

人民币实际汇率变化对出口转换的影响研究

□毛日昇 高凌云 郑建明

摘要: 本文基于实际汇率变化对产业内部企业之间出口转换理论分析框架,采用1998~2009年中国工业企业数据和海关细分产品层面数据以及行业层面实际有效汇率指数,分析了工业企业出口转换的分布和变化特征,检验了实际汇率变化对行业出口扩张、出口收缩、净出口以及出口转换率的影响。研究结果显示:(1)控制了实际汇率的直接影响和通过进口中间产品渠道对出口的影响,实际汇率变化总体上对出口扩张率和转换率具有显著影响作用,但对出口收缩率和净出口增长率的影响不显著。(2)实际汇率总体变化对出口影响存在显著的不对称性;贬值相对于升值对出口变化和转换影响更为显著,贬值会对出口扩张和收缩率产生显著的同方向影响作用,进而会对出口转换率产生显著影响,但对净出口增长并无显著影响。(3)实际汇率暂时性变化主要会对出口扩张率产生显著影响,持久性变化主要会对出口收缩率产生显著影响。(4)长期来看,实际汇率持久性变化对低利润部门的出口扩张、收缩以及转换影响作用显著高于对高利润部门相应的影响作用。

关键词: 出口扩张 出口收缩 实际汇率 不对称性 出口转换

一、引言

2005年7月人民币形成机制改革以来,人民币名义和实际汇率总体上出现了较为明显的升值趋势,对于人民币汇率变化如何影响贸易平衡、出口规模及结构变化,国内学者基于时间序列数据以及微观企业数据从多个角度进行了深入研究,但结论存在显著的差异性。首先,在汇率变化如何影响总体出口方面:卢向前、戴国强(2005),张会清、唐海燕(2012)分别基于时间序列和企业层面数据研究表明人民币升值会对出口产生显著的负面影响作用;陈六博、刘厚俊(2007),郭飞等(2014)同样基于时间序列和企业案例数据研究表明汇率升值或贬值并不能对出口产生显著的影响作用。其次,在汇率变化对出口结构的影响方面:余森杰、王雅琪(2015)从名义汇率变化对企业出口产品转换的角度发现汇率升值会显著地延长核心产品的生产,贬值有助于增加出口产品种类;许家云等(2015)基于企业层面的研究同样发现实际汇率升值有助于企业提高核心产品的生产集中度,淘汰边缘落后性产品,长期来看有助优胜劣汰,提升出口企业竞争力;陈斌开等(2010),胡冬梅等(2010)基于高度细分的产品层面从汇率对出口价格的传导方面研究发现,实际汇率升值对纺织服装等低技术和劳动密集型产品会产生更大的压力,而对机电产品资本密集型产品出口价格传导更接近于完全传导,对其竞争力影响有限;但与上述研究不同的是,陈学彬等(2007)从产品层面的汇率对出口价格的传导角度研究表明,劳动密集型行业具有较强的市场盯价能力,升值对劳动密集型行业的出口影响有限;李宏彬等(2011),张会清、唐海燕(2012)同样发现人民币升值对劳动密集型和低技术产品部门的出口影响较少,而对资本和技术密集型企业的影响作用较大,人民币升值并不利于出口结构的改善。第三,有关人民币汇率对贸易平衡的研究方

面;刘尧成等(2010)基于时间序列的研究表明汇率变化对中国的贸易平衡具有显著的修正作用,汇率升值会显著降低贸易差额且有逐步加强的趋势;而邢予青(2012)的研究认为,中国的贸易顺差主要来自于加工贸易,汇率升值在降低出口的同时也会显著地降低进口,汇率升值对贸易平衡的效果有限。

造成上述研究结论差异的原因除了研究方法和数据存在差别,一个重要的原因在于已有的研究主要集中于探讨人民币汇率变化对中国出口的直接影响作用,一方面人民币汇率变化不仅会对出口的价格和数量产生直接影响作用,而且还会通过影响进口中间产品成本渠道进而对出口产生影响作用,由于出口企业多数也是进口企业,多数的进口活动都来自于出口企业(Amiti et al., 2014);尽管一些研究强调并且检验了人民币汇率对加工贸易和一般贸易影响的区别(Ahmed, 2009; Marquez and Schindler, 2007; Thorbeck, et al., 2010, 2011),但由于在一般贸易模式下的同样存在进口中间产品问题,并且汇率变化对出口价格的传递效应与企业参与垂直化分工程度存在密切关系(项后军、吴齐全, 2015),显然考察汇率变化对出口的影响作用不仅需要严格区分汇率变化对出口价格和出口数量的不同影响作用,更需要同时控制汇率对出口的直接影响以及汇率通过影响进口中间投入的方式对出口的影响作用;另一方面,已有的研究主要强调了人民币汇率变化对净出口增长的影响,而忽视了汇率变化对不同企业之间的出口转换影响作用,比如行业层面的净出口增长率上升即可以表现为部分企业出口扩张率的上升(正向增长率),其他企业的出口收缩率(负向增长率)不变;也可以表现为部分企业出口收缩率下降,其他企业的出口扩张率不变。或者在行业层面净出口增长率不变的情况下,也可能在企业层面同时存在很高的出口扩张率和出口收缩率,即在行业内部不同企业之间存在显著的出口转换效应。

考察实际汇率变化对产业内部出口转换的重要性在于:首先,正如Melitz(2003)新新贸易理论所强调的一样,高效率的企业进入出口市场和低效率的企业退出出口市场本身会显著引起产业内部的资源重新配置,而产业内部不同出口企业之间进入和退出以及出口规模的相互转换是促进总体产业

生产效率提升的重要渠道。实际汇率变化会造成企业进入和退出的沉淀成本显著的改变,进一步强化汇率调整对企业进入和退出出口市场的选择性,因此考察汇率变化对产业内部不同企业之间出口转换影响作用能够较为直接明确汇率变化通过资源重新配置的渠道对产业总体生产效率的影响作用。其次,汇率变化可以同时对不同企业的出口扩张和出口收缩产生影响,比如汇率升值对净出口产生的负面影响,即可以体现为汇率升值对出口扩张率的负面冲击,也可以体现为对出口收缩率的正面冲击,但两者隐含着截然不同的福利经济学涵义。出口扩张率的下降意味着出口潜在增长率得到了抑制,并不会对企业已有的经营状况造成直接现实的冲击;而出口收缩率上升则意味着出口企业被迫降低出口市场份额甚至退出出口市场,企业需要为此付出较高的进入和退出沉淀成本,对企业经营状况的负面冲击是直接现实的。第三,如果汇率变化对企业出口扩张和出口收缩产生同方向的影响情形下,会造成汇率变化对净出口增长率影响很小(或者不显著),但会对产业内部不同企业之间的出口相互转换产生十分显著的影响,仍然表明汇率变化会对企业的出口行为以及行业内部的资源重新配置产生了显著影响。基于上述考虑,本文主要从以下两方面进行了扩展性研究:一是构建了实际汇率变化对出口扩张率和出口收缩率产生影响的理论框架,明确了实际汇率变化对产业内部企业之间出口转换产生影响的渠道和机制;二是基于1998~2009年中国规模以上工业企业数据库,细分行业层面的人民币实际有效汇率指数,同时基于2000~2012年海关细分的HS 8位码的产品层面数据,较为准确地界定了行业层面出口产品中进口中间产品的比重,检验了人民币实际汇率变化对4位码细分制造业出口扩张、出口收缩、净出口增长及其出口转换的影响作用。

考察汇率变化对出口影响作用需要重点关注的一个问题是:已有的多数相关研究表明汇率升值和贬值条件下对出口的影响可能存在显著的不对称性(Marston, 1990; Ohno, 1990; Kasa, 1992; Kanas, 1997; Knetter, 1994; Koutmos and Martin, 2003; Fang et al., 2009),导致汇率变化对出口产生不对称影响的原因众多,总体上可以归结为3个主要原因:一是

汇率调整会导致出口厂商基于市场定价的行为(Pricing to Market, PTM)存在不对称性,这里又存在两种理论假说,市场瓶颈(Bottleneck Hypothesis)认为一些出口厂商在前期投资不足导致出口供给受限或者出口数量本身受到限制的情形下(比如自动出口限额,进口国的反倾销措施等),本币贬值的情况下并不能有效的促进市场份额的扩张,出口厂商更倾向于在贬值情况下采取市场定价方法提高出口产品价格来获取更高的利润;而在本币升值的情况下,市场容量并不存在受到限制的问题,汇率对出口价格影响更接近于完全传导;而市场份额假说(Market Share Hypothesis)则认为,从厂商长期经营来看,如果获取更高的市场份额具有显著的投资价值(Knetter, 1994),在本币升值的情形下出口厂商为了保持出口市场份额的稳定更倾向于采用PTM行为降低出口价格(本币计价),而在本币贬值的情形下,出口厂商同样为了获取更高的市场份额,更倾向于保持出口价格(本币计价)稳定,而不是通过提高出口价格的方式来获取更多的利润,即本币贬值的情况下厂商较少采取PTM行为。第二个导致不对称性的主要原因在于:企业进入出口市场存在较高的沉淀成本,会对企业的进入和退出出口市场产生迟滞效应(Hysteretic Behavior, Baldwin, 1988; Baldwin and Krugman, 1989; Dixit, 1989),在本币汇率贬值的情况下,新企业进入出口市场,导致出口市场竞争加剧,已经进入的出口企业利润和现金流并不会相应增加;相反,在本币汇率升值的情况下,新进入的出口企业由于存在较高的沉淀成本并不会很快的退出出口市场,会导致新进入出口企业和已经进入的出口企业利润和现金流都出现显著下降,因此在升值和贬值的情况下会对企业的经营状况和出口绩效产生显著的不对称影响作用。第三个主要原因:出口厂商对汇率风险规避行为本身存在不对称性,很多出口厂商采用单边套期保值的方法来规避汇率的风险,比如出口厂商如果主要面临的是外币应收账款,只需要规避本币升值的汇率风险,而不需要对本币汇率贬值的风险进行套期保值,厂商对汇率变化风险的规避行为不对称性显然也会造成汇率变化对出口增长影响的不对称性。尽管已有的研究强调了汇率变化对出口可能产生的不对称影响,但对于人民币实际汇率变化

对出口变化和转换影响的不对称性尚未有相关研究进行系统的检验和对比,这也可能是导致许多经验结果出现不一致甚至相反结论的一个重要原因,特别是从1998~2009年以来人民币实际汇率发生了十分明显的贬值和升值变化,这对于检验人民币实际汇率变化对出口影响的不对称性提供了良好的经验基础,基于上述考虑本文从经验层面系统考察了人民币贬值和升值情形下对出口变化及其转换的不同影响作用。

从经验分析层面,除了考虑汇率变化对出口影响的不对称性之外,还要重点关注以下几个问题:一是由于实际汇率变化会同时影响出口价格(本币计价,PTM)和出口数量,并且对两者的影响作用方向并不一致,因此这里强调的出口扩张率和出口收缩率计算均是指消除了出口价格影响之后的指标,主要反应的是出口数量的变化和转换效应。二是实际汇率变化对出口数量影响的大小和方向,显然与汇率对出口价格的传导存在密切关系,即两者的关系很大程度上取决于出口厂商的PTM行为,按照已有的汇率传导理论相关研究,行业或者企业的PTM行为取决于企业的成本加成系数(Markup)或者生产率,在生产率较高的企业或者利润水平较高的行业可以调整的利润空间更大,企业采取PTM行为的现象也更为频繁,因此实际汇率调整对高生产率企业或者高利润率行业的出口的价格影响更大,而对其出口数量的影响作用较小(Knetter, 1993; Athukorala and Menon, 1994; Campa and Goldberg, 2005; Dekle and Ryoo, 2007; Berman et al., 2012; Li et al., 2015);但另一方面从近年来对多产品企业相关的研究文献来看,由于高生产率企业或者高利润行业更可能是多产品企业,而多产品企业在面对外部竞争或者汇率调整的情况下其产品转换和调整过程更为频繁(Bernard et al., 2010; Broda and Weinstein, 2010; Iacovone and Javorcik, 2010; Liu, 2010; Chatterjee et al., 2013; Mayer et al., 2014),同样可能会导致实际汇率调整对高利润产业部门的出口数量转换效应更为显著。基于上述两点分析,本文同样考察了人民币实际汇率变化分别对高利润和低利润产业部门出口变化和转换的影响作用。三是汇率调整对出口市场的影响包括汇率的持久变化以及暂时性变化对出口的影响,

持久性变化主要反映了汇率变动的长期性变化特征,具有随机性和事先不可预测性,而暂时性变化主要反映了汇率的周期性变化特征,具有较强的预期性变化特征。已有理论和经验研究表明汇率的暂时性预期变化和持久变化都可能对实体经济和企业行为产生显著的影响作用(Baldwin, 1988; Klein et al., 2003; Fung, 2008; Tomlin, 2014; 李艳丽、彭红枫, 2014);不仅如此,由于调整成本或者沉淀成本的存在,汇率的暂时性变化同样可能会对出口企业的PTM行为产生显著的影响作用(Dixit, 1989; Kasa, 1992),当企业认为汇率的调整属于暂时性变化的情况下,企业更倾向于调整出口价格,而不是通过调整产品结构和数量来应对汇率的暂时性变化,因此汇率的持久性变化和暂时性变化同样可能对出口变化和转换产生不同影响作用。基于上述考虑本文分别考察了人民币实际汇率持久性变化以及暂时性变化对出口变化和转换的影响。

本文其他内容结构如下:第二部分提出本文的理论分析框架;第三部分为经验分析方程、变量及数据描述性统计;第四部分为经验结果及分析;最后为本文的结论和政策涵义。

二、理论分析框架

(一)出口需求方程

这里主要参照汇率变化对净出口增长影响以及汇率变化对就业转换(Ahmed, 2009; Klein et al., 2003)的理论分析来构建适用于本文经验研究的理论框架。假设外部国家和地区的消费者对行业K的产品需求分别来自中国出口产品(X)和其他市场提供的产品(Y),外国消费者的CES效用函数可以表示为:

$$U(X_k, Y_k) = \left[\phi^\sigma X_k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\phi)^\sigma Y_k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (1)$$

其中 ϕ 表示消费对产品的偏好系数, σ 表示中国和外部市场产品的替代弹性,外国消费者对行业K加总预算约束表示为:

$$P_{X,K}^* X_K + P_{Y,K}^* Y_K = P_K^* C_K^* \quad (2)$$

P^* 表示外国价格, $P_{X,K}^*$ 表示中国行业加总层面出口产品的外国价格, P_K^* 表示行业加总的外国总价格水平, C^* 表示外部市场消费者加总的消费数量。行业加总层面的外国价格指数可以表示为:

$$P_K^* \equiv \left[\phi(P_{X,K}^*)^{1-\sigma} + (1-\phi)(P_{Y,K}^*)^\sigma \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

基于消费者效用最大化一阶条件,结合方程(1)~(3),可以得到外国消费者在行业K对中国出口产品的需求数量:

$$X_K = \phi \left(\frac{P_{X,K}^*}{P_K^*} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} C_K^* \quad (4)$$

人民币在行业K的实际汇率指数可以表示为:

$$RER_K = eP_K/P_K^* \quad (5)$$

P_K 表示中国国内价格总水平,结合(4)和(5)式可得:

$$X_K = \phi RER_K^{-\sigma} \left(\frac{P_{X,K}}{P_K} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} C_K^* \quad (6)$$

上述(6)式只给出了行业加总层面的出口需求,为了得到企业层面的出口需求函数,假设外部市场的消费者对不同企业的出口产品需求遵循嵌套形式的CES生产函数,产业内部不同企业出口产品之间的替代弹性为 ρ ,产业部门之间产品的替代弹性为 η ,企业层面的出口需求函数 $X_{f,d}$ 可以表示为(Atkeson and Burstein, 2008; Amiti et al., 2014):

$$X_{f,d} = \varepsilon_{f,K} P_{f,K}^{-\rho} P_K^{\eta-\rho} X_K \quad (7)$$

$\varepsilon_{f,K}$ 表示消费者对企业出口产品的偏好特征, $P_{f,K}$ 表示企业的产品价格, P_K 表示国内行业的价格总水平;假设外国消费者对中国出口产品的偏好特征不变,将公式(6)带入公式(7)式取对数差分可得:

$$\widehat{X_{f,d}} = -\sigma \left[\widehat{RER_K} + (\widehat{P_{X,K}} - \widehat{P_K}) \right] - \rho(\widehat{P_{f,K}} - \widehat{P_K}) + \eta \widehat{P_K} + \widehat{C_K^*} \quad (8)$$

对于任意的变量N,定义 $\widehat{N} = \Delta \ln N$ 。显然公式(8)显示:企业出口产品的需求数量增长率取决于企业对应行业人民币实际汇率变化($\widehat{RER_K}$)、本币计价的行业出口价格总体平与行业整体价格的相对变化率($\widehat{P_{X,K}} - \widehat{P_K}$)、企业产品价格水平相对于整个行业价格水平的变动率($\widehat{P_{f,K}} - \widehat{P_K}$),国内行业层面的价格总水平变动($\widehat{P_K}$),外部市场消费需求总量变化($\widehat{C_K^*}$)以及中国出口产品与外国产品的替代弹性(σ)。出口企业之间的产品替代弹性(ρ),产业之间产品总的替代弹性(η)。

(二)出口供给方程

为了得到企业层面的出口决定方程,需要同时考虑企业出口产品供给($X_{f,s}$)。假设企业出口产出方程遵循C-D生产函数,即:

$$X_{f,s} = A_f L_f^\alpha Z_f^\beta M_f^{1-\alpha-\beta} e^s \quad (9)$$

L_f 表示中国企业出口产出的劳动投入, Z_f 表示企业出口产出的国内中间资本品投入, M_f 表示中国企业出口产出中进口中间产品投入。出口厂商预算约束可以表示为:

$$wL_f + rZ_f + sM_f = I_f \quad (10)$$

由出口厂商利润最大化一阶条件可以得到出口厂商对生产要素的最优需求数量:

$$\alpha \frac{X_{f,s}}{L_{f,d}} = \frac{w}{P_{f,K}}; \beta \frac{X_{f,s}}{Z_{f,d}} = \frac{r}{P_{f,K}}; \quad (11)$$

$$(1-\alpha-\beta) \frac{X_{f,s}}{M_{f,d}} = \frac{s}{P_{f,K}}$$

为了简单起见,假设生产要素的供给具有弹性,供给数量取决于生产要素实际价格水平,即:

$$L_{f,s} = \left(\frac{w}{P_K}\right)^\eta H_L; Z_{f,s} = \left(\frac{r}{P_K}\right)^\eta H_Z; \quad (12)$$

$$M_{f,s} = \left(\frac{s}{P_K}\right)^\theta H_M = RER_K^\theta \left(\frac{s}{P_K}\right)^\theta H_M$$

其中 H_L 、 H_Z 、 H_M 分别表示影响要素供给的其他标量(比如要素禀赋和市场规模等),在企业层面要素市场出清的条件下($\widehat{L}_{f,d} = \widehat{L}_{f,s}$; $\widehat{Z}_{f,d} = \widehat{Z}_{f,s}$; $\widehat{M}_{f,d} = \widehat{M}_{f,s}$),可以得到市场均衡情形下生产要素变化率的决定因素:

$$\widehat{L}_f = \frac{\mu}{1+\mu} [\widehat{X}_{f,s} + (\widehat{P}_{f,K} - \widehat{P}_K)]; \quad (13)$$

$$\widehat{Z}_f = \frac{\eta}{1+\eta} [\widehat{X}_{f,s} + (\widehat{P}_{f,K} - \widehat{P}_K)]$$

$$\widehat{M}_f = \frac{\theta}{1+\theta} [\widehat{RER}_K + \widehat{X}_{f,s} + (\widehat{P}_{f,K} - \widehat{P}_K)]$$

联立方程(9)和方程(13)可以得到在要素市场均衡情况下,企业出口供给增长决定方程:

$$\widehat{P}_{f,K} - \widehat{P}_K = \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right) \widehat{X}_{f,s} - \frac{\theta}{\lambda(1+\theta)} (1-\alpha-\beta) \widehat{RER}_K \quad (14)$$

其中:

$$\lambda = \frac{\alpha\mu}{1+\mu} + \frac{\beta\eta}{1+\eta} + \frac{(1-\alpha-\beta)\theta}{1+\theta}$$

(三)企业出口市场均衡与实际汇率变化

同时基于企业出口需求决定方程(公式(8))和出口供给决定方程(公式(14))可以得到企业市场均衡条件下出口增长率的决定方程:

$$\widehat{X}_f = -\Omega\sigma \widehat{RER}_K + \kappa(1-\alpha-\beta) \widehat{RER}_K - \Omega\sigma [\widehat{P}_{X,K} - \varphi \widehat{P}_K] + \Omega \widehat{C}_K^* \quad (15)$$

其中 $\Omega = \lambda/[\lambda + \rho(1-\lambda)] > 0$; $\kappa = \rho\theta/(1+\theta)[\lambda + \sigma(1-\lambda)] > 0$, $\varphi = (\sigma + \eta)/\sigma$ 方程(15)表示在出口市场均衡条件下:实际汇率变化会通过直接的渠道会对企业净出口增长率产生影响作用,也会同时会通过进口中间品渠道($1-\alpha-\beta$)对净出口增长率产生影响作用,并且随着进口中间产品比重的增加($1-\alpha-\beta$),实际汇率变化对净出口增长率的负面影响作用会随之减弱,同时企业的净出口增长率还取决于行业出口价格相对于整体价格水平变化以及外部需求增长率的影响。由于本文需要考察的是人民币实际汇率变化对出口转换率的影响作用,实际汇率变化同时可能会对出口扩张(出口的正向增长率)和出口收缩(出口的负向增长率取绝对值)产生不同影响作用。行业层面的出口扩张率和收缩率可以通过对企业的出口扩张和收缩加权平均计算得到,在给定某一时间某一行业内存在出口扩张的企业($E+$)和出口下降的企业($E-$)集合表示为:

$$\Phi_+ = \sum_{f \in E+} \varphi_f \quad \Phi_- = \sum_{f \in E-} \varphi_f$$

其中 $\Phi_+ \geq 0$, $\Phi_- \geq 0$, 并且 $\Phi_+ + \Phi_- = 1$, φ_f 表示行业内部每个企业出口所占的权重。产业层面的出口正向增长率(出口扩张率)和出口负向增长率(出口收缩率)可以表示为:

$$ECR = \sum_{f \in E+} \varphi_f (-\Omega\sigma \widehat{RER}_K + \kappa(1-\alpha-\beta) \widehat{RER}_K + \Omega \widehat{C}_K^* - \sigma(\widehat{P}_{X,K} - \varphi \widehat{P}_K)) + \Phi_- (-\Omega\sigma \widehat{RER}_K + \kappa(1-\alpha-\beta) \widehat{RER}_K) \quad (16)$$

$$EDS = \sum_{f \in E-} \varphi_f (-\Omega\sigma \widehat{RER}_K + \kappa(1-\alpha-\beta) \widehat{RER}_K + \Omega \widehat{C}_K^* - \sigma(\widehat{P}_{X,K} - \varphi \widehat{P}_K)) + \Phi_+ (-\Omega\sigma \widehat{RER}_K + \kappa(1-\alpha-\beta) \widehat{RER}_K) + \sum_{f \in E-} \varphi_f (\Omega \widehat{C}_K^* - \sigma(\widehat{P}_{X,K} - \varphi \widehat{P}_K)) \quad (17)$$

方程(16)和方程(17)表明在行业层面无论是出口扩张率还是出口收缩率主要取决于实际汇率变化、出口产品中进口中间产品投入比重、外部市场需求、出口价格相对于国内总体价格水平变化4个核心变量。控制了其他变量之后,实际汇率变化既可能对出口扩张率也可能对出口收缩率产生影响作用,并且实际汇率变化对出口扩张和收缩率的

影响也取决于汇率变化对进口中间产品投入比重的影响。

三、经验方程、数据变量及相关描述性统计

(一) 经验方程设定与变量说明

基于理论分析框架和第一节相关论述,本文构建如下经验方程来考察人民币实际汇率变化对制造业出口增长和转换率的影响:

$$EF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ECR_{i,t-1} + \alpha_2 EDR_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta \ln REER_{i,t} + \alpha_4 \Delta \ln REER_{i,t} \times IM_{i,t-1} + \alpha_5 \Delta Y_{it}^* + X_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt} \quad (18)$$

其中, $EF_{it} = [ECR_{it}, EDR_{it}, ENT_{it}, ERE_{it}]$, $EF_{i,t}$ 表示在中国4位码制造业*i*在时间*t*的出口转换率,用来全面衡量出口的转换效应,具体包括出口扩张率(ECR_{it}),出口收缩率(EDR_{it}),净出口增长率(ENT_{it})以及出口总的转换率(ERE_{it});参照 Davis 和 Haltiwanger (1992), Klein 等 (2003), Broda 和 Weinstein (2010)对产业内部不同企业就业数量(或者企业内部不同产品)相应的指标的定义和计算方法,本文这里同样可以基于企业层面的出口信息来定义对应行业层面的上述指标,即:

$$ECR_{it} = \frac{\sum_{j \in E^+} \Delta EX_{ijt}}{0.5 \times (EX_{it} + EX_{it-1})}$$

$$EDR_{it} = \frac{\sum_{j \in E^-} |\Delta EX_{ijt}|}{0.5 \times (EX_{it} + EX_{it-1})} \quad (19)$$

$$ENT_{it} = ECR_{it} - EDR_{it}$$

$$REER_{it} = ECR_{it} + EDR_{it} - |ENT_{it}|$$

公式(19)中行业出口扩张率计算采用行业内对应的全部企业的出口扩张额加总后与行业平均出口额相比计算得到;行业的出口收缩率计算采用行业内对应全部企业的出口下降额加总后与行业平均出口额的比值计算得到。为了便于比较,对行业的出口收缩率取了绝对值。由于出口扩张率和收缩率分别采用了行业当期出口增长金额与行业平均出口金额的比值计算,很大程度上消除了出口价格变化的影响,因此这里的出口扩张率和出口收缩率主要反映了出口的数量正向增长率和负向增长率;显然出口净增长率可以表示为出口扩张率和出口收缩率(取绝对值)的差额,而出口扩张率和收缩率之和可以表示出口总的转换率,即产业内部不

同企业之间出口之间的相互转换效应。

由于当期出口市场的转换率变化可能会受到前期出口扩张率和收缩率变化的显著影响,因此在经验方程中对滞后一期的出口扩张和收缩率都进行了相应的控制。

$\Delta \ln REER_{it}$ 表示行业层面人民币实际有效汇率的变化率,参照相关研究 (Goldberg, 2004), 行业层面的人民币实际有效汇率指数通过贸易加权的方式计算构建,即^①:

$$REER_{it} = \sum_{j=1}^k \omega_{jt}^i RER_{jt}$$

$$\omega_{jt}^i = \frac{X_i}{X_i + M_i} \times \frac{\sum_{t-3}^{t-1} ex_{jt}^i}{\sum_{j=1}^k \sum_{t-3}^{t-1} ex_{jt}^i} + \frac{M_i}{X_i + M_i} \times \frac{\sum_{t-3}^{t-1} im_{jt}^i}{\sum_{j=1}^k \sum_{t-3}^{t-1} im_{jt}^i} \quad (20)$$

其中, RER_{jt} 表示中国与*j*国在年度(或者月度)的双边实际汇率指数(以PPI计算), ω_{jt}^i 表示中国与*j*国在产业*i*的双边贸易的年度加权系数, ex_{jt}^i 、 im_{jt}^i 分别表示中国与*j*国在中国4位码工业行业*i*在年度(或者月度)*t*的双边进口和出口贸易数量,同样由于双边实际汇率 RER_{jt} 变化本身会影响的 ex_{jt}^i 、 im_{jt}^i 大小,为了避免贸易权重和汇率变化的内生性问题(simultaneity bias),这里 ex_{jt}^i 、 im_{jt}^i 分别采用相对于实际汇率*t*所在年份之前3年的平均值作为加权值, $X_i / (X_i + M_i)$ 表示1997~2013年对应行业货物出口数量的平均比重, $M_i / (X_i + M_i)$ 表示相应行业货物进口的平均比重;*k*表示加权国家和地区总数。

$IM_{i,t-1}$ 表示行业出口产出中进口中间投入所占比重,由于工业企业数据库中并未提供企业的进口统计资料,但海关的企业数据库和海关产品信息数据库提供了HS8位码产品的详细的贸易模式,通过合并产品加工贸易模式以及与中间品进口模式分类产品能够较为准确区分的出口产品中包括的进口中间产品数量信息,为了获取行业出口产出中对应的中间进口产品比重,这里首先采用中国海关企业数据库2000~2006年和海关产品信息数据库2004~2012年,按照贸易模式区分了8位码出口产品中的最终产品和中间进口产品,然后利用8位码产品分类和4位码工业行业分类对照表进行合并对接,可以最终计算得到行业层面出口产品中进口中间产品比重,即:

$$IM_{i,t-1} = \sum_{c=1}^n q_{ic,t-1} / exq_{it-1}$$

q 表示行业 i 对应出口产品种类中属于加工贸易性质原料和进口中间品的数量^[2], exq 表示行业全部出口产品的数量。由于实际汇率的变化同时会影响进口中间产品比重的变化, 同样为了避免实际汇率和进口中间产品交叉项之间存在的内生性问题, 这里对进口中间产品投入比重做了滞后 1 期处理。

ΔY_{it}^* 行业 i 对应的外国需求增长率, 用来控制外部需求变化对出口市场的影响作用, 这里同样采用中国与主要贸易伙伴贸易加权方式可以得到相应指标:

$$\Delta Y_{it}^* = \sum_{j=1}^k \omega_{jt}^i GDPG_{jt}$$

ω_{jt}^i 表示贸易加权系数, 具体表达式请参见公式 (20); $GDPG_{jt}$ 表示中国主要贸易伙伴的 GDP 实际增长率。 X_{it} 表示其他控制变量, $X_{it} = [Age_{it-1}, Scale_{it-1}, HHI_{it-1}]$ 除了上述核心解释变量之外, 经验方程中还控制了其他可能对出口转换率产生显著影响的变量, 主要包括行业中企业的平均年龄 Age_{it-1} , 行业的平均规模大小 $Scale_{it-1}$ (平均从业人数), 行业中企业的市场集中度指数 HHI_{it-1} , 为了避免出口转换率对上述控制变量的反向影响而产生的内生性问题, 对相关变量都做了滞后 1 期处理。

按照本文的理论分析框架(方程(16)~(17))还应该在经验方程中控制细分行业出口价格相对于国内整个行业价格水平的变化, 即 $(\widehat{P_{X,K}} - \varphi \widehat{P_K})$, 由于无法获取 4 位码行业层面的上述价格信息, 假设行业价格相对变化与宏观层面的相对价格变化趋势一致, 这里采用 η_t 为不随产业变化的时间虚拟变量来控制其影响; 同时通过控制了如下宏观时间趋势项进行了相关的基准检验, 出口产品价格指数相对于国内工业品价格指数变化率, 中国实际工资增长率, 以及实际利率变化; μ_i 为不随时间变化的产业固定效应, ε_{it} 为误差项。

(二) 数据来源及处理说明

本文主要基于 1998~2009 年中国规模以上企业数据库来考察实际汇率变化对出口市场的影响作用, 规模以上工业企业数据库来自中国国家统计局。由于工业企业在不同年份的法人代码、企业名

称、所有制特征、行业分类标准等均可能发生较大变化, 因此对于企业数据库的使用首先需要要对不同的年份的企业进行分步骤逐层匹配, 本文这里对企业数据的清理和匹配主要参照了 Brandt 等 (2012) 对中国工业数据进行逐步分层匹配的方法^[3], 经过数据清理和逐步匹配后, 最终构建了 1998~2009 年 12 年的工业企业面板数据库, 样本总量超过 261 万条, 其中出口企业相应的面板数据样本总量超过 94 万条。表 1 给出了本文采用的工业企业数据库描述性统计结果。统计结果显示, 工业企业的数量和出口企业的数量从 1998~2007 年总体上呈现逐年上升的趋势, 受金融危机影响 2009 年企业数量相对前期出现了显著的下降。其中出口企业 (这里定义为 1998~2009 年存在出口行为的企业) 大约占全部工业企业的 1/3 以上, 企业平均就业人数逐年下降的趋势, 而外资企业比重和平均利润率总体呈现为逐年上升的趋势, 企业出口占销售收入比重呈现先上升后逐步下降的变化趋势。

本文通过贸易加权的方式构建了人民币在 4 位码制造业层面的实际有效汇率指数, 为了获取中国在细分制造业层面对不同贸易伙伴的进出口产品数量作为贸易权重, 首先参照 Brandt 等 (2012) 的方法, 将 2002 年前后的制造业 4 位码进行统一分类重新编码, 共保留了 425 个 4 位码制造行业, 然后将 4931 种 HS6 位码海关产品分类标准和 425 个中国制造业 4 位码产业标准分类进行对接匹配^[4]。计算中共选取了中国 47 个主要贸易伙伴的 PPI 月度和年度指数 (1999~2014 年), PPI 月度和年度数据主要

表 1 1998~2009 年中国工业企业 (规模以上) 相关样本和变量统计值 (平均值)

年份	企业个数	出口企业个数	就业人数	出口比重	外资企业比重	出口中进口中间品比重	利润率
1998	140085	43346	411	0.139	0.124	—	0.024
1999	161716	49066	358	0.135	0.136	—	0.032
2000	155250	51333	351	0.147	0.154	0.425	0.052
2001	163789	58616	327	0.155	0.173	0.410	0.051
2002	175364	65434	310	0.162	0.192	0.392	0.053
2003	184533	72831	304	0.171	0.222	0.375	0.060
2004	245093	99647	253	0.187	0.271	0.370	0.061
2005	267390	104637	256	0.168	0.276	0.352	0.060
2006	297323	110519	246	0.159	0.289	0.329	0.063
2007	328147	114967	237	0.150	0.300	0.300	0.068
2008	307661	105635	239	0.166	0.310	0.281	0.061
2009	190550	69309	237	0.148	0.324	0.269	0.063
均值	218075	78778	294	0.157	0.231	0.350	0.054

注: 1. 外资企业包括外国投资企业和港澳台投资企业; 2. 制造业出口中进口中间产品的比重通过海关细分产品数据和贸易模式分类界定后, 通过 HS 产品 8 位码分类 (v.1996) 和工业行业 4 位码分类 (v.2002) 对照表合并计算得到。

来自 IFS 统计数据库,部分贸易伙伴 PPI 数据来自 CEIC 数据库。中国与 47 个贸易伙伴的 HS 6 位码进出口贸易数据(1998~2013 年)全部来自于 CEPII_BACI 数据库。基于上述数据本文最终构建了 1999~2014 年人民币在 425 个制造业的月度和年度实际有效汇率指数。其他数据包括出口价格指数、GDP 实际增长率年度数据均 Penn World Table 8.0。为了区别人民币在产业层面实际汇率的持久性和暂时性变化趋势,这里采用常用的 Hodrick- Prescott 方法对不同制造业层面的月度实际有效汇率指数进行滤波处理,分离出不同工业行业实际汇率的持久性和暂时性变化指标。为了从直观上展示人民币在细分制造业实际汇率变化的差异性,图 1 给出了 16 个 4 位码制造业实际汇率的持久性和暂时性变化状况,图中平滑曲线表示实际汇率的持久性变化趋势而不规则的高频变化曲线表示实际汇率的暂时性预期变化。图 1 的曲线清晰的显示:持久性实际有效汇率指数在不同行业总体上呈现先贬值后升值的变化趋势,大多数的制造业实际汇率持久性变化在 2005 年 7 月汇率改革之前呈现较为显著的贬值趋势,2005 年 7 月以后实际汇率持久性变化趋势均出现了升值趋势,但不同行业实际汇率的贬值和升值幅度呈现非常明显的差异性,

这也表明采用产业层面的实际汇率指数能够较好地反映不同行业汇率变化的差异。

计算出口行业的进口中间品比重采用了 2000~2006 年中国海关企业数据以及 2004~2012 年中国海关细分产品数据库,首先将海关企业数据库按照产品和贸易模式分类进行合并后再与产品数据库进行对接,可以获得 2000~2012 年按照贸易模式分类的 HS-8 位码产品数据,基于产品贸易模式分类和 HS6 位码产品分类和制造业分类对照表,可以获取历年细分制造业对应的进口中间产品数据^⑤。表 1 中的统计结果显示:在制造业出口产品中进口中间产品的比重呈现逐年下降的趋势,制造业出口数量中进口中间投入的数量平均比重从 2000 年的 42.5% 下降到了 2009 年的 26.9%,表明中国出口产品对进口中间产品的依赖程度呈现逐年下降的变化特征,出口产品国内中间投入比重呈现逐步上升的趋势。

(三) 工业企业出口转换的特征统计分析

表 2 数据显示:1999~2009 年工业部门的年平均出口扩张率为 26.9%,1999~2008 年企业的出口扩张率均高于 20% 以上,受金融危机影响 2009 年出口扩张率出现了大幅的下降仅为 12%;工业企业的出口收缩率年平均值为 14.5%,其中 2009 年出口收缩率

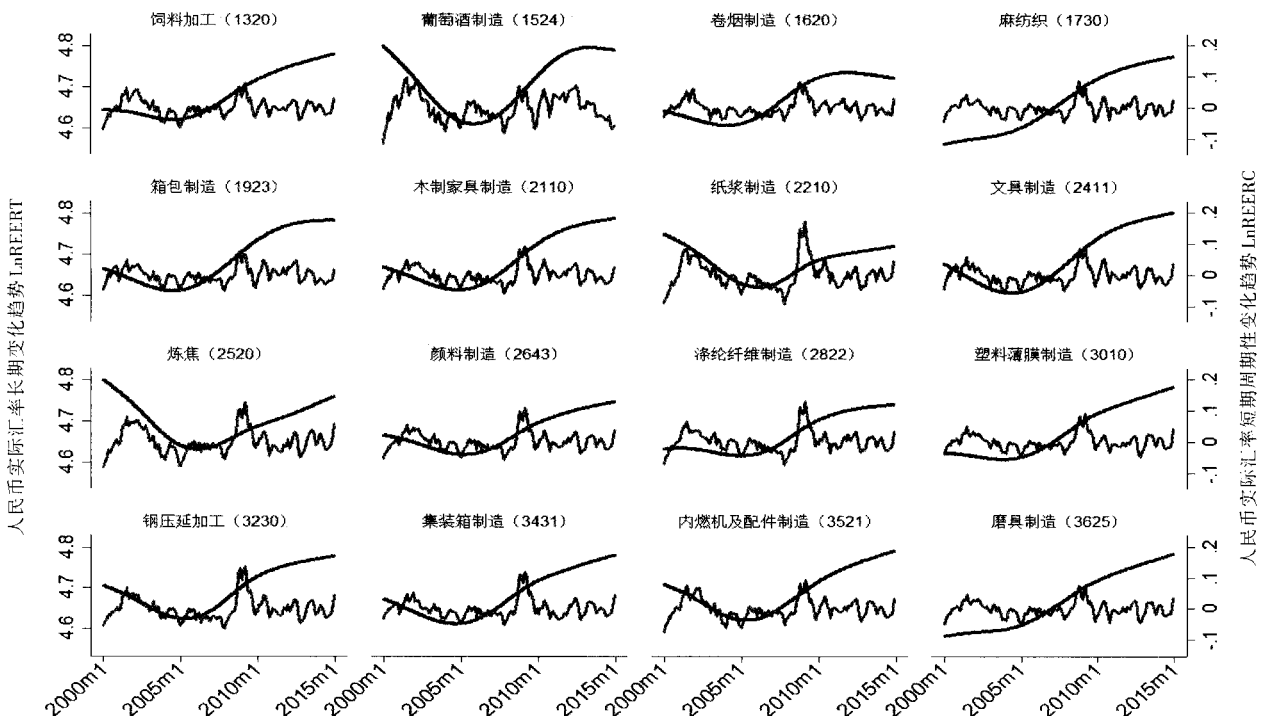


图 1 人民币行业层面实际汇率变化:2000 年 1 月~2014 年 12 月 (REER2005=100, PPI 指数加权)

最高达到25%,其他年份企业的出口收缩率均显著低于出口扩张率,并且在出口扩张率相对最高的时期(2003~2006年)出口收缩率总体上也处于较低水平;因此除了2009年出口净增长率出现了大幅下降之外(-13%),其他年份的净出口均出现了较明显的增长,其中2004~2006年的净出口增长率平均值超过了20%,样本其内净出口的平均增长率为12.3%;与净出口增长率相比,出口转换率则体现为更为显著的变化特征,样本期内出口转换率平均值高达41.4%,2009年出口转换率最低也达到37%。与已有的研究(Davis et al., 1992; Klein et al., 2003)对就业市场的转换效应的统计结果对比,不同企业的出口转换效应要显著高于就业的转换效应,表明产业内部不同企业之间的出口调整和变动相对于就业市场的变动更为频繁和显著。由于出口的转换率包括了出口产业之间的转换(净出口增长率)和出口产业内部的转换,不同时期出口转换率显著高于净出口增长率表明出口转换效应更多地体现在产业内部不同企业之间的显著调整。

表3给出了工业企业出口扩张和出口收缩的持续性变化特征,本期出口扩张和收缩的持续性指标采用上一期或者上两期出口扩张或者收缩一直持

表2 工业企业出口的再配置效应:1999~2009年

年份	出口扩张率(ECR)	出口收缩率(EDR)	净出口增长率(ENT)	出口转换率(ERR)
1999	0.251	0.201	0.050	0.452
2000	0.303	0.131	0.172	0.434
2001	0.207	0.164	0.043	0.371
2002	0.286	0.125	0.161	0.411
2003	0.315	0.105	0.210	0.419
2004	0.337	0.108	0.229	0.446
2005	0.328	0.153	0.175	0.481
2006	0.309	0.107	0.201	0.416
2007	0.271	0.108	0.163	0.379
2008	0.231	0.146	0.085	0.377
2009	0.120	0.250	-0.130	0.370
平均值	0.269	0.145	0.123	0.414

注:依据中国工业企业数据库计算。

表3 工业企业出口扩张、出口收缩的持续性

年份	$P_ECR(t+1)$	$P_ECR(t+2)$	$P_EDR(t+1)$	$P_EDR(t+2)$
2000	0.492	—	0.741	—
2001	0.764	0.326	0.399	0.285
2002	0.421	0.290	0.702	0.291
2003	0.531	0.187	0.526	0.379
2004	0.483	0.224	0.307	0.179
2005	0.574	0.238	0.301	0.100
2006	0.668	0.324	0.669	0.201
2007	0.725	0.382	0.526	0.381
2008	0.711	0.457	0.434	0.226
2009	0.921	0.460	0.403	0.166
平均值	0.629	0.321	0.501	0.245

注: $P_ECR/EDR(t+1)$ 、 $P_ECR/EDR(t+2)$ 分别表示出口扩张和收缩分别持续一年和两年所占的比重。

续到本期所占的比重,比如2005年的出口扩张和出口收缩持续性一年的指标是指2004年存在出口扩张的企业在2005年仍然存在出口扩张的企业比重,持续性两年的指标是指2003年和2004年均存在出口扩张并且在2005年仍然存在出口扩张企业占出口企业的比重。表3的数据显示工业部门出口扩张持续一年的比重较高,平均比重为62.9%,而出口收缩持续一年的比重为50.1%,并且在不同时期出口扩张和出口收缩的持续性呈现显著的差异性,其中出口扩张的持续性在2009年最高达到92.1%,2000年最低仅为49.2%;出口收缩的持续性在2000年最高达到74.1%,2005年最低仅为30.1%;出口扩张和收缩持续两年的比重出现了大幅度的下降,其中出口扩张持续两年的平均比重仅为32.1%,而出口收缩持续两年的平均比重仅为24.5%,对工业企业出口持续性的分析总体上表明工业企业出口的持续性较弱,出口企业的出口数量在不同时间点变化较大或者出口企业进入或者退出市场的行为较为频繁,仍然表明工业企业在出口方面存在十分显著的相互转换效应。

图2给出了中国工业企业出口扩张和收缩率的分布变化状况,图中的分布显示由企业进入出口市场(出口扩张率为2)和企业退出出口市场(出口收缩率为-2)对于在总体的出口转换过程中占有重要的位置,由于企业进入出口市场对出口扩张的贡献率超过13%,企业退出出口市场对出口收缩的贡献率同样接近12%,即企业进入和退出出口市场对出口的总体转换作用比权重贡献了约1/4,出口扩张率和收缩率(取绝对值)介于0~0.5之间对出口的总体

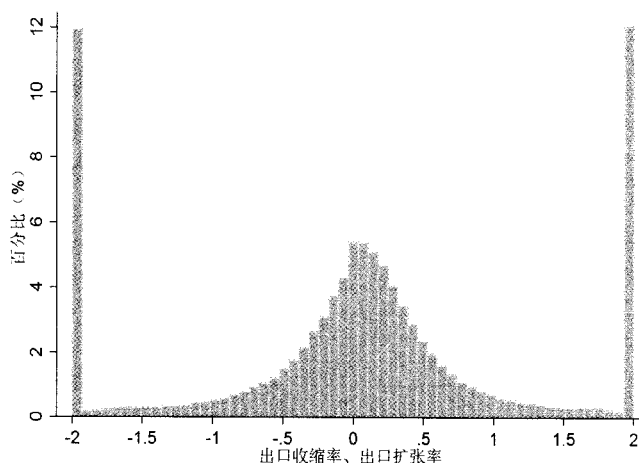


图2 工业企业出口扩张、出口收缩分布状况对比

转换效应贡献约为1/3,而出口扩张和收缩率(取绝对值)介于0.5~2之间对出口总体转换效应贡献约为42%,同样表明出口扩张和收缩率大于0.5对出口总体转换效应贡献了大约2/3。图2中出口扩张率和收缩率的总体分布变化同样表明不同出口企业之间存在十分显著的出口转换效应。

表4给出28个两位码制造业1999~2009年出口扩张、出口收缩、净出口以及出口转换率的平均分布和变化状况。统计结果显示:28个制造业的出口扩张率总体上都处于很高的水平,其中文教体育用品制造业的出口扩张率最低为19.9%,其他行业的出口扩张率都高于20%,其中黑色金属冶炼加工行业的年平均出口扩张率最高达到33.4%,出口扩张率较高的行业还包括有色金属冶炼及加工、交通运输设备制造、专用设备制造、非金属矿物制造、石油加工及化学化工原料制造行业等;出口缩减率方面,所有行业的出口收缩率均低于其出口扩张率,其中黑色金属冶炼及加工行业的年平均出口收缩率同样处于最高水平(23.7%),交通运输设备出口收缩率最低为10.7%,出口收缩率较高的制造业还包括:烟草制造、有色金属加工冶炼、石油加工冶

表4 按2位码制造业分类的出口扩张、出口收缩、净出口及出口转换率对比

行业名称	出口扩	出口收	净出口	出口转
	张率	缩率	增长率	换率
	ECR	EDR	ENT	ERE
食品制造业	0.263	0.144	0.118	0.407
饮料制造业	0.259	0.173	0.085	0.432
烟草制造业	0.202	0.186	0.016	0.389
纺织业	0.207	0.151	0.056	0.358
纺织、服装、鞋帽制造业	0.220	0.156	0.064	0.376
皮革、皮毛及羽绒制造	0.203	0.148	0.055	0.350
木材加工及木、竹、藤制造业	0.280	0.153	0.126	0.433
家具制造业	0.217	0.133	0.084	0.350
造纸及纸制品制造业	0.247	0.155	0.092	0.401
印刷业及记录媒介的复制	0.240	0.130	0.110	0.371
文教体育用品制造	0.199	0.130	0.069	0.330
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.269	0.175	0.094	0.444
化学原料及化学制品制造	0.267	0.158	0.110	0.425
医药制造	0.222	0.115	0.106	0.337
化学纤维制造	0.251	0.124	0.126	0.375
橡胶制造	0.219	0.101	0.118	0.319
塑料制造	0.227	0.139	0.088	0.366
非金属矿物制品制造	0.270	0.164	0.105	0.434
黑色金属冶炼及压延加工	0.334	0.237	0.097	0.570
有色金属冶炼及压延加工	0.309	0.185	0.124	0.494
金属制品业	0.240	0.158	0.082	0.398
通用设备制造	0.252	0.128	0.124	0.379
专用设备制造	0.278	0.144	0.134	0.421
交通运输设备制造	0.287	0.107	0.180	0.393
电气机械及器材制造	0.229	0.114	0.115	0.344
通信设备、计算机及电子设备	0.258	0.126	0.132	0.383
仪器仪表及文化办公机械制造	0.213	0.130	0.083	0.344
工艺品及其他制造业	0.222	0.137	0.085	0.359

注:依据中国工业企业数据库计算。

炼、饮料制造等行业;从净出口增长率来看,28个行业共有13个行业出口增长率超过了10%,其中交通运输设备、专用通用设备、通信设备及计算机制造业都属于净出口增长率最为迅速的行业;尽管不同行业的年平均净出口增长率均低于20%,但不同行业的年平均出口转换率均处于很高的水平,橡胶制造业的出口转换率最低为31.9%,黑色金属冶炼及加工制造业出口转换率最高达到57%,有色金属冶炼加工、石油加工、非金属矿物制造、木制品制造、专用设备制造、造纸、食品及饮料制造行业的出口转换率均超过了40%。上述统计分析表明不同制造业部门的出口扩张和出口收缩率存在显著的差异性,同时也表明出口企业在产业内部的转换效应要远高于在产业之间的转换效应。

四、经验回归结果及分析

这里采用2000~2009年细分的4位码制造业面板数据及相关变量指标检验和评估人民币实际汇率变化对制造业出口扩张、出口收缩、净出口增长以及出口转换的影响作用。为了确保结果的稳健性,同时采用了基准OLS回归方法(固定效应)以及控制滞后变量及其他解释变量的内生性后的系统GMM两步法来检验经验结果的可靠性。

(一)人民币实际汇率变化对出口转换的总体影响作用

表5给出了实际汇率变化对制造业出口转换影响的基准回归结果,经验方程除了核心变量之外还加入了实际工资、实际利率以及出口价格相对国内价格的变动等不随产业特征变化的时间趋势性变量。表中的第1列和第2列分别检验了在不控制滞后变量的情况下,实际汇率变化对出口扩张率和出口收缩率的影响作用,结果显示:实际汇率变化总体对出口扩张率产生了十分显著的影响作用(回归系数均在1%的水平上显著,同时考虑汇率变化的直接影响和通过进口中间渠道对出口扩张的影响之后,实际汇率变化每增加一个1%,出口扩张的变化率会下降0.6%^④。需要说明的是:正如本文强调的一样,由于汇率升值和贬值对出口影响可能存在显著的不对称性,这里不能简单地将上述的经验结果直接解释为贬值(升值)会显著的促进(降低)出口扩张,回归系数只反映了样本期实际汇率平均的

变化特征对出口扩张率变化的平均影响作用,在论文的后续部分将对此进行详细的验证和论述。第2列的回归结果显示,实际汇率变化通过进口中间渠道会对出口收缩率产生显著的影响作用,但直接影响作用并不显著,同时考虑直接作用和间接的进口中间投入作用,实际汇率变化仍然对出口收缩的效应不显著,表明实际汇率变化总体上并不会对出口收缩产生显著的影响作用。表5中的第3列和第4列同时控制了出口扩张和出口收缩的滞后影响作用,结果没有发生根本变化,同样表明实际汇率变

化总体上会对出口扩张率产生显著影响作用,但对出口收缩率的影响总体上并不显著。第5和6列分别考察了实际汇率变化对净出口增长率和出口转换率的影响,结果显示:实际汇率变化对净出口增长并没有显著的影响作用,但会对行业的出口转换率变化产生十分显著的影响作用(实际汇率及其交叉项变量均在1%水平上显著),这也与第1~4列回归结果表明实际汇率变化总体上会对出口扩张率和收缩率产生同方向影响的逻辑结论一致。按照第6列的回归系数计算可知:控制其他变量的基础

上,在样本期内(2000~2009年)实际汇率变化每增加1%,出口总的转换率会下降大约0.63%。其他控制变量的结果显示:出口扩张和收缩率都具有显著的滞后效应,相关的滞后变量多数都在低于5%的水平上显著,表明产业内部的出口转换具有显著的滞后性;外部需求变量所有的回归系数都至少在5%的水平上显著,表明外部需求变化是影响出口变化和转换的重要因素。实际利率、出口价格相对国内价格总体变动的回归系数在多数情况下同样也具有显著性,其回归结果也与理论预期结果相一致。

由于表5的基准回归没有控制滞后变量的内生性问题,并且出口变化同样会引起进口中间产品比重的变化。因此,同样需要控制汇率变化与进口中间投入比重交叉项变量的内生性,为了进一步检验上述基准回归结果的稳健性,这里进一步采用了系统GMM两步法同时控制了滞后变量和交叉项变量内生性基础上对上述的经验方程做稳健性检验,同时为了更严格地控制宏观趋势性变量对回归结果的影响,在稳健性回归检验中加入了时间虚拟变量和其他控制变量来进行检验。表6给出了采用系统GMM两步法的回归结果,表中的第1~4列在控制核心变量和时间虚拟变量的情况下,分别考察了实际汇率变化对出口扩张、收缩、净出口以及出口转换的影响作用,相关的回归结果仍然明确的显示:实际汇率变化对出口扩张率会产生显著影响作用,对出口收缩率的影响作用总体上并不

表5 人民币实际汇率变化对出口转换的影响检验一(基准回归:OLS)

被解释变量	1		2		3		4		5		6	
	ECR	EDS	ECR	EDS	ECR	EDS	ENT	ERE	ENT	ERE	ENT	ERE
ECR_{t-1}			0.074** (0.030)	0.188*** (0.049)	-0.114 (0.071)	0.262*** (0.039)						
EDS_{t-1}			0.322*** (0.042)	0.148*** (0.047)	0.174*** (0.061)	0.470*** (0.064)						
$\Delta \ln REER_t$	-0.949*** (0.258)	-0.499 (0.341)	-0.830*** (0.220)	-0.317 (0.292)	-0.513 (0.340)	-1.148*** (0.389)						
$\Delta \ln REER_t \times IM_{t-1}$	1.098*** (0.403)	1.205** (0.466)	0.725** (0.338)	0.881** (0.389)	-0.155 (0.503)	1.606*** (0.527)						
$\Delta W GDP_t$	0.023*** (0.002)	-0.014*** (0.003)	0.024*** (0.002)	-0.015*** (0.004)	0.040*** (0.005)	0.009** (0.004)						
$\Delta RWAGE_t$	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.003)						
INTEST	-0.048*** (0.007)	0.021** (0.010)	-0.044*** (0.007)	0.018* (0.010)	-0.062*** (0.014)	-0.026*** (0.009)						
RPX	-1.778*** (0.257)	0.397 (0.405)	-1.693*** (0.243)	0.384 (0.407)	-2.076*** (0.490)	-1.309*** (0.458)						
观测值	3646	3646	3640	3640	3640	3640						
行业数	410	410	410	410	410	410						
F值	81.24	20.20	75.61	24.50	59.77	25.18						
R ² Adj.	0.103	0.026	0.186	0.079	0.112	0.171						

注:括号内为稳健性标准误,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

表6 人民币实际汇率变化对出口转换的影响检验二(稳健性检验:SYS_GMM2)

被解释变量	1		2		3		4		5		6	
	ECR	EDS	ENT	ERE	ENT	ERE	ENT	ERE	ENT	ERE	ENT	ERE
ECR_{t-1}	0.180** (0.070)	0.265** (0.117)	-0.099 (0.165)	0.460*** (0.126)	-0.123 (0.171)	0.061 (0.071)						
$EXDS_{t-1}$	0.501*** (0.084)	0.075 (0.086)	0.464*** (0.114)	0.579*** (0.112)	0.469*** (0.116)	0.176 (0.110)						
$\Delta \ln REER_t$	-0.599** (0.240)	-0.457 (0.291)	-0.556 (0.400)	-1.065*** (0.368)	-0.647 (0.409)	-0.792*** (0.283)						
$\Delta \ln REER_t \times IM_{t-1}$	0.675 (0.539)	1.306* (0.712)	0.219 (0.960)	1.784** (0.836)	0.610 (0.976)	2.268*** (0.586)						
AGE_{t-1}					-0.016 (0.022)	-0.039*** (0.014)						
$SCALE_{t-1}$					0.021*** (0.008)	-0.004 (0.005)						
HHL_{t-1}					0.070 (0.119)	-0.392*** (0.055)						
$\Delta W GDP_t$	0.035*** (0.002)	-0.018*** (0.002)	0.055*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.056*** (0.004)	0.009*** (0.002)						
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是						
观测值	3640	3640	3640	3640	3640	3640						
行业数	410	410	410	410	410	410						
AR ² (概率值)	0.686	0.792	0.424	0.119	0.375	0.191						
Hansen J(概率值)	0.237	0.192	0.313	0.040	0.254	0.181						

注:括号内为经过调整后的稳健性标准误,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平;GMM估计过程中,将ECR、EDS的滞后项、汇率与进口中间产品的交叉项均设定为了内生变量。

显著,汇率变化总体上对出口扩张和收缩率会产生同方向影响作用,这也造成实际汇率变化对净出口增长率影响并不显著,但对出口的转换率会产生十分显著的影响作用,表6的第4列中与汇率相关的回归系数都在低于5%的水平上显著。表6中的第5列和第6列同时控制了更多的控制变量之后,其回归结果仍然稳健的显示,实际汇率变化总体上并不会对净出口增长率产生显著的影响,但会显著地影响出口总的转换率。按照第6列的GMM方法最终的估计系数,控制其他变量之后:实际汇率变化每增加10%,出口总的转换率大约会下0.5%。其他控制变量的估计结果与表5的基准回归结果同样具有一致性,外部需求变化和滞后变量仍然是影响当期出口变化和转换的重要因素。

对于实际汇率总体变化会对出口扩张产生显著影响而对出口收缩的影响并不显著,原因可能主要来自于以下几个方面:第一,实际汇率升值和贬值的情况下对出口收缩率的影响作用刚好相反会导致总体平均的实际汇率变化对出口收缩率的影响不显著;而实际汇率变化对出口扩张率变化具有较强的不对称和同方向的影响作用;第二,实际汇率变化对企业出口的扩展边际(企业进入和退出出口市场行为)的影响与对持续性出口企业的影响作用同样可能存在显著的区别,也会造成回归结果的显著差异性;第三,这里采用的实际汇率总体的变化特征,并未区分实际汇率暂时性变化和持久性变化对出口变化和转换的影响,而汇率暂时性变化和持久性变化可能对企业的出口行为会产生截然不同的影响作用,比如出口扩张率的下降代表是行业

出口数量潜在增长率的抑制,调整成本较低,更可能受到汇率短期调整的影响,而出口损失率的上升更多反映的是对当前出口数量的实际调整,调整成本相对较高,更可能受到实际汇率持久性变化的冲击。至于实际汇率总体变化为什么会对出口扩张和收缩产生同方向的影响作用,也同样可能与上述原因存在较为密切的关系,为了验证上述判断,在本文后续分析中将逐步考察实际汇率变化对出口变化和转换率的不对称影响;在控制不对称影响的基础上,进一步考察实际汇率变化对企业出口的扩展和深度边际影响差异以及实际汇率暂时性和持久性变化对出口转换的影响差异。

(二)人民币实际汇率变化对出口变化和转换率影响的不对称性研究

表7给出了实际汇率变化相对其平均变化率升值和贬值情况下的基准回归结果^⑦。显然表7中的回归结果显示:无论是否控制滞后变量,在实际汇率相对贬值的情况下,实际汇率无论通过直接渠道还是进口中间投入渠道都能够对出口扩张和出口损失率产生显著的同方向影响作用,这同样也导致了在实际汇率贬值情况下,并未对净出口增长率产生显著影响,但会对出口的转换率产生了十分显著的负面影响作用,按照表7回归结果中的第6列计算,人民币实际汇率贬值幅度扩大1%,行业出口的转换率会下降大约1.25%,如果同时考虑滞后变量的调整影响,行业出口的转换率会下降大约4.5%;而在实际汇率相对升值的情况下,实际汇率变化无论通过直接渠道还是间接进口中间渠道对出口扩张率和损失率均没有显著的影响;显然,上述的基

表7 人民币实际汇率变化对出口的不对称性检验一(基准回归方法: OLS)

被解释变量	$\Delta \ln REER_t < MEAN(\Delta \ln REER_t)$						$\Delta \ln REER_t > MEAN(\Delta \ln REER_t)$					
	ECR	EDS	ECR	EDS	ENT	ERE	ECR	EDS	ECR	EDS	ENT	ERE
ECR_{t-1}			0.080** (0.035)	0.156** (0.071)	-0.076 (0.096)	0.236*** (0.057)			0.067* (0.039)	0.222*** (0.060)	-0.155* (0.087)	0.290*** (0.051)
EDS_{t-1}			0.330*** (0.060)	0.156** (0.067)	0.174** (0.084)	0.487*** (0.096)			0.300*** (0.074)	0.136*** (0.041)	0.164* (0.084)	0.437*** (0.085)
$\Delta \ln REER_t$	-1.563*** (0.431)	-1.167** (0.471)	-1.036*** (0.329)	-0.672* (0.350)	-0.364 (0.501)	-1.708*** (0.460)	0.425 (0.363)	0.815* (0.473)	-0.443 (0.389)	0.320 (0.464)	-0.762 (0.601)	-0.123 (0.610)
$\Delta \ln REER_t \times IM_{t-1}$	1.252*** (0.475)	1.406*** (0.509)	0.592 (0.366)	0.978** (0.400)	-0.386 (0.561)	1.570*** (0.524)	-0.277 (0.657)	-0.593 (0.771)	0.714 (0.686)	-0.009 (0.749)	0.724 (0.992)	0.705 (1.038)
$\Delta WGD P_t$	0.022 (0.022)	0.056 (0.067)	0.024 (0.020)	0.049 (0.055)	-0.025 (0.068)	0.073 (0.047)	0.037*** (0.006)	-0.030*** (0.006)	0.044*** (0.005)	-0.027*** (0.007)	0.071*** (0.009)	0.016** (0.008)
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1998	1998	1996	1996	1996	1996	1648	1648	1644	1644	1644	1644
行业数	410	410	410	410	410	410	410	410	410	410	410	410
F值	35.51	11.02	36.68	11.88	28.13	12.97	13.91	6.624	19.20	7.424	14.35	9.935
R ² _adj	0.128	0.049	0.212	0.092	0.121	0.212	0.064	0.020	0.136	0.082	0.086	0.142

注: 括号内为稳健性标准误差, ***, **, *分别表示1%、5%、10%显著性水平。

准检验结果表明实际汇率贬值对出口企业的扩张率、收缩率以及出口转换率影响作用更为显著。值得注意的是:表7中的回归结果表明,控制了滞后变量之后,实际汇率升值和贬值对出口扩张率的影响是同方向的,而对出口收缩率的影响方向则刚好相反,这也在一定程度能够说明表5和表6中没有区分贬值和升值情况下,采用实际汇率平均变化率为什么只会对出口扩张率产生显著的影响,但对出口损失的总体影响不显著。

为了进一步检验表7基准回归的稳健性,这里通过实际汇率升值和贬值的虚拟变量(升值的情况下: $APR_{DEM}=1$,贬值的情况下 $APR_{DEM}=0$)与实际汇率变化的交叉项来揭示汇率贬值和升值情况下对出口的影响是否存在系统性差异,同样为了控制内生性问题,这里采用系统GMM两步法对经验方程做进一步的检验。表8中的第1~4列回归结果仍然非常稳健的显示:实际汇率在贬值情况下同时会行业对出口扩张和出口收缩率产生显著的影响,并且在实际汇率贬值情况下会对出口扩张和出口收缩率产生同方向的影响作用,交叉项回归结果也同样表明贬值情况下实际汇率变化并不会对净出口增长产生显著影响,但会对行业出口转换率产生非常显著的影响作用;同样升值情况下虚拟变量的交叉项回归系数均不显著,表明实际汇率总体升值并

不会对出口变化和转换产生显著影响作用。表8中第5和第6列同时加入了更多的控制变量,经验结果仍然表明实际汇率变化对净出口增长并没有显著的影响,但在贬值的情况下会对出口转换率产生十分显著的影响。不仅如此,表8的回归结果仍然表明实际汇率在贬值和升值情况下对出口的收缩影响作用刚好相反,而对出口的扩张率影响作用是同方向的,显然表8的稳健性检验结论与表7的基准回归结论完全一致,这也表明实际汇率变化对出口的影响存在显著系统的不对称影响。

上述的经验结果可以从以下几个方面给出解释:首先,正如本文引言中强调的一样,实际汇率贬值相对于升值更可能对出口变化和转换率产生显著影响与出口企业基于市场定价行为(PTM)存在不对称性存在密切关系,本文经验结论显然更支持市场份额假说理论的判断,即在汇率贬值的情况下出口企业为了扩张市场份额会保持出口价格的稳定,较少的采取市场定价行为,出口数量的调整相对于出口价格的调整更大;在汇率升值的情况下,企业为了维持出口市场份额的稳定,保持出口竞争力,会更多地通过调整出口价格而不是出口数量来应对汇率升值对出口的冲击,而本文的被解释变量主要体现的是出口数量的变化和转换效应。其次,在实际汇率贬值情况下,表7和表8的结果都表明

表8 人民币实际汇率变化对出口的不对称性检验二(交叉项回归验证: SYS_GMM2)

被解释变量	ECR	EDS	ENT	ERE	ENT	ERE
ECR_{it-1}	0.192*** (0.062)	0.221** (0.107)	-0.021 (0.153)	0.453*** (0.114)	-0.020 (0.158)	0.429*** (0.115)
EDS_{it-1}	0.454*** (0.077)	0.080 (0.085)	0.411*** (0.117)	0.557*** (0.105)	0.423*** (0.116)	0.528*** (0.108)
$\Delta \ln REER_{it} \times (APR_{DEM}=0)$	-0.775*** (0.294)	-0.647** (0.296)	-0.388 (0.438)	-1.181*** (0.428)	-0.460 (0.441)	-1.179*** (0.430)
$\Delta \ln REER_{it} \times IM_{it-1} \times (APR_{DEM}=0)$	1.342* (0.709)	2.179*** (0.755)	-0.384 (1.135)	3.005*** (0.968)	0.099 (1.142)	2.932*** (0.984)
$\Delta \ln REER_{it} \times (APR_{DEM}=1)$	-0.011 (0.448)	0.466 (0.781)	-0.899 (0.999)	-0.266 (0.940)	-0.867 (1.008)	-0.257 (0.914)
$\Delta \ln REER_{it} \times IM_{it-1} \times (APR_{DEM}=1)$	-1.570 (1.027)	-1.890 (1.563)	0.503 (2.149)	-2.054 (1.934)	0.332 (2.169)	-2.040 (1.917)
AGE_{it-1}					-0.015 (0.023)	-0.050** (0.022)
$SCALE_{it-1}$					0.024*** (0.007)	0.001 (0.006)
HHL_{it-1}					0.085 (0.120)	0.159 (0.105)
$\Delta WGDPA_{it}$	0.034*** (0.002)	-0.018*** (0.003)	0.054*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.054*** (0.004)	0.022*** (0.003)
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3640	3640	3640	3640	3640	3640
行业数	410	410	410	410	410	410
AR ² (概率值)	0.472	0.968	0.750	0.123	0.735	0.132
Hansen J(概率值)	0.299	0.159	0.348	0.0978	0.357	0.110

注:括号内为经过校准后的稳健性标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

实际汇率变化(同时考虑直接和间接中间进口渠道)会对出口扩张和出口收缩率产生同方向且显著的负面影响,实际汇率贬值会降低出口的缩减率很容易理解也符合理论分析和直觉,但实际汇率贬值同样会降低出口扩张率的结论并不直观容易理解,一个可能的原因在于:出口扩张率变化包括两个方面。

一是新企业进入出口市场或者已经退出出口市场再次进入出口市场的企业带来的出口扩张效应(扩展边际效应);二是持续存在的出口企业本身的出口扩张行为(深度

边际效应),人民币实际汇率贬值对持续性出口企业出口扩张行为和对企业新进入出口市场可能会产生截然相反的影响作用,比如实际汇率贬值会促进持续性出口企业出口扩张,可能造成持续性出口企业市场份额快速攀升,这同时也会加大企业新进入或者重新进入出口市场的难度和成本,从第三部分的图2中可以看出由于企业新进入或者重新进入出口市场导致的出口扩张效应非常显著,因此实际汇率贬值在造成持续性出口企业出口扩张率上升的同时也可能会显著地抑制其他企业进入出口市场,造成总体的出口扩张率出现下降;另一个可能的原因在于:由于出口扩张率主要反映的是企业出口潜在的正向增长率变化状况,更容易受到实际汇率短期变化的影响,汇率持久性变化对出口扩张率的影响不显著,而短期变化具有较强的预期性变化特征,在汇率短期贬值的情况下,会引起汇率进一步贬值的预期,同样会显著降低当期出口扩张的速度,从而造成实际汇率贬值对当期的出口扩张率产生负面影响作用。

为了进一步检验上述的判断和解释是否正确合理,本文同样利用企业层面数据检验了实际汇率在贬值和升值情况下对企业进入、退出出口市场的影响以及持续性出口企业出口扩张概率的影响作用。控制了企业所有制特征、年龄、规模、利润水平等变量的基础上,通过实际汇率变化与虚拟变量

交叉项来做进一步的检验。表9的第1~3列分别考察了实际汇率在贬值和升值的情况下对企业进入、退出、同时进入和退出市场概率的影响作用,回归结果清晰的显示:实际汇率贬值会同时显著地降低企业进入和退出出口市场的概率,而实际汇率升值情况下则会显著增加企业进入出口市场的概率。表9的第4~6列在1~3列检验结果的基础上同时控制了汇率的直接和进口中间渠道对企业进入退出出口市场的影响,相应的回归结果仍然非常稳健显示:实际汇率贬值会同时显著地降低企业进入和退出出口市场概率,而实际汇率升值则会同时显著地增加企业进入和退出的概率。表9的第7列和第8列检验了实际汇率变化对持续性出口企业出口扩张概率的影响,回归结果清晰显示:实际汇率贬值会显著地增加持续性企业出口扩张的概率,升值会显著降低持续性企业出口扩张的概率。显然上述的经验结果表明实际汇率变化对企业出口扩张的扩展边际(企业进入出口市场)和持续性出口企业的扩张概率的影响作用刚好相反,这也进一步验证了本文前面的判断:在贬值的情况下持续性出口企业的出口扩张概率显著增加会进一步巩固持续性出口企业的市场份额,但同样会增加企业进入或者重新进入出口市场的难度,降低企业进入出口市场的概率,由于企业进入或者重新进入出口市场带来的出口扩张效应显著高于持续性企业本身的出口

表9 人民币实际汇率变化对企业进入、退出出口市场及对持续出口企业出口概率的影响(Probit)

被解释变量	1	2	3	4	5	6	7	8
	Probit (Entry=1)	Probit (Exit=1)	Probit (Entry=1 Exit=1)	Probit (Exit=1)	Probit (Exit=1)	Probit (Entry=1 Exit=1)	Probit ($\Delta EXP_{it} > 0$)=1	Probit ($\Delta EXP_{it} > 0$)=1
$\Delta \ln REER_{it} \times (APR_{it}=0)$	-1.740*** (0.132)	-0.937*** (0.139)	-1.715*** (0.114)	-3.675*** (0.377)	-2.946*** (0.393)	-4.259*** (0.323)	0.871*** (0.115)	4.176*** (0.303)
$\Delta \ln REER_{it} \times IM_{it-1} \times (APR_{it}=0)$				2.492*** (0.463)	2.686*** (0.486)	3.315*** (0.396)		-4.142*** (0.360)
$\Delta \ln REER_{it} \times (APR_{it}=1)$	1.568*** (0.186)	0.261 (0.206)	1.229*** (0.163)	0.094 (0.526)	1.960*** (0.653)	1.104** (0.474)	-1.603*** (0.165)	-5.102*** (0.482)
$\Delta \ln REER_{it} \times IM_{it-1} \times (APR_{it}=1)$				1.863*** (0.631)	-2.135*** (0.815)	0.186 (0.576)		4.543*** (0.584)
AGR_{it}	-0.122*** (0.002)	-0.061*** (0.002)	-0.115*** (0.002)	-0.117*** (0.002)	-0.065*** (0.002)	-0.116*** (0.002)	-0.072*** (0.002)	-0.066*** (0.002)
$SCALE_{it}$	-0.074*** (0.002)	-0.085*** (0.002)	-0.098*** (0.001)	-0.074*** (0.002)	-0.087*** (0.002)	-0.099*** (0.001)	0.094*** (0.001)	0.102*** (0.001)
OWN_{it}	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
PRO_{it}	0.063*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	0.032*** (0.003)	0.066*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	0.034*** (0.003)	0.083*** (0.003)	0.091*** (0.003)
$\Delta W GDP_{it}$	0.130*** (0.003)	-0.119*** (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.118*** (0.004)	0.126*** (0.004)	-0.002 (0.003)	0.084*** (0.003)	0.044*** (0.003)
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	709086	709086	709086	639758	639758	639758	571898	517259
Pseudo R ²	0.029	0.022	0.024	0.026	0.021	0.025	0.019	0.014

注:1. 括号内为稳健性标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平;2. 为了避免控制变量内生性对回归结果的干扰,除了外部需求变量采取了实际值,其他变量均按照变量的取值范围划分成若干区间后赋予了不同的离散值后进行了回归。

扩张效应,因此在汇率贬值的情况下同样可能会对出口的扩张效应产生负面影响作用。表5的回归结果显示:在贬值情况下,企业进入和退出出口市场的概率同时会显著降低;而在升值的情况下,企业进入和退出出口市场的概率都显著增加,上述检验结果也表明:汇率贬值更容易导致出口转换率显著下降,而在升值情况下更可能促进企业出口转换率的增加,显然这也与前面的检验结论具有一致性。

(三)实际汇率暂时性预期变化和持久性变化对出口变化和转换的影响

正如前文强调的一样,除了实际汇率总体变化对企业出口扩张的扩展边际和深度边际产生不同影响会造成实际汇率贬值情况下降低出口扩张率之外,实际汇率的暂时性预期变化和持久性变化对出口扩张率和收缩率的不同影响也可能是导致实际汇率贬值情况下对出口扩张率和收缩率产生同方向影响作用的一个原因。基于人民币在4位码制造业层面的月度(2000m1~2014m12)实际汇率指数,本文分离出了细分制造业实际汇率暂时性变化和持久性变化部分,分别考察了两者对出口变化和转换影响的差异性。表10上半部分给出了实际汇率持久性($\Delta \text{LnREERT}$)升值和贬值情况下对出口变化和转换的影响,回归结果清晰的显示:实际汇

率持久性变化无论在升值还是贬值情况下对出口扩张率都没有显著影响,但会对出口收缩率产生十分显著的影响作用,实际汇率持久性变化的相关变量对出口收缩率的回归系数都在低于5%的水平上显著,且影响作用具有一致性和对称性,即实际汇率持久性升值会显著增加出口的收缩率,贬值会显著地减少行业出口收缩率;不仅如此,在汇率持久性升值情况下还会对净出口增长率产生显著的负面影响,但汇率持久性贬值对净出口增长并没有显著的影响,表明汇率的长期持续性升值仍然会对净出口增长产生显著的负面影响作用。表10的经验结果同样显示:实际汇率持久性升值会对出口的转换率产生正面影响,但总体的效应并不显著,而实际汇率持久性贬值会对出口的转换率产生十分显著的负面影响作用,相关的回归系数均在低于1%水平上显著。表10下半部分考察了实际汇率暂时性变化($\Delta \text{LnREERC}$)对出口变化和转换的影响,回归结果同样清晰的显示:实际汇率暂时性变化无论升值还是贬值都不会对出口收缩率产生显著影响,但实际汇率暂时性贬值会显著地降低行业当期的出口扩张率,而实际汇率暂时性升值并不会对出口的扩张率产生显著的影响作用,这也表明实际汇率暂时性变化对出口扩张率的影响具有显著的不对称性。

表10 人民币实际汇率持久性和暂时性变化对出口的影响检验一(基准回归: OLS)

	$\Delta \text{LnREERT}_t > 0$				$\Delta \text{LnREERT}_t < 0$			
	ECR	EDS	ENT	ERE	ECR	EDS	ENT	ERE
ECR_{t-1}	0.127*** (0.039)	0.237*** (0.067)	-0.109 (0.097)	0.364*** (0.050)	0.031 (0.044)	0.177*** (0.052)	-0.146* (0.084)	0.208*** (0.049)
EDS_{t-1}	0.291*** (0.062)	0.105*** (0.031)	0.186*** (0.068)	0.395*** (0.071)	0.323*** (0.072)	0.101*** (0.037)	0.221** (0.088)	0.424*** (0.074)
$\Delta \text{LnREERT}_t$	-1.030 (1.009)	3.360*** (1.163)	-4.390*** (1.573)	2.330 (1.506)	-0.690 (0.609)	-1.393** (0.575)	0.703 (0.840)	-2.083** (0.834)
$\Delta \text{LnREERT}_t \times IM_{t-1}$	-0.082 (0.885)	-3.496*** (1.225)	3.414** (1.529)	-3.577** (1.493)	0.682 (0.889)	2.078*** (0.755)	-1.396 (1.194)	2.760** (1.137)
ΔWGDP_t	0.041*** (0.003)	-0.021*** (0.004)	0.062*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.032 (0.025)	0.265 (0.178)	-0.233 (0.203)	0.297* (0.154)
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1940	1940	1940	1940	1665	1665	1665	1665
行业数	404	404	404	404	369	369	369	369
R^2_{adj}	0.227	0.110	0.168	0.172	0.119	0.0962	0.0771	0.154
	$\Delta \text{LnREERC}_t > 0$				$\Delta \text{LnREERC}_t < 0$			
	ECR	EDS	ENT	ERE	ECR	EDS	ENT	ERE
$\Delta \text{LnREERC}_t$	-0.525 (0.482)	0.389 (0.360)	-0.914 (0.701)	-0.136 (0.483)	-1.900*** (0.627)	-0.048 (0.693)	-1.852* (1.119)	-1.948*** (0.704)
$\Delta \text{LnREERC}_t \times IM_{t-1}$	-0.148 (0.623)	-0.282 (0.817)	0.134 (1.115)	-0.430 (0.933)	0.453 (0.845)	0.883 (0.819)	-0.430 (1.295)	1.336 (1.046)
ΔWGDP_t	0.044*** (0.004)	-0.024*** (0.004)	0.068*** (0.006)	0.020*** (0.005)	-0.001 (0.017)	0.110 (0.084)	-0.111 (0.098)	0.108 (0.070)
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1966	1966	1966	1966	1639	1639	1639	1639
行业数	405	405	405	405	405	405	405	405
R^2_{adj}	0.225	0.0986	0.180	0.163	0.100	0.0843	0.0580	0.140

注:1.括号内为稳健性标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平;2.所有的基准回归均加入的ECR、EDS的滞后项,篇幅所限这里未列出。

率持久性变化无论对出口扩张率还是对出口收缩率都没有显著影响,但会对出口收缩率产生十分显著的影响作用,实际汇率持久性变化的相关变量对出口收缩率的回归系数都在低于5%的水平上显著,且影响作用具有一致性和对称性,即实际汇率持久性升值会显著增加出口的收缩率,贬值会显著地减少行业出口收缩率;不仅如此,在汇率持久性升值情况下还会对净出口增长率产生显著的负面影响,但汇率持久性贬值对净出口增长并没有显著的影响,表明汇率的长期持续性升值仍然会对净出口增长产生显著的负面影响作用。表10的经验结果同样显示:实际汇率持久性升值会对出口的转换率产生正面影响,但总体的效应并不显著,而实际汇率持久性贬值会对出口的转换率产生十分显著的负面影响作用,相关的回归系数均在低于1%水平上显著。表10下半部分考察了实际汇率暂时性变化($\Delta \text{LnREERC}$)对出口变化和转换的影响,回归结果同样清晰的显示:实际汇率暂时性变化无论升值还是贬值都不会对出口收缩率产生显著影响,但实际汇率暂时性贬值会显著地降低行业当期的出口扩张率,而实际汇率暂时性升值并不会对出口的扩张率产生显著的影响作用,这也表明实际汇率暂时性变化对出口扩张率的影响具有显著的不对称性。

为了进一步验证表10的经验结果是否稳健可靠,同样采用虚拟变量分别与实际汇率持久性和暂时性变化的交叉项做进一步的系统GMM稳健性检验。表11上半部分实际汇率持久性变化与虚拟变量交叉项的回归系数仍然明确显示:实际汇率持久性贬值和升值的情况下都会对出口收缩率产生显著影响,并且实际汇率持久性升值会显著降低出口净增长率,而持久性贬值会显著降低出口转换率。表11的下半部分实际汇率暂时性与虚拟变量交叉项的回归结果显示:暂时性贬值的情况下才会对出口扩张率和转换率产生显著的负面影响,相关的回归系数都在低于

5%的水平上显著,而暂时性变化对出口缩减率并无显著影响。

表10基准检验和表11的稳健性检验都一致显示:实际汇率持久性变化会对出口收缩率产生显著影响,且在贬值和升值情况下影响作用相反,持久性变化对出口收缩率的影响具有较好的一致性和对称性;实际汇率暂时性贬值的情况下会对出口的扩张率产生显著的负面影响,在暂时性升值情况下对出口扩张率的影响不显著,暂时性变化对出口扩张率的影响存在显著不对称性和不一致性。显然上述的经验结果进一步验证了对前面经验结果的判断:由于实际汇率暂时性贬值只会对出口扩张率产生显著负面影响,而持久性变化升值和贬值同时并且只会对出口收缩率产生显著影响,这也会造成总体的实际汇率贬值对出口扩张率和收缩率产生同方向影响作用。

暂时性变化更容易对出口扩张率产生影响,持久性则更容易对出口收缩率产生显著影响的原因

表11 人民币实际汇率持久性和暂时性变化对出口的影响检验二(稳健性检验:SYS_GMM2)

实际汇率持久性变化 <i>i</i>	<i>ECR</i>	<i>EDS</i>	<i>ENT</i>	<i>ERE</i>
<i>ECR</i> _{<i>t</i>}	0.155** (0.067)	0.116*** (0.043)	-0.042 (0.163)	0.133*** (0.042)
<i>EDS</i> _{<i>t</i>}	0.359*** (0.078)	0.015 (0.034)	0.303** (0.147)	0.196*** (0.052)
$\Delta \ln REERT_t \times APPT_{t,w}=0$	-3.084 (1.886)	-1.335*** (0.407)	-0.017 (2.597)	-2.110*** (0.628)
$\Delta \ln REERT_t \times IM_{t-1} \times APPT_{t,w}=0$	8.932 (6.946)	2.314*** (0.807)	0.118 (8.438)	1.801 (1.128)
$\Delta \ln REERT_t \times APPT_{t,w}=1$	-0.337 (0.879)	1.281 (1.102)	-3.446** (1.465)	0.319 (1.543)
$\Delta \ln REERT_t \times IM_{t-1} \times APPT_{t,w}=1$	-0.755 (0.852)	-3.136** (1.244)	1.967 (1.704)	-4.128** (1.628)
$\Delta WGD P_t$	0.035*** (0.003)	-0.018*** (0.004)	0.045*** (0.005)	0.014*** (0.005)
<i>AR</i> ²	0.438	0.884	0.964	0.656
Hansen	0.074	0.0414	0.645	0.060
实际汇率暂时性预期变化	<i>EXCR</i>	<i>EXDS</i>	<i>EXNT</i>	<i>EXRE</i>
$\Delta \ln REERC_t \times APPC_{t,w}=0$	-1.634*** (0.592)	0.266 (0.512)	-1.618* (0.886)	-1.270** (0.619)
$\Delta \ln REERC_t \times IM_{t-1} \times APPC_{t,w}=0$	0.285 (0.864)	0.538 (0.678)	-0.432 (1.130)	0.763 (1.001)
$\Delta \ln REERC_t \times APPC_{t,w}=1$	-0.009 (0.461)	-0.081 (0.443)	-0.110 (0.745)	-0.168 (0.500)
$\Delta \ln REERC_t \times IM_{t-1} \times APPC_{t,w}=1$	-0.671 (0.630)	-0.258 (0.736)	-0.556 (1.043)	-0.817 (0.828)
$\Delta WGD P_t$	0.046*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	0.049*** (0.004)	0.019*** (0.003)
<i>AR</i> ²	0.930	0.849	0.733	0.347
Hansen	0.033	0.059	0.048	0.140
行业和时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3605	3605	3605	3605
行业数	405	405	405	405

注:括号内为稳健性标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平;表中所有的回归均加入*ECR*、*EDS*的滞后一期项,同时都控制了行业平均规模(*Scale*),行业中企业的平均年龄(*AGE*),企业的集中度指(*HHI*)。

在于:正如本文引言中强调的一样,出口扩张率代表的是出口潜在正向增长的变化率,而出口收缩率则表示企业的实际出口缩减效应,企业降低出口扩张率的调整成本要显著低于增加出口缩减率相应的成本,因此在汇率暂时性变化的情况下更可能对企业出口扩张率(潜在的正向增长率)产生显著影响。同时实际汇率暂时性变化主要是在暂时性贬值的情况下会对出口扩张率产生显著影响,一方面汇率的暂时性变化很大程度上代表汇率短期的预期性变化特征,当期暂时性贬值也更可能引起未来的贬值预期的变化,从而会对当期的出口扩张率产生负面影响;另一方面,暂时性变化不仅更容易导致企业采取基于市场定价的方法(*PTM*)来应对实际汇率暂时性的冲击(Dixit, 1989; Kasa, 1992; Tomlin, 2014),并且在升值的情况下企业更可能采用市场定价(*PTM*)的行为调整出口价格,保持出口数量和市场份额的稳定;而在贬值的情况下,企业更倾向于稳定出口价格较少采取市场定价行为,从而会造成出口扩张率(数量调整)出现显著的调整,显然这也符合本文对表7和表8中经验结论的解释和判断。

(四) 实际汇率变化对不同利润产业部门的影响作用分析

本文同样检验了实际汇率变化对高利润和低利润产业部门的出口变化和转换的影响作用,为了避免实际汇率暂时性预期变化对经验结果的干扰和造成的不确定性影响,这里主要从长期影响的角度,考察实际汇率持久性变化对不同利润水平制造业出口变化和转换率影响的差异性。首先将全部制造业区分为高于和低于全行业平均利润水平的产业部门,在控制了实际汇率持久性变化不对称影响的前提下,检验了实际汇率变化对高利润和低利润制造业出口变化和转换的影响差异。表12的基准回归结果显示:控制其他变量之后,无论在低利润还是高利润的产业部门,无论在贬值还是升值的情况下,实际汇率持久性变化对出口扩张率的影响总体上都不显著。与上述结论形成鲜明对比的是:实际汇率持久性变化无论在贬值还是升值情形下,都会对低利润产业部门的出口收缩率产生十分显著的影响,而对高利润产业部门的出口收缩率回归系数总体上均不显著,并且持久性实际汇率在升值

和贬值情况下对出口收缩率的影响作用刚好相反。对净出口的回归结果显示:同时考虑实际汇率的直接和进口中间渠道影响作用,实际汇率持久性在贬值情况下对低利润和高利润产部门的净出口总体上影响并不显著,而在实际汇率持久性升值则会同时会对高利润和低利润部门的净出口增长产生显著的负面影响。显然上述的经验结果与表10和表11的经验结论是完全一致的。正是由于持久性汇率变化对不同利润产业部门的出口收缩率影响的差异性同样导致实际汇率变化对不同部门出口转换率产生了显著差异,表12的回归结果显示,实际汇率持久性变化在贬值和升值的情况下都会对低利润产业们的转换率产生显著的影响,在贬值的情况下会显著的降低低利润部门的出口转换率,而在升值的情况下则会显著提升低利率部门的出口转换率,而实际汇率变化对高利率产业部门的出口转换率所有的回归系数均不显著,表明从长期来看,人民币实际汇率变化会对低利率产业部门的出口转换产生显著的影响,但对高利润部门的出口转换并无显著影响作用。

为了进一步检验表12的基准检验结果是否稳健可靠,在控制了变量内生性的基础上加入更多控制变量,同时引入行业平均利润率高低的虚拟变量和实际汇率持续性升值贬值的虚拟变量,通过更多组合的交叉项变量来进一步检验在贬值和升值情况下,实际汇率持续性变化对出口的影响是否与产业的平均利润水平存在显著的系统性关系。表13

表12 人民币实际汇率持久性变化对不同利润部门出口的影响检验一(基准回归: OLS)

被解释变量	PRO<MEAN(PRO) 低利润产业部门				PRO>MEAN(PRO) 高利润产业部门			
	ECR	EDS	ENT	ERE	ECR	EDS	ENT	ERE
ECR _{t-1}	0.142*** (0.033)	0.163*** (0.035)	-0.021 (0.042)	0.305*** (0.054)	0.006 (0.047)	0.244*** (0.081)	-0.238** (0.118)	0.251*** (0.061)
EDS _{t-1}	0.429*** (0.049)	0.110*** (0.038)	0.319*** (0.070)	0.539*** (0.051)	0.210*** (0.067)	0.099*** (0.030)	0.112 (0.081)	0.309*** (0.066)
$\Delta \ln REERT_{it} \times (APPT_{it,u}=0)$	-0.587 (0.504)	-1.639** (0.712)	1.052 (0.937)	-2.226*** (0.802)	-1.160 (1.104)	-0.627 (0.808)	-0.532 (1.255)	-1.787 (1.474)
$\Delta \ln REERT_{it} \times IM_{it} \times (APPT_{it,u}=0)$	-0.752 (0.901)	3.318*** (0.998)	-4.069** (1.606)	2.566** (1.017)	2.280 (1.958)	0.190 (1.389)	2.090 (2.234)	2.470 (2.555)
$\Delta \ln REERT_{it} \times (APPT_{it,u}=1)$	-0.338 (1.037)	3.264*** (1.228)	-3.602** (1.577)	2.926* (1.636)	-2.944* (1.576)	1.982 (2.087)	-4.926** (2.103)	-0.963 (3.042)
$\Delta \ln REERT_{it} \times IM_{it} \times (APPT_{it,u}=1)$	-0.255 (1.059)	-3.558** (1.431)	3.303* (1.777)	-3.813** (1.783)	0.351 (1.534)	-3.726* (2.096)	4.077 (2.533)	-3.375 (2.660)
$\Delta WCDP_{it}$	0.047*** (0.004)	-0.019*** (0.006)	0.066*** (0.007)	0.028*** (0.007)	0.037*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	0.057*** (0.008)	0.016** (0.006)
行业和时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1774	1774	1774	1774	1831	1831	1831	1831
行业数	199	199	199	199	206	206	206	206
F值	59.00	13.32	23.11	27.49	19.23	11.18	18.45	9.555
R ² Adj.	0.267	0.091	0.160	0.227	0.127	0.0965	0.117	0.107

注:括号内为稳健性标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

给出了利用系统GMM两步法相应的估计结果:控制其他变量之后,表中的第1列对出口扩张率的回归结果显示与实际汇率所有交叉项变量的回归结果都不显著,仍然表明实际汇率持久性变化并不会对出口扩张率产生显著的影响作用;第2列的交叉项的回归结果显示:无论在贬值还是升值的情况下($APPT_{it,u}=0$ 或者 $APPT_{it,u}=1$),持久性实际汇率变化都会对低利润部门($PRO_{it,u}=0$)的出口收缩率产生显著的影响作用,在贬值的情况下会显著降低出口收缩率,而在升值的情况则会显著的增加出口的收缩率;而持久性实际汇率变化与高利润部门($PRO_{it,u}=1$)虚拟变量的交叉项均不显著,表明持久性汇率变化无论在贬值还是升值的情况下都不会对高利润行业的出口收缩率产生显著影响作用;第3列对净出口增长率的回归结果显示:与实际汇率持续性升值的虚拟变量($APPT_{it,u}=1$)的交叉项回归结果无论在低利率部门还是高利润部门的回归系数均表明,同时考虑实际汇率升值的直接和间接进口中间产品渠道,持久性实际汇率升值会显著的降低净出口的增长率,而持续性汇率贬值对净出口增长率的总体效应并不显著;第4列对出口转换率的交叉项回归结果仍然明确显示:持久性实际汇率变化仍然只会对低利润产业部门的出口转换率产生显著的影响作用,在贬值的情况下会对低利润部门的出口转换率产生显著的负面影响。

显然表13在控制了变量内生性基础上,加入更多控制变量的回归结果与表12的回归结果仍然具

有高度的一致性,表明从人民币实际汇率变化的长期角度来看,无论是升值还是贬值更容易对低利润产业部门的出口转换产生显著的影响作用;尽管持久性汇率升值会显著的降低出口的净增长率,但总体上同样会显著的提升出口的转换率,而持久性贬值总体上会显著的降低行业的出口转换率,特别是对低利润部门的出口转换率会产生显著的负面作用。

表12和表13经验结论都表明:从实际汇率长期变化来看,实际汇率变化更容易对低利润产业部门的变化和转换产生显著的影响作用,对高利润行业的出口转换效应影响不显著,主要原因在于:低利润部门企业的成本加成系数空间有限,更接近于完全竞争市场上的价格接受者,在面对持久性汇率变动的冲击下,从长期来看更可能通过调整出口的数量或者退出出口市场来应对实际汇率持久性变化的冲击,采用调整出口的价格来应对实际汇率持久性冲击的可能性较小;相反,在高利润产业部门企业成本加成系数空间较大,出口企业的自主定价权较高,基于市场定价行为更为频繁,企业更可能通过调整出口产品的价格而不是调整出口产品的数量来应对实际汇率的持久性冲击,保持出口市场份额的稳定,这同时也与许多已有的相关的研究文献的结论一致(Knetter, 1993; Athukorala and Menon, 1994; Campa and Goldberg, 2005; Dekle and Ryoo, 2007; Berman et al., 2012; Li et al., 2015)。本文并未发现汇率变化对高利润部门出口转换会产生显著影响原因在于:行业高利润和企业高生产

率不是完全对等的概念,从平均利润率水平来探讨实际汇率变化对行业内部出口转换影响与从企业角度来探讨汇率变化对企业内部的产品转换存在较大区别。

五、结论与政策涵义

基于1998~2009年工业企业样本统计显示:无论从工业企业的出口扩张率还是出口缩减率的总体状况、行业分布、持续性来看,都表明工业企业之间的出口都呈现明显的相互转换效应,产业内部不同企业之间的出口转换效应要显著高于产业出口净增长率,企业进入和退出出口市场是导致出口扩张和出口缩减率的变化的重要因素,对于出口转换率具有显著的影响作用。同时控制了汇率变化的直接影响和通过进口中间渠道对出口影响后的经验结果显示:人民币实际汇率总体变化对出口转换影响具有显著的不对称性,总体贬值情况下会同时对出口扩张和收缩产生显著负面影响,从而会显著降低出口转换率,而在总体升值情况下对出口转换没有显著影响;实际汇率总体变化对企业进入出口市场和持续性出口企业的出口扩张效应都具有显著影响但其作用方向相反;实际汇率持久性变化会对出口收缩率产生显著影响,而暂时性变化只在贬值情况下会对出口扩张率产生显著影响;尽管总体的实际汇率变化并不会对净出口增长产生显著影响作用,但实际汇率持续性升值会对净出口增长产生显著的负面影响,同时也会对出口的转换率总体上产生正面的影响;实际汇率的暂时性和持久性贬值同时会显著的降低出口转换率;从长期来看,实际汇率持久性变化会对低利润部门的出口转换产生更为显著的影响作用。

本文经验结果具有以下几方面政策涵义:首先,由于工业部门同时存在显著的出口扩张和出口收缩效应,产业内部不同企业之间具有显著的出口转换效应不仅会对工业部门生产要素的优化重新配置进而提升生产效率起到重要的促进作用;同时对于充分发挥生产要素比较优势,保持出口竞争力以及促进产业和贸易结构升级都会起到积极的推动

表13 人民币实际汇率持续性变化与行业利润率
检验二(稳健性检验:SYS_GMM2)

被解释变量	ECR	EDS	ENT	ERE
ECR _{t-1}	-0.020 (0.036)	0.129*** (0.049)	-0.142* (0.075)	0.132*** (0.045)
EDS _{t-1}	0.188*** (0.058)	0.010 (0.034)	0.206** (0.080)	0.203*** (0.055)
$\Delta \ln REERT_t \times (PRO_{DUW}=0) \times (APPT_{DUW}=0)$	-0.284 (0.578)	-1.772*** (0.453)	1.226 (0.772)	-2.587*** (0.706)
$\Delta \ln REERT_t \times IM_{t-1} \times (PRO_{DUW}=0) \times (APPT_{DUW}=0)$	0.598 (0.996)	3.299*** (1.010)	-3.227*** (1.235)	4.384*** (1.218)
$\Delta \ln REERT_t \times (PRO_{DUW}=0) \times (APPT_{DUW}=1)$	-1.506 (1.006)	2.217* (1.189)	-3.685*** (1.395)	0.135 (1.867)
$\Delta \ln REERT_t \times IM_{t-1} \times (PRO_{DUW}=0) \times (APPT_{DUW}=1)$	-1.971 (1.292)	-4.125*** (1.493)	1.792 (1.843)	-5.486** (2.224)
$\Delta \ln REERT_t \times (PRO_{DUW}=1) \times (APPT_{DUW}=0)$	-1.489 (1.253)	-0.464 (0.521)	-1.191 (1.243)	-2.114 (1.338)
$\Delta \ln REERT_t \times IM_{t-1} \times (PRO_{DUW}=1) \times (APPT_{DUW}=0)$	-1.091 (2.962)	0.578 (1.301)	-0.729 (2.645)	-0.726 (3.089)
$\Delta \ln REERT_t \times (PRO_{DUW}=1) \times (APPT_{DUW}=1)$	-1.708 (1.116)	1.074 (1.299)	-2.853* (1.598)	-1.476 (2.114)
$\Delta \ln REERT_t \times IM_{t-1} \times (PRO_{DUW}=1) \times (APPT_{DUW}=1)$	0.794 (1.542)	-2.879* (1.526)	2.270 (2.311)	-0.397 (2.370)
$\Delta WGD P_t$	0.029*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	0.048*** (0.004)	0.011* (0.007)
AGE _{t-1}	-0.043** (0.020)	-0.024 (0.015)	-0.009 (0.026)	-0.052** (0.023)
SCALE _{t-1}	0.015** (0.007)	-0.007 (0.005)	0.021*** (0.008)	0.008 (0.008)
HHI _{t-1}	0.112 (0.089)	0.001 (0.058)	0.056 (0.116)	0.075 (0.109)
行业和时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3605	3605	3605	3605
行业数	405	405	405	405
AR ² (概率值)	0.968	0.952	0.850	0.637
Hansen J(概率值)	0.061	0.024	0.372	0.003

注:括号内为稳健性标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

作用。其次,在汇率总体贬值的情况下会显著的降低出口的扩张效应和收缩效应,导致实际汇率贬值并不能显著地促进净出口的增长,虽然持续性的贬值会显著地降低低利润部门的出口收缩率,对于稳定低利润部门的出口具有积极作用,但由于贬值会同时显著地降低企业进入和退出出口市场的概率,不利于新的出口企业或者已经退出出口市场的企业再次进入出口市场,造成不同出口企业(特别是低利润部门)的转换率显著下降,而低效率的出口企业退出,高效率的企业进入出口市场正是促进资源重新配置和生产率提升的重要渠道;显然,从长期来看,采取汇率大幅贬值的政策措施不仅不能有效的促进净出口的增长,而且不利于促出口企业之间的优胜劣汰,阻碍资源的合理重新配置和出口结构的升级;特别是在当前外部需求严重下滑,低端产业产能严重过程的背景下,通过汇率贬值不仅无助于改善出口状况,反而不利低端无效率企业退出出口市场,延缓淘汰落后产能和贸易升级的步伐。第三,短期暂时性升值并不会对净出口和出口转换产生显著的影响作用,但持续性升值仍然会显著的降低净出口的增长率,但升值会促进新的出口企业进入出口市场,同时也会增加已有的出口企业退出出口市场的概率,持续性的升值总体上有助于提升不同企业之间的出口转换率,因此从长期来看,持续性升值对净出口产生负面影响的同时也更有利于促进资源重新配置和不同企业之间出口转换,促进整个行业出口效率的提升。本文的研究结论同样意味着继续完善人民币汇率形成机制改革,推动以市场为基础的汇率决定机制深入发展具有重要的现实意义。

(作者单位:毛日昇、高凌云,中国社会科学院世界经济与政治研究所;郑建明,对外经济贸易大学商学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①这里同样可以采用几何加权的方法构建人民币在细分产业层面的实际有效汇率指数,由于几何加权的方法实质是对双边汇率指数取对数之后再行算术加权,因此两者在本质上的变化趋势应该是完全一致的,本文通过对两种方法的构建的指数进行对比之后也完全验证了这一点。

②全部8位码出口产品被分类为35种贸易模式,本文这里列入出口产品中属于中间产品进口的贸易产品模式主要包括13种:加工贸易、来料加工装配贸易、进口加工贸易、加工贸易进口设备、外商投资企业作为投资进口的设备、出口加工区进

口设备、进料深加工结转货物、来料深加工结转货物、加工贸易结转设备、进料加工结转预料、来料加工结转余料,进料加工复出口料件,来料加工复出口料件。

③篇幅所限,详细的数据匹配和清理过程说明较为繁琐,这里未作详细说明,如需要可以直接向作者索取相应的STATA DO FILE程序。

④HS 6位码产品分类与4位码制造业分类对照表来自Lu和Yu(2015)。

⑤将2000~2006年海关企业数据库进行产品合并后与2004~2012年海关产品数据库的数据进行对比发现:在两个样本重合时期(2004~2006年)不同贸易模式下产品的进出口数据完全一致,表明这两个数据来源具有一致性。

⑥依据第三部分的经验估计方程,实际汇率变化对出口转换和再配置当期的影响作用的计算公式为: $\alpha_1 + \alpha_2 \times \overline{IM}_{t-1}$;考虑出口创造和损失滞后效应的长期影响作用计算公式为: $(\alpha_1 + \alpha_2 \times \overline{IM}_{t-1}) / (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$,其中 \overline{IM}_{t-1} 表示进口中间投入比重在样本期内的平均值。

⑦这里同样直接检验了实际汇率变化大于零和小于零的情况下,实际汇率变化对出口变化和转换的影响作用,经验结果与表3给出的结果完全一致。

参考文献

- (1)陈斌开、万晓莉、傅雄广:《人民币汇率、出口品价格与中国出口竞争力》,《金融研究》,2010年第12期。
- (2)陈六傅、刘厚俊:《人民币汇率的价格传递效应——基于VAR模型的实证分析》,《金融研究》,2007年第4期。
- (3)陈学彬、李世刚、芦东:《中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究》,《经济研究》,2007年第12期。
- (4)郭飞、肖浩、史永:《为什么人民币汇率变动的影响不显著?》,《管理世界》,2014年第10期。
- (5)胡冬梅、郑尊信、潘明:《汇率传递与出口商品价格决定:基于深圳港2000~2008年高度分解面板数据的经验分析》,《世界经济》,2010年第6期。
- (6)李宏彬、马弘、熊艳艳、徐娜:《人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究》,《金融研究》,2011年第2期。
- (7)李艳丽、彭红枫:《人民币汇率对出口价格的传递效应——考虑预期与结构变化的分析》,《金融研究》,2014年第10期。
- (8)刘尧成、周继忠、徐晓萍:《人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响》,《经济研究》,2010年第5期。
- (9)卢向前、戴国强:《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994~2003》,《经济研究》,2005年第5期。
- (10)项后军、吴全奇:《垂直专业化、计价货币与出口依市定价(PTM)行为研究》,《管理世界》,2015年第4期。
- (11)邢予青:《加工贸易、汇率和中国的双边贸易平衡》,《金融研究》,2012年第2期。
- (12)许家云、佟家栋、毛其淋:《人民币汇率变动、产品排序与多产品企业的出口行为》,《管理世界》,2015年第2期。
- (13)余森杰、王雅琦:《人民币汇率变动与企业出口产品决策》,《金融研究》,2015年第4期。
- (14)张会清、唐海燕:《人民币升值、企业行为与出口贸易——基于大样本企业数据的实证研究:2005~2009》,《管理世界》,2012年第12期。
- (15) Ahmed, S., 2009, *Are Chinese Exports Sensitive to Changes in the Exchange Rate*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, No. 987.
- (16) Amiti, M., O. Itskhoki and J. Konings, 2014, "Import-

ers, Exporters and Exchange Rate Disconnect”, *American Economic Review*, Vol.104(7), pp.1942~78.

(17) Athukorala, P. and J. Menon, 1994, “Pricing to Market Behavior and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports”, *The Economic Journal*, Vol.104(423), pp.271~281.

(18) Atkeson, A., and A. Burstein, 2008, “Trade Costs, Pricing-to-Market and International Relative Prices”, *American Economic Review*, Vol.98(5), pp.1998~2031.

(19) Baldwin, R. and P. Krugman, 1989, “Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.104, pp.635~654.

(20) Baldwin, R., 1988, “Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect”, *American Economic Review*, Vol.78, pp.773~785.

(21) Berman, N., P. Martin and T. Mayer, 2012, “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.127, pp.437~492.

(22) Bernard, A. B., S. J. Redding and P. K. Schott, 2010, “Multiple Product Firms and Product Switching”, *American Economic Review*, Vol.100(1), pp.70~97.

(23) Brandt, Loren, Johannes V. Biesebroeck and Yifan Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, Vol.97(2), pp.339~51.

(24) Broda C. and D. E. Weinstein, 2010, “Product Creation and Destruction: Evidence and Price Implications”, *American Economic Review*, Vol.100(3), pp.691~723.

(25) Campa, J. M. and L. S. Goldberg, 2005, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.87(4), pp.679~690.

(26) Chatterjee, A., R. Dix-Carneiro and J. Vichyanond, 2013, “Multi-Product Firms and Exchange Rate Fluctuations”, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.5(2), pp.77~110.

(27) Davis, Steven J. and John C., Haltiwanger, 1992, “Gross Job Creation, Gross Job Destruction and Employment Reallocation”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.107(3), pp.819~63.

(28) Dekle, R. and H. H. Ryo, 2007, “Exchange Rate Fluctuations, Financing Constraints, Hedging and Exports: Evidence From Firm Level Data”, *International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.17, pp.437~451.

(29) Dixit, A., 1989, “Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.104(2), pp.205~228.

(30) Fang, W., Y. Lai and S. M. Miller, 2009, “Does Exchange Rate Risk Affect Export Asymmetrically? Asian Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.28, pp.215~239.

(31) Fung, L., 2008, “Large Real Exchange Rate Movements, Firm Dynamics and Productivity Growth”, *Canadian Journal of Economics*, Vol.41(2), pp.391~424.

(32) Goldberg, L., 2004, “Industry Specific Real Exchange Rate for the United States”, *Economic Policy Review*, Vol.10(1), pp.1~16.

(33) Iacovone, L. and B. S. Javorcik, 2010, “Multi-Product Exporters: Product Churning, Uncertainty and Export Discover-

ies”, *The Economic Journal*, Vol.120, pp.481~499.

(34) Kanas, A., 1997, “Is Economic Exposure Asymmetric Between Long-Run Depreciations and Appreciations? Testing Using Cointegration Analysis”, *Journal of Multinational Financial Management*, Vol.7, pp.27~42.

(35) Kasa, K., 1992, “Adjustment Costs and Pricing to Market: Theory and Evidence”, *Journal of International Economics*, Vol.32, pp.1~30.

(36) Klein, Michael W., Scott Schuh and Robert K. Triest, 2003, “Job Creation, Job Destruction and the Real Exchange Rate”, *Journal of International Economics*, Vol.59(2), pp.239~65.

(37) Knetter, M. M., 1994, “Is Export Price Adjustment Asymmetric? Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypothesis”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.13, pp.55~77.

(38) Knetter, M. M., 1993, “International Comparison of Pricing to Market Behavior”, *American Economic Review*, Vol.83(3), pp.473~486.

(39) Koutmos, G. and A. D. Martin, 2003, “Asymmetric Exchange Rate Exposure: Theory and Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.22, pp.365~383.

(40) Li, H., Hong, M. and Yuan, X., 2015, “How Do Exchange Rate Affect Chinese Exports”, *Journal of International Economics*, Vol.97(1), pp.148~161.

(41) Liu, R., 2010, “Import Competition and Firm Refocusing”, *Canadian Journal of Economics*, Vol.43(2), pp.440~466.

(42) Lu, Y. and Linhui, Yu, 2015, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession”, *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol.7(4), pp.221~53.

(43) Marquez, J., and S. John, 2007, “Exchange Rate Effects on China’s Trade”, *Review of International Economics*, Vol.15(5), pp.837~853.

(44) Marston, R. C., 1990, “Pricing to Market in Japanese Manufacturing”, *Journal of International Economics*, Vol.29, pp.217~236.

(45) Mayer, T., M. J. Melitz and G. I. P. Ottaviano, 2014, “Market Size, Competition and The Product Mix Of Exporters”, *American Economic Review*, Vol.104(2), pp.495~536.

(46) Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, Vol.71(6), pp.1695~1725.

(47) Ohno, K., 1990, “Exchange Rate Fluctuations, Pass-Through and Market Share”, *International Monetary Fund-Staff Papers*, Vol.37(2), pp.294~310.

(48) Thorbecke, W. and S. Gordon, 2010, “How Would an Appreciation of the RMB and Other East Asian Currencies Affect China’s Exports?” *Review of International Economics*, Vol.18(1), pp.95~108.

(49) Thorbecke, W., 2011, “Investigating the Effect of Exchange Rate Changes on China’s Processed Exports”, *Journal of Japanese International Economics*, Vol.25, pp.33~46.

(50) Tomlin, B., 2014, “Exchange Rate Fluctuations, Plant Turnover and Productivity”, *International Journal of Industrial Organization*, Vol.35, pp.12~28.