其附加值比，小于同行业一般贸易企业净出口占总出口比值的中位数。由回归 (2)，按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负，但数值变小。

表 3：纯加工贸易企业、间接进口及其它国内附加值比衡量方法

	纯加工贸易企业	间接进口	全部加工贸易企业
	ln(FVAR)		ln(FVARI)
	(1)	(2)	(3)
ln (按初始年进口份额加权的名义有效汇率)	-0.059*** (0.015)	-0.031*** (0.010)	-0.068*** (0.013)
时间固定效应	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有
R ²	0.861	0.843	0.846
观测值	33,965	38,422	65,381

注：纯加工贸易企业指加工出口率等于 1 的企业。FVARI 为未对混合贸易企业的加工进口进行调整的国外附加值比。同基准回归，回归 (1) - (3) 还控制了其它企业层面特征变量。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

基准回归采用了对混合贸易企业加工进口进行调整的国外附加值比，即假设混合贸易企业加工进口的原材料按出口额均匀分配在一般和加工出口上。而事实上并不一定如此。因而本文还考虑了混合贸易企业将全部加工进口原材料用于加工出口的情况，并计算了国内附加值比 1 (即 DVARI)。其中， $DVARI_{it}^{pe}=1-PIM_{it}/PEX_{it}$ ， $FVARI_{it}^{pe}=PIM_{it}/PEX_{it}$ 。由于国内附加值比 1 未对混合贸易企业的加工进口进行调整^⑥，故其样本均值略低于国内附加值比。和基准回归相比，表 3 回归 (3) 中按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负，但数值略微变小。

2. 其它企业层面有效汇率衡量方法

为检验基本回归结果的稳健性，本文还将考虑其它企业层面名义和实际有效汇率衡量方法。首先，表 4 回归 (1) 控制了按初始年出口份额加权的名义有效汇率的对数，其回归系数为正，但并不显著。文章还在其它稳健性检验中考虑了按初始年出口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国内附加值比的影响。结果表明按初始年出口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数并不稳定，且均不显著。这可能是因为加工贸易的主体为进料加工贸易，约占加工贸易总额的 77.5% (2000-2009 年均值)。而相较于来料加工企业，进料加工企业在进

^⑥文章未考虑对混合贸易企业一般进口的原材料进行拆分。主要是由于加工进口的关税优惠通常高于一般进口，因而企业如果能够通过加工进口渠道获取原材料则不会采纳一般进口的贸易方式。

口原材料的选择上更具有弹性，因而对按进口份额加权的汇率的变化反应更加敏感。

表 4：其它企业层面有效汇率衡量方法

因变量：ln(FVAR)	(1)	(2)	(3)	(4)
ln（按初始年出口份额加权的 的名义有效汇率）	0.012 (0.015)			
ln（按每年进口份额加权的 的名义有效汇率）		0.088 (0.087)	-0.023 (0.091)	
企业从本币相对升值国家的 进口份额			-0.081*** (0.015)	
ln（按初始年进口份额加权的 的实际有效汇率）				-0.078*** (0.014)
时间固定效应	有	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有	有
R ²	0.860	0.864	0.864	0.865
观测值	69,198	66,658	66,658	66,685

注：“企业从本币相对升值国家的进口份额”定义为企业从本币相对升值国家的进口量占其当年总进口量的比重。同基准回归，回归（1）-（4）还控制了其它企业层面特征变量。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

其次，文献中关于企业层面名义有效汇率的计算一般采用随时间变化的贸易权重。文章在表 4 回归（2）中控制了按每年进口份额加权的的名义有效汇率的对数，其回归系数为正但并不显著。面临汇率冲击时，企业倾向于从本币相对升值的国家进口，而向本币相对贬值的国家出口，故贸易权重内生。表 4 回归（3）进一步控制了企业从本币相对升值国家的进口份额。由回归（3），“企业从本币相对升值国家的进口份额”的回归系数显著为负^⑥。而按每年进口份额加权的的名义有效汇率对数的回归系数也变为负数，但仍不显著。这表明传统企业层面名义有效汇率确实存在贸易权重内生的问题。因此在考虑汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响时，应采用初始年贸易权重进行加权。

最后，相对名义有效汇率，实际有效汇率剔除了物价水平变动的的影响，能更好地反应本国出口产品的相对竞争力。因而，文章进一步讨论按初始年进口份额加权的实际有效汇率对加工贸易企业国内附加值比的影响。企业层面实际有效汇率的计算方法和名义有效汇率类似，但首先要根据定义对双边名义汇率做价格调整，得到双边实际汇率^⑦。由表 4 回归（4），按初始年进口份额加权的实际有效汇率对数的回归系数显著为负，数值和基准回归一致。

3. 进口资本品、外国消费者价格指数及差分回归方程

根据田巍和余淼杰（2014），企业进口的中间品中有一部分为资本品——用于设备投入而并非加工生产。这使得基于贸易额估算加工贸易企业的国内附加值比可能造成低估。根据他们的研究，中国工业分类(CIC-2 位)编号为 36 和 37 这两个行业进口资本品的份额较大。因而在表 5 回归（1）中本文剔除了 36 和 37 这两个行业的数据^⑧。由表 5 回归（1），按初始年进口份额加权的的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负，数值和基准回归一致。

为控制进口中间品离岸价格对加工贸易企业国内附加值比的影响，表 5 回归（2）控制了按初始年进口份额加权的的外国消费者价格指数。按初始年进口份额加权的的名义有效汇率对加工贸易企业国外附加值比的影响依然显著为负，但数值约减小一半。而按初始年进口份额加权的的外国消费者价格指数的回归系数则显著为正，和理论预期并不一致。这可能由于消费

^⑥ “企业从本币相对升值国家的进口份额”对国内附加值比的影响并不确定，还取决于从相对贬值国家进口额的变化。

^⑦ 双边实际汇率的计算公式为 $REER_{jt} = NER_{jt} CPI_{jt} / CPI_t$ ，其中 CPI_{jt} 和 CPI_t 分别表示 j 国和本国的消费者价格指数。

^⑧ 尽管其它 CIC-2 行业也存在进口资本品问题，但 36 和 37 这两个行业的进口资本品现象最为突出。

者价格指数并非进口中间品离岸价格的合适代理变量。

此外，本文还进一步考虑了差分回归模型。由式（12）本文考虑以下差分回归方程，

$$\Delta \ln(FVAR_{it}^{pe}) = \beta_1 \Delta \ln(NEER_{it}) + \beta_2 X_{it} + a_i + \rho_t + \zeta_{it}, \beta_1 < 0$$

由表 5 回归(3)，按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数差分值的回归系数也显著为负，但数值变小。若按初始年进口份额加权的名义有效汇率的增长率提高 1 个百分点，则加工贸易企业国外附加值比的增长率约降低 0.028 个百分点。

表 5：进口资本品、外国消费者价格指数以及差分回归方程

因变量：	进口资本品	外国消费者价格指数	差分回归方程
	$\ln(FVAR)$	$\ln(FVAR)$	$\Delta \ln(FVAR)$
	(1)	(2)	(3)
\ln （按初始年进口份额加权的名义有效汇率）	-0.080*** (0.015)	-0.037*** (0.014)	
$\Delta \ln$ （按初始年进口份额加权的名义有效汇率）			-0.028** (0.014)
按初始年进口份额加权的 外国消费者价格指数		0.004*** (0.000)	
时间层面固定效应	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有
R^2	0.875	0.866	0.543
观测值	59,551	66,685	34,032

注：回归（1）和（2）的因变量为 $\ln(FVAR)$ ，而回归（3）的因变量为 $\Delta \ln(FVAR)$ 。同基准回归，回归（1）-（3）还控制了其它企业层面特征变量。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

4. 内生性

尽管本文采用按企业样本初年的进口份额加权的名义有效汇率，但依然可能存在内生性问题。国内附加值比较高的企业往往规模更大、生产率更高、外汇风险暴露度也相对更大，因而更有动机游说政府以寻求汇率政策优惠。表 6 回归（1）-（4）采用按初始年进口份额加权的 M1、M2 及其增长率作为企业层面名义有效汇率的工具变量，并控制了时间和 CIC-2 分位行业层面固定效应。由回归（1）和（2），按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数均在 1%水平上显著为负，且数值大于基准回归中的相应值。回归（1）和（2）一阶段回归的系数也都在 1%水平上显著，表明工具变量和名义有效汇率相关。此外，回归（1）一阶段回归的偏 R^2 和 F 统计值均较大，不存在弱工具变量的问题。尽管回归（2）中一阶段回归的偏 R^2 较小，但其 F 统计值也远大于 Stock et al.（2002）提出的经验准则 10。然而回归（1）和（2）的 Sargan 检验均拒绝了原假设，表明可能存在过度识别的问题。

回归（3）仅使用按初始年进口份额加权的 M2 增长率的对数作为名义有效汇率对数的工具变量。按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负，一阶段回归系数也在 1%水平上显著，且 F 统计值大于弱工具变量检验的临界值。但按初始年进口份额加权的 M1、M2 及其增长率可能与遗漏变量相关，从而违背工具变量外生的条件。因而，本文进一步用 2001 年按初始年进口份额加权的 M1 及 M2 增长率作为 2009 年按初始年进口份额加权的名义有效汇率的工具变量，且其应满足相关性及外生性条件：1）由回归（4）一阶段回归系数在统计上显著；2）由于相隔时间较长，工具变量与 2009 年企业层面可能遗漏变量的相关性微乎其微。回归（4）中按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然为负并与回归（2）和（3）接近，但并不显著。这可能由于 2001 和 2009 年数据匹配后的样本较小，而控制行业层面固定效应又导致了大量的自由度损失，导致回归系数的标准

差显著增大。

表 6: 工具变量回归结果

因变量: $\ln(FVAR)$	全部加工贸易企业			2009 年样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(\text{按初始年进口份额加权的 M1})$	-0.180*** (0.005)	-0.368*** (0.020)	-0.381*** (0.021)	-0.311 (0.229)
R^2	0.012			0.066
观测值	66,461	47,084	50,846	320
第一阶段回归				
IV1: $\ln(\text{按初始年进口份额加权的 M1})$	-0.286*** (0.007)			
IV2: $\ln(\text{按初始年进口份额加权的 M2})$	0.200*** (0.007)			
IV3: $\ln(\text{按初始年进口份额加权的 M1 增长率})$		-0.164*** (0.008)		
IV4: $\ln(\text{按初始年进口份额加权的 M2 增长率})$		-0.030*** (0.008)	-0.164*** (0.004)	
IV5: $\ln(\text{2001 年按初始年进口份额加权的 M1 增长率})$				0.142** (0.058)
IV6: $\ln(\text{2001 年按初始年进口份额加权的 M2 增长率})$				0.278*** (0.075)
偏 R^2	0.310	0.025	0.019	0.064
F 统计量	17361	936.3	1507	6.983
Sargan 检验统计值	380.3	12.71		2.022

注: 回归 (1) 和 (4) 均采用 2SLS 的回归方法, 并控制其它企业层面特征变量及 CIC-2 分位行业层面固定效应。此外, 回归 (1) - (3) 还控制了时间层面固定效应。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

最后, 本文将考察实证回归结果的经济含义。首先, 尽管所有回归的因变量均为国外附加值比, 但本文更关心的是人民币汇率变动所引起的本国加工贸易企业国内附加值比的变动。事实上, 通过考察(14)式可知:

$$\frac{\Delta DVAR}{DVAR} \equiv \frac{\Delta DVAR}{FVAR} \frac{FVAR}{DVAR} = - \frac{\Delta FVAR}{FVAR} \frac{FVAR}{DVAR} \quad (15)$$

由表 1 中可知 $FVAR/DVAR=0.42/0.58 \approx 0.724$, 而从表 6 列 (3) 可知 $\Delta FVAR/FVAR=-0.381\Delta NEER^{\delta=1}/NEER^{\delta=1}$ 。所以, 基于 2000-2009 年样本均值, 按初始年进口份额加权的的名义有效汇率每提高 10% (即本币贬值 10%), 加工贸易企业国内附加值比将提高 2.8% (因为 $3.81\% \times 0.724 \approx 2.8\%$)。

需要强调的是: 一方面, 按初始年进口份额加权的的名义有效汇率的波动幅度较大, 其样本标准差是均值的 1.6 倍, 这反应人民币对一种或几种主要货币汇率变动幅度较大, 10% 的贬值率则是一个相对保守的水平。事实上, 2009 年人民币对美元、英镑等 139 个国家的货币相对 2000 年平均升值 36.4%, 而对加元、瑞士法郎等 43 个国家的货币平均贬值 18.3%^⑨。此外, 人民币对部分国家的货币升值甚至超过 100%, 而对一些国家的货币贬值达 40%。2005

^⑨数据来自世界银行 WDI 数据库, 由各国对美元汇率得到其对人民币汇率。

年以来人民币汇率以升值为主，若仅考虑人民币升值的影响，则加工贸易企业的国内附加值比平均减幅达 10.2%。但为分析人民币汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的总体影响，本文在实证研究中采用基于所有贸易国双边汇率加权的名义有效汇率。另一方面，国内附加值比对数增加值近似反映了国内附加值的增长率高出其加工出口总增长率的部分。由于我国企业层面加工出口总额基数大、增长率高，因而即使国内附加值比小幅增加，对应的国内附加值提升也非常大。基于样本均值，国内附加值比提高 2.8%则加工贸易企业层面的国内附加值平均增加 326 万美元^⑥。综上，名义有效汇率对加工贸易企业国内附加值和国内附加值比的影响不仅在统计上显著，在经济上也比较显著。

六、结论

本文拓展了 Rodríguez-López (2011) 和 Kee & Tang (2013) 的研究，建立了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的理论模型，并运用中国企业层面数据进行验证。汇率变动通过两个渠道影响本国加工贸易企业的国内附加值比：第一、汇率变动通过贸易品相对价格影响加工贸易企业的进出口，进而改变其国内附加值比；第二、汇率变动影响出口企业的相对生产效率，并通过出口价格加成影响加工贸易企业的国内附加值比。中国企业层面数据验证了本币贬值对加工贸易企业国内附加值和国内附加值比的正向影响。若按初始年进口份额加权的名义有效汇率增加，则加工贸易企业的国外附加值比下降、国内附加值及国内附加值比上升。文章还考虑了纯加工贸易企业、其它国内附加值比衡量方法、其它企业层面名义有效汇率衡量方法、进口资本品及内生性等方面问题。结果表明按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国外附加值比的影响均显著为负。

此外，本文的研究表明若企业层面名义有效汇率提高（本币贬值），则一方面本国企业出口的价格优势增加、对进口品的购买力下降，进而国内附加值比提升；另一方面本国出口企业的相对生产效率提高，导致其出口价格加成和国内附加值比提高。我国当前正处在经济结构转型的重要时期，如果能够合理利用全球价值链，充分发挥后发优势，同时配以适当的宏观和产业政策，增加本国产品的价格优势，提高出口企业的相对生产效率，就可能能够增加对国内中间品的需求，提高本国出口企业的竞争优势，进而提高企业的利润率和出口的国内附加值，实现经济的稳定快速增长。

参考文献

戴觅，徐建炜，施炳展，2013：《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》，《管理世界》第 11 期。

戴觅，余淼杰，Madhura Maitra，2014：《中国出口企业生产率之谜：加工贸易的作用》，《经济学（季刊）》第 2 期。

刘尧成，周继忠，徐晓萍，2010：《人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响》，《经济研究》第 5 期。

卢向前，戴国强，2005：《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响：1994—2003》，《经济研究》第 5 期。

田巍，余淼杰，2014：《中间品贸易自由化和企业研发：基于中国数据的实证分析》，《世界经济》第 6 期。

余淼杰，2011：《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》，《经济学（季刊）》第 4 期。

张曙光，2005：《人民币汇率问题：升值及其成本收益分析》，《经济研究》第 5 期

^⑥国内附加值比提高 2.8%，则其对数增加值约为 2.7%，即国内附加值增长率高出加工出口总额增长率 2.7 个百分点。2000-2009 年企业层面加工出口平均值年增长率约为 14.36%，而加工贸易企业国内附加值均值为 19.1 百万美元，故得到企业层面国内附加值平均增加值为 3.26 百万美元。

- Alvarez, Fernando and Robert E. Lucas Jr., 2007, “General Equilibrium Analysis of The Eaton–Kortum Model of International Trade”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 1726-1768.
- Bergin, Paul R., Robert C. Feenstra and Gordon H. Hanson, 2009, “Offshoring and Volatility: Evidence from Mexico's Maquiladora Industry”, *American Economic Review*, Vol. 99, 1664-1671.
- Berman, Nicolas, Philippe Martin and Thierry Mayer, 2012, “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, 437-492.
- Feenstra, Robert C. and Shang-Jin Wei, 2009, Introduction to “China’s Growing Role in World Trade”, *National Bureau of Economic Research Working paper*14716.
- Gereffi, Gary and Olga Memedovic, 2003, *The Global Apparel Value Chain: What Prospects for Upgrading by Developing Countries*, Vienna: United Nations Industrial Development Organization.
- Hiau Looi, Kee and Heiwai Tang, 2013, “Domestic Value Added in Chinese Exports”, Mimeo, John Hopkins University.
- Hummels, David, Jun Ishii, and Kei-Mu Yi, 2001, “The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade”, *Journal of International Economics*, Vol. 54, 75-96.
- Johnson, Robert C. and Guillermo Noguera, 2012, “Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added”, *Journal of International Economics*, Vol. 86, 224-236.
- Koopman, Robert, Zhi Wang and Shang-Jin Wei, 2012, “How Much of Chinese Exports Is Really Made in China? Assessing Domestic Value-added When Processing Trade is Pervasive”, *Journal of Development Economics*, Vol. 99, 178-189
- Koopman, Robert, Zhi Wang and Shang-Jin Wei, 2014, “Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports”, *American Economic Review*, Vol. 104, 459-494.
- Melitz, Marc J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, Vol. 71, 1695-1725.
- Rodríguez-López, José Antonio, 2011, “Prices and Exchange Rates: A Theory of Disconnect”, *Review of Economic Studies*, Vol. 78, 1135-1177.
- Stock, H. James, Jonathan H. Wright, and Motohiro Yogo, 2002, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 20, 518-529.
- United Nations Industrial Development Organization, 2013, *Industrial Development Report: Sustaining Employment Growth: The Role of Manufacturing and Structural Change*.
- Wang, Zhi and Shang-Jin Wei, 2008, “What Accounts For The Rising Sophistication of China’s Exports?”, *National Bureau of Economic Research Working Paper* 13771.
- Xing, Yuqing, 2012, “Processing Trade, Exchange Rates and China's Bilateral Trade Balances”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 23, 540-547.
- Yu, Miaojie, 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence From Chinese Firms”, *Economic Journal*, Vol. 125, 943-988.

Processing Trade, RMB Exchange Rate and Domestic Value-added of Exports: Theoretical and Empirical Analysis

Abstract: Since China's reform and opening-up in 1978, its total export and import grows dramatically and the domestic value-added of its exports also increase gradually, which reflect that China is playing a more and more important role on the global value chain. Meanwhile, China’s

processing trade occupies almost half of its total trade value and expands rapidly. The theoretical model of this paper shows that exchange rate has two effects on processing firms' DVARS. First, a depreciation of Home currency increases processing firms' DVARS through the relative prices of traded goods, which lead to increasing export and decreasing import. Second, a depreciation of Home currency also improves the relative production efficiency of domestic exporters, resulting in the increase of firms' export price markups and profit rates, which would lead to higher DVARS finally. This paper uses the merged sample of Chinese firm-level production data and transaction-level trade data to test the theoretical expectations. After considering the endogeneity issue, processing firms' DVARS would augment 2.8 percent on average, if firm-level nominal effective exchange rate weighted by import share in the initial year increases 10 percent or Home currency depreciates 10 percent.

Key Words: Processing Trade; RMB Exchange Rate; Domestic Value-added Ratio

JEL Classification: F14, L16, O11

附录（可不刊登）

一、模型注释

1. 需求方面

根据 Rodríguez-López（2011），代表性消费者对最终产品的偏好由一个连续形式的超对数支出函数得出，

$$\ln E_t = \ln U_t + a_t + \frac{1}{N_t} \int_{i \in \Delta_t} \ln p_{it} di + \frac{\gamma}{2N_t} \int_{i \in \Delta_t} \int_{j \in \Delta_t} \ln p_{it} (\ln p_{jt} - \ln p_{it}) dj di$$

则产品 i 在 t 期的消费占总支出的份额为：

$$s_{it} = \frac{\partial \ln E_t}{\partial \ln p_{it}} = \gamma \left(\ln \frac{e^{\frac{1}{N_t \gamma} + \overline{\ln p_t}}}{p_{it}} \right) = \gamma \left(\ln \frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) \quad (\text{A.1})$$

其中， $\overline{\ln p_t} = \frac{1}{N_t} \int_{j \in \Delta_t} \ln p_{jt} dj$ ， $\hat{p}_t = e^{\frac{1}{N_t \gamma} + \overline{\ln p_t}}$ 。 \hat{p}_t 是企业在本国市场所能定的以本币表示

的最高价格。则代表性消费者对产品 i 的需求为：

$$q_{it} = \frac{s_{it} I_t}{p_{it}} = \gamma \left(\ln \frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) \frac{I_t}{p_{it}}$$

2. 供给方面

$(r_t, w_t, p_t^{DM}, p_t^{IM})$ 依次为 t 期企业面临的资本、劳动、国内中间品、进口中间品价格，所有价格均以本币表示。外国相应变量均以带上标*加以区分，如 r_t^* ， w_t^* 等。

企业 i 在 t 期最大化自己的利润，

$$\text{Max}_{l_{it}, k_{it}, m_{it}} y_{it} - w_t l_{it} - r_t k_{it} - p_t^M m_{it} \quad (\text{A.2})$$

$$\text{Max}_{l_{it}, k_{it}, m_{it}^D, m_{it}^I} y_{it} - w_t l_{it} - r_t k_{it} - p_t^{DM} m_{it}^D - p_t^{IM} m_{it}^I \quad (\text{A.3})$$

这两个利润最大化命题相互等价。将利润最大化命题和企业的生产函数联立，可得中间品价格指数为：

$$p_t^M = \left[(p_t^{DM})^{1-\sigma} + (p_t^{IM})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (\text{A.4})$$

同时每个企业 i 在 t 期最小化成本，

$$\text{Min}_{l_{it}, k_{it}, m_{it}} w_t l_{it} + r_t k_{it} + p_t^M m_{it}, \text{ s.t. } \varphi_{it} k_{it}^{\alpha_k} l_{it}^{\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m} \geq y_{it} \quad (\text{A.5})$$

则给定产量 y_{it} ，企业 i 在 t 期的最优成本函数为：

$$c_{it} = \frac{y_{it}}{\varphi_{it}} \left(\frac{r_t}{\alpha_k} \right)^{\alpha_k} \left(\frac{w_t}{\alpha_l} \right)^{\alpha_l} \left(\frac{p_t^M}{\alpha_m} \right)^{\alpha_m} \quad (\text{A.6})$$

边际成本为，

$$mc_{it} = \frac{\theta_t}{\varphi_{it}} \quad (\text{A.7})$$

其中 $\theta_t = \left(\frac{r_t}{\alpha_k}\right)^{\alpha_k} \left(\frac{w_t}{\alpha_l}\right)^{\alpha_l} \left(\frac{p_t^M}{\alpha_m}\right)^{\alpha_m}$ ，为不受企业 i 生产决策影响的常数。

$$p_{it} = (1 + \mu_{it})mc_{it} = (1 + \mu_{it})\frac{\theta_t}{\varphi_{it}} \quad (\text{A.8})$$

$$p_{it}y_{it} = (1 + \mu_{it})\frac{\theta_t y_{it}}{\varphi_{it}} = (1 + \mu_{it})c_{it} \quad (\text{A.9})$$

由 (A.5) 式，

$$\frac{p_t^M m_{it}}{c_{it}} = \alpha_m \quad (\text{A.10})$$

$$\frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{p_{it}y_{it}} = \frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{(1 + \mu_{it})c_{it}} = \frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{p_t^M m_{it}^I} \frac{p_t^M m_{it}^I}{(1 + \mu_{it})c_{it}} = \frac{\alpha_m}{(1 + \mu_{it})} \frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{p_t^M m_{it}^I} \quad (\text{A.11})$$

企业自主选择国内和进口中间品间，使得给定中间品投入量下中间品支出成本最小，即

$$\min_{m_{it}^D, m_{it}^I} p_t^{DM} m_{it}^D + p_t^{IM} m_{it}^I, \quad s.t. \left[\left(m_{it}^D\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(m_{it}^I\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \geq m_{it} \quad (\text{A.12})$$

故

$$\frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{p_t^{DM} m_{it}^D} = \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1}} \quad (\text{A.13})$$

$$DVAR_{it} = 1 - \frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{p_{it}y_{it}} = 1 - \frac{\alpha_m}{(1 + \mu_{it})} \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1}}$$

利润最大化的企业 i 在 t 期的最优定价策略¹¹为

$$p_{it} = \arg \text{Max} \{ p_{it} q_{it} - mc_{it} q_{it} \}$$

代入 (A.1)、(2) 式得，

$$p_{it} = \frac{mc_{it}}{1 + \frac{\partial p_{it}}{\partial q_{it}} \frac{q_{it}}{p_{it}}} = \frac{mc_{it}}{1 + \frac{1}{\eta_{it}}}$$

其中 $\eta_{it} = \frac{\partial q_{it}}{\partial p_{it}} \frac{p_{it}}{q_{it}}$ 为需求的价格弹性。

¹¹略去固定成本。由于企业面临的固定成本为常数，故它并不影响企业的最优定价策略。此外，本文也不需要假设国内和出口企业固定成本差异来计算出口企业生产率的临界值。

由 $q_{it} = \gamma \left(\ln \frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) \frac{I_t}{p_{it}}$ 得,

$$\ln(q_{it}) = \ln(\gamma) + \ln \left(\ln \frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) + \ln(I_t) - \ln(p_{it})$$

故

$$\eta_{it} = \frac{\partial q_{it}}{\partial p_{it}} \frac{p_{it}}{q_{it}} = \frac{-1}{\ln \left(\frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right)} - 1$$

$$p_{it} = \left[1 + \ln \left(\frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) \right] mc_{it} \quad (\text{A.14})$$

其中 $\hat{p}_t = e^{\frac{1}{N_t \gamma} + \ln p_t}$ 。通过使用朗伯 W 函数¹²可获得 p_{it} 的显示解。为了区分朗伯 W 函数与企业工资率，用 Ω 来表示朗伯 W 函数。 Ω 是方程 $x=f(\Omega)=\Omega e^\Omega$ 的反函数，且 $\partial \Omega(x)/\partial x > 0, \partial^2 \Omega(x)/\partial x^2 < 0, \Omega(0) = 0, \Omega(e) = 1$ 。

$$\frac{p_{it}}{mc_{it}} = 1 + \ln \left(\frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) = \ln \left(e \frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right)$$

$$\frac{p_{it}}{mc_{it}} e^{\frac{p_{it}}{mc_{it}}} = \frac{\hat{p}_t}{mc_{it}} e$$

故

$$p_{it} = \Omega \left(\frac{\hat{p}_t}{mc_{it}} e \right) mc_{it} \quad (\text{A.15})$$

由 (A.8) 式,

$$\mu_{it} = \Omega \left(\frac{\hat{p}_t}{mc_{it}} e \right) - 1 \quad (\text{A.16})$$

令 τ 表示本国企业出口到外国市场的冰山成本。 ε 为 1 单位外币的本币标价。 I^* 为以外币标价的外国代表性消费者的消费总支出。则以目标市场货币标价的全要素生产率为 φ_{it} 的本国企业在本国市场和外国市场销售的最终产品价格 $p_{it}^D(\varphi_{it})$ 和 $p_{it}^X(\varphi_{it})$ ，价格加成 $\mu_{it}^D(\varphi_{it})$ 和 $\mu_{it}^X(\varphi_{it})$ ，产量 $y_{it}^D(\varphi_{it})$ 和 $y_{it}^X(\varphi_{it})$ ，利润 $\pi_{it}^D(\varphi_{it})$ 和 $\pi_{it}^X(\varphi_{it})$ 分别为：

$$p_{it}^D(\varphi_{it}) = \left[1 + \mu_{it}^D(\varphi_{it}) \right] \frac{\theta_t}{\varphi_{it}} \quad p_{it}^X(\varphi_{it}) = \left[1 + \mu_{it}^X(\varphi_{it}) \right] \frac{\tau \theta_t}{\varepsilon \varphi_{it}} \quad (\text{A.17})$$

$$\mu_{it}^D(\varphi_{it}) = \Omega \left(\frac{\hat{p}_t \varphi_{it} e}{\theta_t} \right) - 1 \quad \mu_{it}^X(\varphi_{it}) = \Omega \left(\frac{\hat{p}_t^* \varepsilon \varphi_{it} e}{\tau \theta_t} \right) - 1 \quad (\text{A.18})$$

¹²更多关于朗伯 W 函数性质的介绍参见 Corless et al. (1996)。

$$y_{it}^D(\varphi_{it}) = \left[\frac{\mu_{it}^D(\varphi_{it})}{1 + \mu_{it}^D(\varphi_{it})} \right] \frac{\gamma I \varphi_{it}}{\theta_t} \quad y_{it}^X(\varphi_{it}) = \left[\frac{\mu_{it}^X(\varphi_{it})}{1 + \mu_{it}^X(\varphi_{it})} \right] \frac{\gamma \varepsilon \varphi_{it} I^*}{\tau \theta_t} \quad (\text{A.19})$$

$$\pi_{it}^D(\varphi_{it}) = \frac{\mu_{it}^D(\varphi_{it})^2}{1 + \mu_{it}^D(\varphi_{it})} \gamma I \quad \pi_{it}^X(\varphi_{it}) = \frac{\mu_{it}^X(\varphi_{it})^2}{1 + \mu_{it}^X(\varphi_{it})} \gamma I^* \quad (\text{A.20})$$

以目标市场货币标价的全要素生产率为 φ_{it}^* 的外国企业的相应变量为：

$$p_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*) = \left[1 + \mu_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*) \right] \frac{\theta_t^*}{\varphi_{it}^*} \quad p_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) = \left[1 + \mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) \right] \frac{\tau^* \varepsilon \theta_t^*}{\varphi_{it}^*} \quad (\text{A.21})$$

$$\mu_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*) = \Omega \left(\frac{\hat{p}_t^* \varphi_{it}^*}{\theta_t^*} e \right) - 1 \quad \mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) = \Omega \left(\frac{\hat{p}_t^* \varphi_{it}^*}{\tau^* \varepsilon \theta_t^*} e \right) - 1 \quad (\text{A.22})$$

$$y_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*) = \left[\frac{\mu_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*)}{1 + \mu_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*)} \right] \frac{\gamma^* I^* \varphi_{it}^*}{\theta_t^*} \quad y_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) = \left[\frac{\mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*)}{1 + \mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*)} \right] \frac{\gamma^* I^* \varphi_{it}^*}{\tau^* \varepsilon \theta_t^*} \quad (\text{A.23})$$

$$\pi_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*) = \frac{\mu_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*)^2}{1 + \mu_{it}^{D^*}(\varphi_{it}^*)} \gamma^* I^* \quad \pi_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) = \frac{\mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*)^2}{1 + \mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*)} \gamma^* I^* \quad (\text{A.24})$$

已知 $\varphi_r = \inf\{\varphi_{it}: \mu_{it}^r(\varphi_{it}) \geq 0\}$, $\varphi_r^* = \inf\{\varphi_{it}: \mu_{it}^{r^*}(\varphi_{it}) \geq 0\}$, $r \in \{D, X\}$, 即临界点处的出口企业获得零价格加成。因而它在目的国市场的价格应等于该市场的最高价格上限。

因此

$$\varphi_D = \frac{\theta_t}{\hat{p}_t}, \varphi_X = \frac{\tau \theta_t}{\varepsilon \hat{p}_t}, \varphi_D^* = \frac{\theta_t^*}{\hat{p}_t^*}, \varphi_X^* = \frac{\tau^* \varepsilon \theta_t^*}{\hat{p}_t^*} \quad (\text{A.25})$$

故

$$\mu_{it}^r(\varphi_{it}) = \Omega \left(\frac{\varphi_{it}}{\varphi_r} e \right) - 1, r \in \{D, X\} \quad (\text{A.26})$$

$$\mu_{it}^{r^*}(\varphi_{it}) = \Omega \left(\frac{\varphi_{it}}{\varphi_r^*} e \right) - 1, r \in \{D, X\} \quad (\text{A.27})$$

长期均衡下，潜在进入企业的期望收益的现值等于其进入成本。 φ_D , φ_X , φ_D^* , φ_X^* 的均衡值由自由进出条件得出，详见 Rodríguez-López (2011)。由于本文采用超对数支出函数，因而并不需要通过假设国内和出口企业固定成本差异来计算国内和出口企业生产率临界值。进而本文在模型中忽略了固定生产成本的作用。本文将直接引用 $\partial \varphi_r / \partial \varepsilon < 0$ 的基本结论。此外，以上等式表明以本币标价的本国进口商品的到岸价格是外国生产企业 i 边际成本、冰山成本、汇率及出口价格加成的函数。即

$$p_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) = \left[1 + \mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) \right] \frac{\tau^* \varepsilon \theta_t^*}{\varphi_{it}^*}$$

令 $p_{it}^{F^*}(\varphi_{it}^*) = \left[1 + \mu_{it}^{X^*}(\varphi_{it}^*) \right] \frac{\theta_t^*}{\varphi_{it}^*}$ 表示以外币标价的外国出口品的离岸价格，则

$$p_{it}^{X*}(\varphi_{it}^*) = \tau^* \varepsilon p_{it}^{FM*}(\varphi_{it}^*)$$

即以本币标价的本国进口品的到岸价格为冰山成本、汇率和以外币标价的外国出口品的离岸价格的函数。类似地，我们可将以本币标价的本国进口中间品的到岸价 p_t^{IM} 分解为冰山成本、汇率和以外币标价的外国出口中间品的离岸价格 p_t^{FM*} 的函数，即

$$p_t^{IM} \equiv \tau^* \varepsilon p_t^{FM*}$$

对加工贸易企业而言，由于其生产的最终产品全部出口、不存在内销，因此 $\mu_{it} = \mu_{it}^X(\varphi_{it})$ ， $p_{it} = p_{it}^X(\varphi_{it})$ ， $y_{it} = y_{it}^X(\varphi_{it})$ 。忽略本国中间品及国外中间品内部的异质性则

$$DVAR_{it}^{pe} = 1 - \frac{\alpha_m}{1 + \mu_{it}^X} \frac{1}{1 + \left(\frac{\tau^* \varepsilon p_t^{FM*}}{p_t^{DM}} \right)^{\sigma-1}}$$

对于混合贸易企业，文章假设其按照出口额将加工进口原材料均匀分摊到加工出口和一般出口上。文章在实证部分还考虑了混合贸易企业加工进口原材料全部用于加工出口的情况。此外，文章还将全部加工贸易企业实证回归的结果与纯加工贸易企业的回归结果进行对比，以验证基准回归的稳健性，详见第五部分稳健性检验。

二、数据说明

中国海关总署提供的 2000-2009 年产品层面贸易数据记载了每年通关企业的每一条进出口产品交易信息，包括企业税号、进出口产品的数量及价值、8 位 HS 编码、目的地或来源地、进出口类型、贸易方式和交通运输方式等。其中，贸易方式这一数据对本文的研究尤为重要。产品的贸易方式包括一般贸易、补偿贸易、来料加工装配贸易、进料加工贸易等。据此我们可以区分加工贸易企业而非加工贸易企业。此外，将产品层面的进出口数据加总到企业层面可计算加工贸易企业的国内附加值比。同时，产品层面贸易数据还为计算按贸易份额加权的名义和实际有效汇率提供了权重。

国家统计局提供的 2000-2009 年规模以上工业企业数据包括所有的国有企业及总产值超过 500 万元的非国有企业。数据涵盖来自企业资产负债表、利润表及现金流量表中的 80 多个变量，包括企业代码、行业代码、企业所有制类型、销售额、出口额、固定资产总额、中间品投入等方面信息。在分析汇率变动对国内附加值比的影响时，文章还控制了部分企业层面变量。劳动生产率由企业总产出除以总雇佣人数得到。国有企业和外资企业哑变量则是根据企业所有制类型生成的虚拟变量。

1. 数据清理及合并

在清理工业企业数据时，我们删除了符合以下任何一项的观测值：1) 工业销售额、营业收入、就业人数、固定资产总额、出口额、中间投入品总额中任意一项为负值或者缺失；2) 企业就业人数小于 8 人；3) 企业出口额超过其工业销售总额。文章主要使用两种方法来匹配国家统计局工业企业调查数据和海关产品层面贸易数据。首先，文章通过使用企业的中文名和年份来匹配这两个数据库。由于部分企业可能在不同年份使用不同的中文名称，因此年份变量十分关键。其次，为了增加匹配观测值的数量，文章还采用邮编和企业联系电话的后 7 位来识别不同的企业。在不同行政区域的企业应该有不同而唯一的电话号码。

附表 1: 四大工业门类的加工进出口份额 (%)

年份	加工出口份额				加工进口份额			
	1	2	3	4	1	2	3	4
2000	29.3	25.8	56.2	50.7	48.1	83.5	0.0	42.5
2001	17.0	58.6	55.5	52.6	47.4	68.9	0.0	0.0
2002	21.4	21.0	47.8	50.3	66.9	65.2	50.0	46.2
2003	29.8	45.1	49.3	46.1	60.9	33.6	50.0	36.4
2004	16.1	2.9	47.0	45.3	19.2	30.5	46.2	28.5
2005	10.2	16.4	47.2	49.4	57.5	41.2	0.0	49.9
2006	18.2	20.7	47.8	47.6	38.3	21.5	43.4	20.4
2007	19.5	20.3	34.2	38.0	34.6	24.1	15.6	37.8
2008	21.0	14.7	39.0	40.4	49.0	22.4	5.7	21.5
2009	28.2	16.3	39.5	41.6	35.4	17.5	21.9	6.8

注: 根据《国民经济行业分类》, 行业代码前两位为 06-46 的企业为工业企业。其中, 6-11 为工业第 1 门类, 12-41 为第 2 门类, 42-44 为第 3 门类, 45-46 为第 4 门类。

数据来源: 中国国家统计局工业企业数据和海关产品层面贸易数据。

2. 数据匹配情况

附表 2: 贸易数据与合并数据的加工进出口份额 (%)

年份	海关产品层面贸易数据		合并后的样本	
	加工出口份额	加工进口份额	加工出口份额	加工进口份额
2000	55.2	41.1	71.0	61.0
2001	55.3	38.5	65.5	53.7
2002	55.3	41.4	53.9	52.9
2003	55.2	39.5	62.4	53.8
2004	55.3	39.5	61.0	55.6
2005	54.6	41.6	58.1	55.8
2006	52.7	40.6	59.6	53.1
2007	50.7	38.5	49.4	41.7
2008	47.3	33.4	52.4	48.9
2009	48.8	32.1	57.7	45.3

数据来源: 中国国家统计局工业企业数据和海关产品层面贸易数据。

附表 3: 按初始年进出口份额加权的的名义和实际有效汇率 (2000-2009)

变量名	海关数据		加工贸易企业	
	均值	标准差	均值	标准差
按初始年进口份额加权的的名义有效汇率	2.15	2.99	1.05	1.70
按初始年出口份额加权的的名义有效汇率	2.20	2.76	2.38	2.79
按初始年进口份额加权的实际有效汇率	2.18	3.04	1.06	1.72
按初始年出口份额加权的实际有效汇率	2.22	2.80	2.40	2.83

注: 加工贸易企业则是指海关数据和工业企业数据匹配后样本中国内附加值比大于 0 小于 1 的加工贸易企业, 包括纯加工贸易企业和混合贸易企业。

数据来源: 中国国家统计局工业企业数据和海关产品层面贸易数据。

附表 4: 基准回归中的时间层面固定效应

时间	2001	2002	2003	2004	
回归系数	-0.107***	-0.156***	-0.226***	-0.254***	
标准差	(0.014)	(0.013)	(0.015)	(0.014)	
时间	2005	2006	2007	2008	2009
回归系数	-0.388***	-0.498***	-0.699***	-0.909***	-1.01***
标准差	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.029)	(0.030)

注: 该回归系数为表 2 基准回归 (3) 中时间虚拟变量的回归系数。

附表 5: 2000-2009 年贸易数据及合并数据中的国内附加值比 (%)

年份	海关产品贸易数据	合并后的数据	
		国内附加值比	国内附加值比 1
2000	51.4	50.0	47.1
2001	53.7	52.9	49.7
2002	53.2	53.7	50.5
2003	53.8	54.6	50.9
2004	53.8	54.6	50.6
2005	55.6	56.8	52.9
2006	57.6	59.2	55.4
2007		63.2	59.4
2008		67.1	63.7
2009		68.2	65.0

注: 国家统计局规模以上工业企业数据不包含贸易类型数据, 因而需与海关数据合并后才能计算企业的国内附加值比。合并后的数据指合并样本中国内附加值比介于 (0,1) 之间的加工贸易企业。

数据来源: 中国国家统计局工业企业数据和海关产品层面贸易数据。