

内需压力、经济规模与中国出口的可持续增长

高凌云

(中国社会科学院世界经济与政治研究所,北京 100732)

[摘要] 扩内需与促出口可以兼得吗?在不同产业内部企业生产率服从 Pareto 分布的假设下,纳入可变价格加成以及潜在企业针对不同产业的进入选择,基于 2003-2014 年 HS 产品分类六位码和中国工业产业四位码层次的数据,系统分析了内外需、经济规模和竞争力在我国出口增长中的作用及影响机制。结果表明:“内需压力假说”在我国并不成立,而且,我国出口的国内需求弹性远大于外需弹性;内需压力增加虽然部分占用了以往用于出口的生产要素,但这一途径尚不足以明显抑制出口,内需压力对出口的促进作用,本质上是通过带动外需实现的;而经济规模的扩张,始终不利于出口。因此,未来在坚持提升我国出口产品竞争力的同时,更应重视内需、市场结构调整等对促出口的重要作用。

[关键词] 内需压力;假说经济规模;出口

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2018.01.003

[中图分类号]F015 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2018)01-0031-14

一、引言

中国共产党十九大报告明确提出,“拓展对外贸易”,而《中华人民共和国国民经济和社会发展的第十三个五年规划纲要》强调,我国应继续坚持扩大内需战略,保持经济平稳较快发展,加快形成消费、投资、出口协调拉动经济增长的局面。当前,一方面,中国经济已经进入了新常态,增长正在由依靠投资、出口拉动,向依靠消费、投资、出口协调拉动转变。但是,另一方面,伴随着消费与投资的持续稳定增长,近五年来中国出口月度同比增速整体却呈现出持续下滑的基本特征。那么,中国扩内需与促出口之间,是否存在“内需压力假说”(Berman et al., 2011 等^[1])所强调的,资源转向满足扩张的国内需求后,出口会相应减少,从而不可兼得的情况呢?

虽然,现有基于异质性贸易理论对中国出口增长的理论 and 实证研究,确实是从企业生产率、规模等存在巨大差异的事实出发,去研究企业出口行为、贸易利得等问题,但与新贸易理论类似,都无例外地采用边际成本不变假设,忽略了国内外市场之间的相互联系,无法控制供给

[基金项目]国家自然科学基金面上项目“企业动态视角下中国内需变动影响出口增长的机制及政策应对研究”(71573271);国家自然科学基金应急项目“中国应对‘双反’调查的策略研究与政策建议”(71741002);国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’建设与全球治理格局演变研究”(17VDL006)

[作者简介]高凌云(1975-),男,江西九江人,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员。主要研究方向:国际贸易与世界经济。

面因素,特别是内需变动对出口的影响。这导致,我们在影响出口增长的关键性因素及其内在联系机制等核心问题上,缺乏科学的理论和来自微观层面的经验证据支撑;从而,无法依据我国内需变动及出口等方面的事实,以及近些年强调的“要协调拓展内外需”精神,对中国由贸易大国向贸易强国转变过程中的贸易战略做出科学判断和对应调整。

因此,本文从传统出口方程理论出发,进而在不同产业内部企业生产率服从 Pareto 分布以及放松边际成本不变假设,构建了系统分析内需压力、经济规模、外需、竞争力与出口的理论框架,并基于 2003–2014 年 HS 产品分类六位码和中国工业产业四位码层次的数据,对行业层面的中国出口方程进行了估计。结果表明,在外需、竞争力对中国出口的影响符合理论预期的同时,“内需压力假说”在我国并不成立,扩内需与促出口之间并不矛盾,内需压力对出口的促进作用,本质上是通过带动外需实现的;经济规模虽然能通过提高出口竞争力等方式产生正向作用,但更会通过降低出口企业的边际利润、提高维持出口的生产率临界水平、增加贸易摩擦风险等方式抑制出口。

本文的后续安排为:第二部分是文献评述,判断本文在现有文献中的地位;第三部分是出口方程推导以及与之对应的计量方法;第四部分是变量的比较、测度方法与数据说明;第五部分提供了实证结果及解释;最后是结论和政策启示。

二文献综述

尽管研究出口增长影响因素的国内外文献极为庞杂,但本质上,这些研究都是试图通过构建不同数据层次、不同解释变量的出口方程,来对现实出口问题进行解释。另外,值得注意的是,研究出口影响因素也可以从贸易引力方程出发,不过, Eaton and Kortum (2002)^[2]、Chaney (2008)^[3]等证明了,贸易引力方程与出口方程,具有基本类似的方程形式。而对出口方程的研究,总体来看包括三方面内容,第一是构建出口方程的基础,有完全替代模型和不完全替代模型之分,这之中还包括对它们之间关系以及为什么不完全替代模型更为科学的说明;第二是不完全替代假设下不同出口方程的比较与应用,大致可分为出口需求方程、出口决定方程和出口需求供给联立方程等三类;第三是不完全替代假设下出口方程中影响因素的细化。由于高凌云和程敏(2013)^[4]对出口方程前两方面的内容做了非常细致的梳理,因此本部分的分析着重第三方面文献的发展。

在出口方程的框架中,现有研究对外部需求、相对出口价格等关注较多,有大量研究将贸易成本、生产率等因素,或者更进一步,将影响贸易成本、生产率的要素,如国内市场分割、政府鼓励出口的政策体系、基础设施和企业特征等,从表征出口竞争力的相对出口价格中分离出来;最近几年,也有部分研究将内需压力,从表征供给面的总产出中分离出来单独研究。下面,我们对细分出来的主要变量,做一简要阐释。

1. 生产率、贸易成本与企业出口行为。围绕生产率、贸易成本与企业出口行为的文献实际上是从自我选择效应和出口学习效应两条路径展开的。一方面,由于企业进入出口市场需要支付额外的固定成本和沉没成本,如建立国外销售渠道、运输成本、进入壁垒等,只有当企业的生产率足够高时,才能克服这些成本进而从出口中获取利润,因此,生产率高的企业会“自我选择”进入出口市场(Melitz, 2003 等^[5])。另一方面,企业进入到出口市场,从中获得先进的技

术和管理经验,进而通过出口学习效应,可以直接或间接地提高自身的生产率水平。近年来国内学者也开始从微观企业层面考察生产率、贸易成本与企业出口行为的关系,并做了一些有益的探索。如张杰等(2008)^[6]利用中国本土制造业企业层面数据,并结合OP方法和PSM模型所做的研究发现,出口学习效应促进了本土制造业企业全要素生产率的提高,从而在中国验证了出口学习效应假说。

2.国内市场分割与企业出口。中国省份地区间普遍存在着“以邻为壑”的“囚徒困境”式的市场分割现象,朱希伟等(2005)^[7]最早从理论层面关注到,市场分割会阻碍本地本土企业利用国内市场来实现规模扩张和规模经济效应。这导致中国出口企业在国外市场并不追求构建产品的自有品牌,也不依靠打造自身的自主创新研发能力,而是使用国外采购商或发包者的品牌、依赖于国外发包者的销售终端渠道,以低廉的产品价格竞争来获取国外发包商的生产订单;市场分割实际上降低了中国本土企业进入国外市场的高端竞争优势和生产效率门槛要求(张杰等,2010^[8])。

3.政府鼓励出口的政策体系与企业出口。Bernard and Jensen(2004)^[9]认为,政府补贴可以通过收集国际市场信息,或加强潜在出口企业和在位出口企业之间的联系,降低国际市场进入成本或其他与出口有关的成本,从而促进潜在出口企业进入国际市场。Volpe Martincus and Carballo(2008)^[10]在整合相关研究的基础上指出,由于企业出口过程异常复杂,国际市场信息不对称问题深刻影响了企业的出口活动;具体而言,企业在进入国际市场时必须寻找并确认潜在贸易伙伴,并对其资信情况、商誉和经营能力进行评估,而这些必要的出口环节都包含了极高的交易成本,在这种情况下,政府机构的出口促进活动就可以通过解决信息不对称问题,降低企业出口过程中的交易成本,促进本国企业的出口活动,而且,这种效应主要表现为“拓展性贸易边际”增长,而不是“集约性贸易边际”增长。

4.基础设施与出口。现有文献大多是从运输成本的角度,探讨基础设施对出口贸易量的影响。Bougheas et al.(1999)^[11]在李嘉图模型的基础上,通过将运输成本和基础设施内生化的分析,分析了基础设施对出口贸易的作用机制,研究发现,对于基础设施投资水平达到最优的国家,基础设施的水平和贸易流量之间存在正向的关系,并且基础设施数量和质量的差异可能会造成运输成本的不同,而国家间运输成本的不同会造成在国际市场上竞争能力的差异。Edwards and Odendaal(2008)^[12]等利用多国间的双边贸易数据,检验了基础设施水平对出口量和出口决策的影响,结果显示:在控制了关税偏好、发展水平和距离等因素之后,基础设施水平不但显著影响双边出口水平,还影响出口发生的可能性。

5.企业特征与企业出口行为。首先是企业规模因素。在新贸易理论框架下,规模经济对于出口的推动作用不仅体现在市场容量上,更主要体现在企业自身具有的规模所形成的成本优势(Yeaple,2003^[13])。规模较大的企业通常在市场势力、品牌建设与维护、销售终端渠道开拓、产品升级、产品定价策略、融资以及与当地政府关系协调等方面具有优势。其次是企业区位因素。产业集群内广泛的产业链乃至产品内分工所形成的纵向非一体化分工协作网络,有效地降低了各个环节零配件与组装企业的生产成本,进而极大地降低了产品生产成本,使集群具有强大的低成本出口竞争优势。集聚所带来出口优势的另一个因素,是集群形态所内含的

灵活多变的供货能力和大规模定制能力,有效降低了出口贸易中的不确定和国外客户的搜寻成本,以及企业进入国外市场的壁垒和沉淀成本,从而促进了企业出口的扩张(Greenaway and Kneller, 2008^[14])。再次是企业的出口经验。由于企业进入出口市场时需支付一个不可还原的沉没成本,企业当前的市场参与状况自然就会受到先前出口经验的影响(Roberts and Tybout, 1997^[15])。

近些年有越来越多的文献,开始从供给面,关注内需压力对出口的影响(G. Vannoorenberghe, 2012 等^[16])。这些研究一般是将出口方程中的总产出,分解为趋势项和产能利用率,进而,利用产能利用率来代理国内需求变动,并将其命名为“国内需求压力”;其逻辑是,国内需求发生变动,比如说增长,通常会迫使企业提高产能利用率,从而给企业带来压力。国内需求压力增加,导致出口企业减少出口并增加国内市场供给(反则反之),被称为“内需压力假说”(Rahmaddi and Ichihashi, 2012^[17])。

但是,整体而言,现有对出口增长问题的研究,包括检验“内需压力假说”的文献,均忽视了内部市场和外部市场之间的相互联系。原因在于,异质性贸易理论与新贸易理论类似,均假设边际成本不变。这一假设,必然导致不同市场之间缺乏相互联系和影响。因为,边际成本不变,意味着某一市场需求条件发生变化,比如国内市场需求增加,只会影响企业对国内市场的销售,而外部市场因为其需求和边际成本不变,利润最大化的销售数量并不会因为其他市场变化而发生变化。按照这一逻辑,既然内需与出口之间毫无联系,又何谈“加快形成消费、投资、出口协调拉动经济增长的新局面”呢?

三、计量方程推导与方法选择

(一) 计量方程推导

本处利用 Melitz (2003) 等关于生产率异质性的假设引入广度边际,通过取消企业自由进入假设引入价格加成。仍然采用某国 i 与世界其他国家的分类方法,劳动供给规模分别为 L_i 、 L_* , 两国都是由 $H+1$ 个产业部门组成。其中,部门 0 提供单一的同质计价品,而其他部门则是由连续统形式的差异化产品构成,生产中只使用劳动力要素。如果 i 国代表性消费者消费 q_0 单位的商品 0、 $q_h(\omega)$ 单位 h 部门 ω 品种商品,定义如下嵌套形式的效用函数:

$$U = q_0^{\mu_0} \prod_{h=1}^H \left(\int_{\Omega_h} q_h(\omega)^{\frac{\sigma_h-1}{\sigma_h}} d\omega \right)^{\left(\frac{\sigma_h}{\sigma_h-1} \right)^{\mu_h}} \quad (1)$$

其中, $\mu_0 + \sum_{h=1}^H \mu_h = 1$, σ_h 为 h 部门不同品种商品的替代弹性,且 $\sigma_h > 1$ 。为了简单,假设同质商品 0 是以规模报酬不变技术生产的,一单位劳动力可以生产 w_i 单位商品 0; 另外,作为一般计价物,假设其价格为 1, 因此国家 i 的工资和生产率也可以表示为 w_i 。

为了得到均衡条件下不同产业各个企业的出口函数,同时考虑到规模经济的作用,按 Chaney (2008) 的方式,我们将 Krugman (1980)^[18] 的贸易成本具体细分为可变贸易成本(τ_i^h)和固定贸易成本(f_i^h),其中 τ_i^h 采用冰山成本的形式,表示 i 国 h 部门某一企业出口一单位商品,只有 $1/\tau_i^h$ 单位到达世界其他国家,而 f_i^h 表示 i 国 h 部门某一企业出口到世界其他国家所产生的固定支出。与 Helpman et al. (2004)^[19] 类似,假设 h 部门所有企业的生产率(φ)来自 Pareto 分布(分布参数为 $\gamma_h > \sigma_h - 1$):

$$P(\tilde{\varphi}_h < \varphi) = G_h(\varphi) = 1 - \varphi^{-\gamma_h} \quad (2)$$

由此可以得到 i 国 h 部门生产率为 φ 的企业,生产 q 单位商品并出口到世界其他国家的总成本为: $c_i^h(q) = \frac{w_i \tau_i^h}{\varphi} q + f_i^h$ 。依据垄断竞争条件下,任意两种商品的边际效用之比等于它们的出口价格之比,可以得到该企业的最优出口价格为: $p_i^h(\varphi) = \left(\frac{\sigma_h}{\sigma_h - 1} \right) \frac{w_i \tau_i^h}{\varphi}$ 。那么, i 国 h 部门生产率为 φ 的企业对世界其他国家的出口额为:

$$e_i^h(\varphi) = p_i^h(\varphi) q_i^h(\varphi) = \mu_h Y^* \left(\frac{p_i^h}{p_*^h} \right)^{1-\sigma_h} \quad (3)$$

其中 Y^* 为世界其他国家的收入, P_*^h 为世界其他国家 h 部门的价格指数。另外,利用利润为零可以获得临界条件下的生产率水平 ($\bar{\varphi}_i^h$):

$$\bar{\varphi}_i^h = \left(\frac{\sigma_h}{\mu_h} \right)^{\frac{1}{\sigma_h-1}} \frac{\sigma_h}{\sigma_h-1} \left(\frac{f_i^h}{Y^*} \right)^{\frac{1}{\sigma_h-1}} \frac{w_i \tau_i^h}{P_*^h} \quad (4)$$

与前文对应,下面我们通过设定企业进入选择的方式加入经济规模与内需压力。此处之所以考虑企业进入问题,主要在于,为了得到 i 国 h 部门的总出口,在企业生产率存在差异的情况下,需要对 h 部门所有企业的出口进行计总,这就要求事先对进入不同产业部门的企业数量进行设定。基于处理方便的考虑,我们首先按 Eaton and Kortum (2002)、Chaney (2008) 的方式,对任意产业,假定潜在进入企业的数量与经济规模成正比,即越大越富有的国家有更多的进入企业。其次,更进一步,针对不同产业进入成本和进入率存在极大差异的经验事实 (Dunne et al., 1989^[20]),我们还假定企业更倾向于选择进入生产能力利用率较高的、处于成长期或成熟期的产业。因此 i 国 h 部门的总出口可以表示为:

$$x_i = (S_i)^\kappa (R_i^h)^\nu \int_{\bar{\varphi}_i^h}^{\infty} e_i^h(\varphi) dG_h(\varphi) \quad (5)$$

其中, S_i 表示 i 国经济规模、 R_i^h 表示 i 国 h 部门的生产能力利用率。将 (3) 式带入 (5) 式中,取对数可得:

$$\ln x_i^h = \ln \frac{\mu_h}{\gamma_h(\gamma_h - (\sigma_h - 1))} + \ln Y^* + (1 - \sigma_h) \ln \frac{P_i^h}{P_*^h} + \kappa \ln(S_i) + \nu \ln(R_i^h) - \gamma_h \ln(\bar{\varphi}_i^h) \quad (6)$$

进一步,将出口变动 $\frac{d}{dt} \ln X(t)$ 的离散形式: $\Delta \ln X(t) = \eta (\ln x_t^d - \ln x_{t-1})$, 代入 (6) 式,加入时间下标和误差项,并经系数表述简化,可得:

$$\ln x_{it}^h = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \alpha_2 \ln Y_t^* + \alpha_3 \ln \frac{P_{it}^h}{P_{*t}^h} + \alpha_4 \ln(S_{it}) + \alpha_5 \ln(R_{it}^h) + u_i^h + v_{it} \quad (7)$$

更进一步, (6) 式采用 $(S_i)^\kappa (R_i^h)^\nu$ 的方式引入国内需求压力和经济规模,通过对数处理可以很方便地转换为线性方程进行估计;但是,采用 $f(\kappa(S_i) + \nu(R_i^h))$ 的函数形式同样符合上文针对企业进入选择的设定。因此,在 (7) 式的基础上,还需进一步估计包含交叉项的、形式更一般的出口方程:

$$\ln x_{it}^h = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \alpha_2 \ln Y_t^* + \alpha_3 \ln \frac{P_{it}^h}{P_{*t}^h} + \alpha_4 \ln(S_{it}) + \alpha_5 \ln(R_{it}^h) + A\Pi + u_i^h + v_{it} \quad (8)$$

其中, A 为交叉项的参数向量, Π 表示国内需求压力、经济规模分别与世界收入和相对出口价格的交叉项。事实上, 加入交叉项的另一个好处是, 可以更为细致地分析内需压力、经济规模可能发生作用的不同机制。

(二) 估计方法选择

上述计量方程的解释变量中不仅包括不同产业出口的滞后项(前定变量)和出口相对价格, 还包括经济规模和国内需求压力, 前定变量自然是内生的, 出口价格、经济规模和内需压力相对于出口数量也可能存在因为互为因果导致的内生性问题, 从而导致前定和内生解释变量与误差项的相关系数不为零, 直接采用 OLS 估计不仅无法解决解释变量与个体固定效应的相关性, 同时也不能解决内生变量和前定变量与总体误差项相关性问题对估计参数引起的偏差, 采用固定效应方法估计可以消除解释变量与个体固定效应的相关性问题, 但仍然无法解决内生变量与前定变量与误差项相关对参数估计带来的偏差。

正是考虑到上述估计方法的缺陷和不足, Blundell and Bond(1998)^[21]等提出了系统 GMM 估计方法, 本文采用该方法对计量方程进行估计。估计的基本过程和思路是: 利用差分且滞后二阶及多阶的内生变量和前定变量作为水平内生和前定变量的工具变量对方程的估计参数进行识别, 利用水平的滞后二阶及多阶内生和前定变量作为差分内生和前定变量的工具变量对差分方程的估计参数进行识别, 对水平和差分方程估计的参数估计结果和信息进行加权得到最终水平方程的系统 GMM 估计结果。

在明确了各解释变量属性和估计过程后, 我们还需要对参数估计结果的有效性、一致性以及工具变量选取的有效性进行检验。首先是整个工具变量有效性的 Sargan 检验和 Hansen 检验, 相比较于 Hansen 过度识别检验, 在工具变量增加的时候, Sargan 过度识别检验存在非一致的可能性, 基于有效性考虑, 我们以 Hansen 检验结果为准。其次是检验系统 GMM 是否比差分 GMM 更有效, 即系统估计中新增工具变量是否有效的 Diff-in-Hansen 检验, 其原假设是新增工具是有效的, 如果不能拒绝原假设则表明系统估计方法更有效。第三, 需要检验的是 ε_{it} 是否存在序列相关, 因为即便原始残差项是非自相关的, 它的差分序列也可能为一阶自相关, 除非原始残差序列遵循一个随机游走过程, 因此差分的残差项如果存在二阶自相关就意味着原始残差序列是自相关并至少遵循阶数为 1 的移动平均过程。本文分别给出差分转换方程的一阶和二阶序列相关(AR(1)、AR(2))检验, 原假设是不存在序列相关, 在原假设下经过差分转换后的残差有一阶序列相关性, 但如果没有二阶序列相关则可断定原假设成立。

动态面板系统 GMM 估计可以分为一步和两步 GMM 估计, 虽然在有限样本条件下, 两步估计的标准差存在向下偏倚, 但这种偏倚经过 Windmeijer(2005)^[22]有限样本校正后会减小; 而且系统 GMM 的 robust 技术可以克服两步 GMM 估计量的近似渐进分布不可靠问题, 系统 GMM 的 collapse 技术则可用于减少 GMM 类工具变量数量以克服工具变量较多带来自由度损失的问题, 在此基础上本文利用两步系统 GMM 进行估算。为了克服截面相依性对估计结果的影响, 本文在估计中同样明确加入了年度虚拟变量。

四、变量的选择、测度与数据来源

本文涉及的变量主要有不同行业的出口、世界收入、相对出口价格、经济规模和国内需求压力,由于出口、世界收入处理方式与高凌云(2015)^[23]基本一致,下面我们着重介绍相对出口价格、经济规模和国内需求压力的含义和测算方法进行说明,最后是数据来源。

(一)国内外相对出口价格(rp)

国内外相对出口价格通常是采用国内出口价格指数和世界其他国家出口竞争者价格指数(转换为同种货币)的比例来表示(Goldstein and Khan, 1985^[24]),其大小主要用于衡量出口品在国际市场上的竞争力^①,出口竞争力越强,即出口相对价格越低,出口自然越多,因此,我们预计价格弹性为负。

问题是,在实际估算中如何测算出口价格指数?首先,国内消费者价格指数(CPI)反映的只是国内市场所有产品的价格变动,生产者价格指数(PPI)并不包括所有需要关注的出口部门,Anderson and van Wincoop(2003)^[25]特别强调出口价格指数根本不同于CPI或PPI。其次,Algieri(2004)^[26]提出,可采用相对成本来代替相对出口价格。批发价格指数是最为常用的生产成本代理指标,如果仅仅是进行宏观国家层次的估计,那么,某经济个体面临的世界其他国家出口竞争者价格指数可以表示为: $pxw_j = \sum_i \alpha_{ji} \sum_k \beta_{ik} wp_k$,其中, $i = 1, \dots, N, k = 1, \dots, N-1, \alpha_{ji}$ 表示*i*国或地区在*j*国或地区的出口中所占的比重, β_{ik} 表示*k*($\neq i$ 或*j*)国或地区的出口在*i*国或地区所占的比重,且 $\sum_j \alpha_{ji} = 1, \sum_k \beta_{ik} = 1$ 。问题是,这种方式在针对更细层次(如产业层次)研究的时候却无法应用,因为即使是一位码产业层次的批发价格指数,目前大多数国家都没有提供,我们所能获得的只有按不同分类方法(如HS、SITC、CPC等)统计的分国别、商品的贸易数据。

不过,联合国统计署(UNSD, 2005)经调查发现,各国统计机构使用的贸易指数通常为Laspeyres指数、Paasche指数与Fisher指数三类,它们之间只是适用范围不同,并无好坏之分;另外,依据平均方法的不同,每一类价格指数有算术平均和几何平均两种;进而,依据参照时点的不同,每一种又存在定基(fixed-base)与链式(chained)的区别;几何平均相比算术平均,能考虑产品之间的替代效应,而链式相比定基,能考虑产品的进入与退出。Gaulier et al.(2008)^[27]更具体地提供了不同效用函数与出口价格指数之间的精确(exact)对应关系,具体为:如果效用函数是Leontief形式的,对应的出口价格指数可以是算术平均的Laspeyres指数或Paasche指数;如果效用函数是C-D形式的,对应的价格指数就应该是几何平均的Laspeyres指数或Paasche指数;而如果效用函数是二次项(如超越对数)形式的,精确对应的就应该是Fisher指数。在此基础上,结合UN comtrade、CEPII BACI等数据库,就很容易得到不同分类层次的出口价格指数。由于本文采用的是C-D形式的嵌套效用函数,同时,为了控制出口商品之间的替代效应以及进入退出影响,此处采用与指数理论、贸易理论相一致的、几何平均的链式Laspeyres指数(rpL_t)和Paasche指数(rpP_t),来测算中国和世界其他国家的出口价格指数。此处以中国出口价格指数为例,计算公式为:

$$rpL_t = \prod_{i=1}^t gL_{t/i-1}, rpP_t = \prod_{i=1}^t gP_{t/i-1}, \text{其中, } gL_{t/i-1} = \prod_k \left(\frac{p_{k,i}}{p_{k,i-1}} \right)^{w_{k,i-1}}, gP_{t/i-1} = \prod_k \left(\frac{p_{k,i}}{p_{k,i-1}} \right)^{w_{k,i}},$$

①出口竞争力主要体现在产品 and 市场两个层面,其中,产品层面包括品质和成本,而市场层面包括市场进入、制度、交通运输、贸易设施等。

$w_{k,i} = \frac{p_{k,i} q_{k,i}}{\sum_i p_{k,i} q_{k,i}}$, k 表示某种出口品, $p_{k,i}$ 、 $q_{k,i}$ 分别表示该种商品在 i 期出口价格和出口量。相对出口价格以中国和世界其他国家出口价格指数的商表示。

除此之外,针对本文的估计,利用几何平均的链式 Laspeyres 指数、Paasche 指数公式,具体计算国内外相对出口价格指数时,有几个数据处理方面的问题需要详细说明:第一涉及国际贸易商品分类与国民经济产业分类间的对应。由于国家统计局提供了《国民经济产业分类(GB/T 4754-2002)》与《国际标准产业分类(Rev.3)》的对照表^①,因此这一问题也就转化为了国际贸易商品分类与国际标准产业之间的对应问题。第二,本文利用 UNSD 发布的“Correspondence between HS1996, SITC Rev.3, CPC Ver.1.0, ISIC Rev.3”,建立 HS(1996)与国际标准产业分类(ISIC Rev.3)之间对应关系。第三则涉及异常值的处理,中国海关总署在计算二位码产业层次的出口价格指数时,在其《中国对外贸易指数编制说明》中提出,应根据海关进出口记录,计算出同种商品的价格变异系数,保持最终的样本覆盖率在 70% 以上。此处同样采用价格变异系数作为判定标准,并选择 70% 的覆盖率,与此对应的样本截断点的变异系数为 0.5429。经过上述处理后,本文最后用于计算相对价格指数的 HS(1996)六位码商品为总 5111 种中的 3884 种,对应的 GB(2002)四位码产业为 478 个。

(二) 国内需求压力(ddp)

国内需求压力主要用于测度出口供给能力的大小,以往研究通常采用产能利用率作为对应的变量,因为在外需稳定的情况下,国内需求增加,必然导致产能利用率上升(Dunlevy, 1980 等^[28])。从研究出口方程的角度,产能利用率一般是采用实际值与指数趋势值的商来计算(Rahmaddi and Ichihashi, 2012^[17])。但如前所述,国内需求压力可能正向、也可能负向影响出口。另外,对这一变量还需要注意的是,不能直接采用工业总产值来测算产能利用率。因为,国内需求压力的变动能很好地体现在产能利用变动中的前提是,出口与国内需求压力无关,这自然与我们想要检验的假说相互矛盾;而且,直接利用工业总产值测算产能利用变量,还会使得估计因为方程两端同时出现出口变量而产生联立偏误。所以,此处按 Algieri(2004) 等的方式,从支出角度,利用中国四位码工业总产值减去其出口后的变量来测算产能利用率。

(三) 经济规模(size)

经济规模的表征变量较为简单,根据 Eaton and Kortum(2002)、Chaney(2008) 的假设,本文采用国内生产总值来测度。以经济规模增大表示的企业数量增加,可能会加大产业内的竞争,提高生产效率。因此,我们预计经济规模对出口的影响为正。

(四) 数据来源

本文 2003-2014 年中国四位码工业产业工业总产值、出口交货值和国内生产总值,分别

①国家统计局(2008)提供的《国民经济产业分类注释》中,建立了国民经济每一个产业小类与 ISIC(Rev. 3)最细一层分类的对应关系。由于我国的产业分类比 ISIC(Rev.3)要细,所以多数情况是中国的几个小类对应联合国的一个小类。但是,该标准中也存在一个国民经济产业小类对应多个 ISIC 小类的情况,涉及 22 个四位码国民经济产业(备案)。针对这类情况,《国民经济产业分类注释》明确提出,新标准中凡有类似的情况,虽然一律标明其所应对应的 ISIC(Rev.3)产业代码及名称,但在数据转换时,应以列在第一位的产业为准。

来自中国统计数据应用支持系统里“年度数据”的“工业产业子类”和“宏观全国子类”;2002-2014 年六位码 HS(1996)分类的世界各国商品贸易数据来自 CEPII BACI 数据库;2003-2014 年计算世界收入的 200 个国家和地区的 GDP^①、中国出口到世界各国或地区的贸易占比分别来自 IMF 的 DOT 和 IFS 数据库;最后,本文之所以将研究起始设定为 2003 年,主要是因为之前年份四位码工业产业的部分数据存在很严重的缺失。

五、计量结果及说明

与计量方程(7)、(8)式一致,本部分的实证处理也包括两个层次,表 1、表 2 分别提供了对应的实证结果。这之中,所有设定的 AR(1)、AR(2)检验都表明,各估计的残差序列均存在显著的 1 阶自相关,但不存在 2 阶自相关,再加上 Wald 统计量的 p 值,这意味着各模型设定总体上是可取的。进一步,由判断整个工具变量有效性的 Hansen 检验以及判断 GMM 类工具变量子集有效性的 Diff-in-Hansen 检验结果可知,各估计工具变量的构造总体上均是有效的,后面不再逐一说明。

(一)内外需、相对出口价格和经济规模对出口的影响

表 1 中所有设定都显示,尽管出口滞后项至少在 10%的置信水平下对出口具有显著的正向影响,但影响程度均非常有限,最大也不过是 0.3805(设定(1)),这表明我国行业层面出口增长的稳定性并不强。表 1 设定(2)给出了传统出口需求方程的估计结果,其中,外需对出口的影响弹性为 1.1516,具有 1%的统计显著性,相对出口价格对出口的影响弹性为-0.6315,在 10%的置信水平下显著。表 1 设定(3)给出了出口决定方程的估计结果,其中,内需压力弹性为 6.9850,虽然只在 15%的置信水平下显著,但是在加入反映供给面的内需压力指标后,出口收入弹性增加为 1.2591,同样具有 1%的统计显著性,出口价格弹性则变为-0.9879,也是在 10%的置信水平下显著。显然,遗漏内需压力变量,会在一定程度上低估出口的收入和价格弹性。如果按 Chaney(2008)等的处理,即仅仅考虑经济规模的影响,同样可以发现,传统出口需求方程存在低估收入弹性和价格弹性的问题,但相比于表 1 设定(3),表 1 设定(4)显示的收入弹性低估程度会更大;而且,值得特别关注的是,此时,经济规模对出口的影响在 1%的置信水平下显著为负,和我们的预期完全相反。

与(7)式的逻辑一致,除外需和相对出口价格外,表 1 设定(5)在同时控制了经济规模与内需压力后,得到的收入弹性为 3.5845,具有 1%的统计显著性,比表 1 设定(3)的高,但比表 1 设定(4)的略低;价格弹性为-0.9580,大小虽然与表 1 设定(3)-(4)的结果类似,但仅在 15%的置信水平下显著;内需压力弹性增加为 9.9105,远远大于国外收入对出口的促进作用,且在 5%的置信水平下显著;经济规模弹性的绝对值下降为 1.6758,在 5%的置信水平下仍然对出口有显著的负影响。

上述估计结果在面临内外部冲击的情况下,是否能保持稳健呢?比如,2005 年 7 月,中国开始人民币汇率改革,人民币相对美元及其他货币开始升值,此举可能压缩了国内出口企业的利润空间。我们采用较为简单的方式处理汇改的可能影响,与表 1 设定(5)的全样本对应,设

①具体国别和地区名备案。

定(6)、(7)分别采用了汇改前后,即 2003-2005 和 2006-2014 年间的样本。另外,2008 年的金融危机导致全球贸易急剧下降,但在 2009 年初又迅速恢复到危机前水平(Levchenko, et al., 2010^[29])。在设定(7)的基础上,我们通过加入 D_{08} 哑变量(2008 年取 0,其余年份取 1)来控制这一外部冲击。经过处理之后的结果显示,2008 年的金融危机确实对我国出口贸易增长产生了显著的不利影响(-0.5476),同时相对出口价格的影响不再显著了。但汇改和金融危机都没有改变设定(5)的基本结论,收入弹性和价格弹性的大小和符号并没有因样本的不同而产生明显变化;而且,汇改还增强了我国出口增长的稳定性。但最需关注的是,表 1 设定(5)-(8)的结果同样显示,至少在 15%的置信水平下,内需压力对出口的影响显著为正,其影响依旧远大于外需的作用;经济规模仍然是至少在 5%的置信水平下对出口产生着抑制作用。这表明,内需压力假说在我国并不成立,同时,经济规模对出口的影响也完全不同于我们通常的判断。下面,我们利用更一般形式的出口方程对上述估计结果作进一步的分析说明。

表 1 内外需、相对出口价格和经济规模对出口的影响

样本区间	(1) 2003-2014	(2) 2003-2014	(3) 2003-2014	(4) 2003-2014	(5) 2003-2014	(6) 2003-2005	(7) 2006-2014	(8) 2006-2014
x(-1)	0.3805 * (0.1950)	0.3210 * * (0.1550)	0.2545 * (0.1387)	0.2718 * * (0.1085)	0.2291 * (0.1345)	0.1836 * (0.1051)	0.2544 * (0.1387)	0.2241 * (0.1318)
Y *	1.0510 * * (0.3258)	1.1516 * * * (0.2563)	1.2591 * * * (0.2343)	4.1147 * * * (0.5623)	3.5845 * * * (0.5224)	3.3354 * * * (0.4203)	3.7586 * * * (0.5893)	3.5702 * * * (0.5561)
rpL		-0.6315 * (0.3651)	-0.9879 * (0.5779)	-0.9442 * * (0.4421)	-0.9580# (0.6556)	-0.7531 * * (0.3710)	-0.9880 * (0.5779)	-1.0029 (0.8876)
ddp			6.9850# (4.5221)		9.9105 * * (3.8189)	8.1795 * * (3.2994)	6.9850# (4.5221)	8.5756 * (4.4889)
size				-2.1322 * * * (0.5156)	-1.6758 * * (0.5113)	-1.4197 * * * (0.3939)	-1.8412 * * (0.5763)	-1.6657 * * (0.5246)
D_{08} 哑变量								-0.5476 * * (0.2521)
ar(1)	0.015	0.008	0.012	0.001	0.015	0.020	0.025	0.012
ar(2)	0.805	0.737	0.637	0.728	0.602	0.697	0.837	0.624
Hansen	0.544	0.465	0.444	0.484	0.338	0.222	0.385	0.416
Diff-in-Hansen	0.971	0.626	0.419	0.983	0.302	0.386	0.214	0.313
P(Wald 统计量)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
obs	5746	5746	5746	5746	5746	2434	3390	3912

注: * * *、* *、*和#分别表示在 1%、5%、10%和 15%的水平上显著,括号内为稳健标准差;结果由 STATA11 的 xtabond2 命令给出。

(二) 内需压力、经济规模影响出口的具体机制

表 1 的结果初步表明了,如果不控制经济规模与国内需求压力,必然会导致收入弹性和价格弹性的低估,这说明经济规模、内需压力与国外收入、相对出口价格之间肯定具有内在的联系。因此,按式(8)的逻辑,需要在出口方程中加入经济规模、内需压力与国外收入、相对出口价格之间的交叉项。我们处理(8)式的基本程序分三步,第一步是加入内需压力与外需、相对出口价格之间的交叉项,第二步是加入经济规模与外需、相对出口价格之间的交叉项,第三步是加入所有的交叉项。在每一个过程当中,为克服多重共线性问题的影响,我们剔除了与加入交叉项相关程度较高的原有解释变量,比如,在加入 $ddp \times rpL$ 项时就剔除了 ddp 的影响等。最后,与表 1 类似,在每一步中,利用不同时间段的样本对原有结果进行了检验。

表 2

包含交叉项的出口方程

样本区间	(1) 2003-2014	(2) 2006-2014	(3) 2006-2014	(4) 2003-2014	(5) 2006-2014	(6) 2006-2014	(7) 2003-2014	(8) 2006-2014
x(-1)	0.2486 ** (0.1239)	0.3172 * (0.1924)	0.3197 ** (0.1279)	0.3081 ** (0.1392)	0.2546 * (0.1387)	0.1977 ** (0.0942)	0.3077 ** (0.1394)	0.2483 ** (0.1168)
Y *	3.5798 *** (0.6560)	3.5836 ** (1.2979)	3.7756 *** (0.6215)					
rpL	-0.7893 * (0.4771)	-1.1516 ** (0.5829)	-0.8682 # (0.6069)					
size	-1.7009 ** (0.6128)	-1.7879 # (1.1718)	-1.9379 ** (0.5901)	-1.7184 ** (0.5596)	-1.7016 ** (0.5549)	-1.6083 *** (0.4552)	-1.7267 ** (0.5598)	-1.7799 ** (0.5204)
ddp				10.374 ** (4.4051)	6.9881 # (4.5214)	4.4029 (4.7984)		
ddp×rpL	9.9446 (12.455)							
ddp×Y *	1.1920 # (0.7789)	2.2557 * (1.3120)	1.0009 ** (0.4685)				1.2172 ** (0.4723)	1.2546 ** (0.5213)
size×rpL				-0.0697 * (0.0383)	-0.0836 * (0.0489)	-0.0923 # (0.0644)	-0.0698 * (0.0380)	-0.0846 # (0.0569)
size×Y *				0.2970 *** (0.0479)	0.3023 *** (0.0473)	0.2983 *** (0.0425)	0.2980 *** (0.0479)	0.3116 *** (0.0457)
D ₀₈ 哑变量			-0.3967 # (0.2798)			-0.4317 * (0.2402)		-0.7867 ** (0.2545)
ar(1)	0.008	0.020	0.009	0.004	0.025	0.003	0.004	0.022
ar(2)	0.647	0.669	0.604	0.692	0.841	0.575	0.693	0.704
Hansen	0.405	0.698	0.863	0.865	0.385	0.498	0.868	0.318
Diff-in-Hansen	0.397	0.873	0.891	0.832	0.214	0.764	0.833	0.487
P(Wald 统计量)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
obs	5746	3390	2912	3346	3390	2912	3346	2912

注：***、**、*和#分别表示在 1%、5%、10%和 15%的水平上显著,括号内为稳健标准差;结果由 STATA11 的 xtabond2 命令给出;由于变化不大,表 2 省略了 2003-2005 年间的估计结果以适应表格容量。

表 2 设定(1)在加入 ddp×rpL、ddp×Y*后,除了出口价格弹性变为-0.7893 之外,其他核心解释变量的弹性基本没有变化,其中,出口滞后项的系数仍然较低,为 0.2468;国外收入弹性为 3.5798,具有 1%的统计显著性;经济规模的弹性为-1.7009,在 5%的置信水平下显著。由于相对出口价格以递减表示出口竞争力增强,ddp×rpL 项的系数为正,但并不显著,说明国内需求压力增加,在部分占用以往企业用于出口的生产要素和规模经济的共同作用下,虽一定程度上推高了相对出口价格,但这一影响,尚不足以明显抑制我国工业行业的出口;ddp×Y*的系数为 1.192,并在 15%的置信水平下显著,这进一步说明,中国内需压力增加,会通过投资、工业和进口扩张等方式影响外需,内需压力对出口的促进作用,本质上是通过对外需的带动实现的,我们不妨将之称为“内需压力新假说”。事实上,这一新假说表明,中国经济在世界经济中的重要性日益凸显,对其他国家来说,离开了与中国的合作,就会失去一个让其本国经济再发展的最好机会。表 2 设定(2)、(3)剔除了不显著的 ddp×rpL 项,整体来看,无论是采用汇改以后的数据样本,还是汇改后且控制金融危机的数据样本,收入弹性和经济规模弹性都具有非常好的稳健性,出口价格弹性始终为负,且至少具有 15%的统计显著性,ddp×Y* 项的估计参数始终为正,其显著性也越来越强。

表2设定(4)–(6)控制了 $\text{size} \times \text{rpL}$ 、 $\text{size} \times Y^*$ 。同样,由于相对出口价格以递减表示出口竞争力增强, $\text{size} \times \text{rpL}$ 项的系数始终为负,表明我国经济规模的扩张,有效降低了生产与交易成本,且至少在 15% 的置信水平下,通过提高出口竞争力的方式促进了出口的增长;同时, $\text{size} \times Y^*$ 项的参数始终为正,且全部具有 1% 的统计显著性,表明我国经济规模的扩张也可以通过对外需的带动,间接促进我国工业行业出口的增长。但是,与表2设定(1)–(3)揭示的,内需压力对出口的影响,本质上是内需压力通过带动外需间接产生的结论不同,表2设定(4)–(8)尽管控制了 $\text{ddp} \times Y^*$ 、 $\text{size} \times \text{rpL}$ 、 $\text{size} \times Y^*$ 的影响,但是经济规模本身对出口的影响仍始终显著为负。

在我国,与 Eaton and Kortum (2002)、Chaney (2008) 的思想,即对任意产业,假定潜在进入企业的数量与经济规模成正比相对应的事实是,2004 年 7 月施行的《中华人民共和国对外贸易法》将外贸经营权管理由审批制改为备案登记制,取消了外贸经营权的门槛限制,并将对外贸易经营者的范围扩大到个人。我们认为,经济规模本身对出口显著的反向影响,其原因可能主要来自三个方面:第一,企业数量增加会形成针对生产要素的竞争,产生较大规模企业的可能性也会相应降低,而相比大规模企业,小规模企业通常在出口市场影响力、产品差异化、出口价格决定、品牌效应和消费者锁定等方面都不占优势;第二,企业数量增加一方面会抬高投入要素的价格,另一方面会降低出口品的价格,导致出口企业的边际利润下降,维持企业出口的生产率临界水平上升,从而挤出了大量出口企业;第三,中国的小企业普遍面临更强的金融约束和更高的信用成本,强烈的出口动机可能迫使他们采用更为激进的市场或非市场竞争手段,由此引致的、日益频繁的贸易摩擦进一步抑制了出口的增长。

七、结论及政策启示

在中国已经连续多年成为世界最大出口国的前提下,出口如何继续保持较快增长? 本文在不同产业内部企业生产率服从 Pareto 分布的假设下,通过纳入可变价格加成,以及潜在企业针对不同产业的进入选择,从一般均衡的角度,严格推导了便于处理的出口决定方程,并基于 2003–2014 年 HS 产品分类六位码和中国工业产业四位码层次的数据,系统分析了内外需、经济规模和竞争力对我国出口的影响及具体机制。主要结论有:(1)“内需压力假说”在中国并不成立,扩内需与促出口之间并不矛盾,而且,我国出口的国内需求弹性远远大于外需弹性,内需压力对出口的促进作用,本质上是通过带动外需实现的;(2)国内需求压力增加,在挤占以往用于出口的生产要素与规模经济等的共同作用下,虽然一定程度上推高了相对出口价格,但这一途径并不足以对我国工业产业出口产生明显的负向影响。

本文结论具有明确的政策启示。首先,以往我国促进出口增长的、可操作的具体政策,多集中在提高贸易便利化水平、做好出口退税和服务等方面,事实上,这些措施的本质仍然是立足于减少企业的生产和出口成本,降低出口企业的相对出口价格,增强出口竞争力。其结果是,很容易形成出口价格下降、贸易摩擦加剧、继续降低出口价格的循环。与此相对,未来在全球经济增长依然乏力、同时针对出口相对价格的政策调整空间日渐缩小的情况下,应该更加关注促出口与扩内需、调结构政策的协调配合。其次,我们强调出口和进口并重,实行进出口基本平衡的政策,其立意应该是提高进口便利化水平,拓宽进口渠道,增加能源原材料、先进设备、关键零部件和消费品进口,通过“以进促出”使进口由“为出而进”的扭曲状态向常态回

归。再次,切实保障国内生产投入要素价格基本平稳,竭力降低国内需求压力增加对相对出口价格的不利影响。最后,应将大幅提高行业准入门槛与推进企业兼并重组相结合,下决心淘汰一批落后产能,防止重复建设和落后产能盲目扩张,规范出口市场竞争秩序,实现互利共赢。

参考文献:

- [1] Berman, Nicholas, Antoine Berthou, and Jérôme Héricourt. Export Dynamics and Sales at Home. CEPR Working Paper 8684, 2011.
- [2] Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum. Technology, geography, and trade. *Econometrica* 70.5 (2002): 1741–1779.
- [3] Chaney, Thomas. Distorted gravity: the intensive and extensive margins of international trade. *The American Economic Review* 98.4 (2008): 1707–1721.
- [4] 高凌云,程敏.出口贸易弹性:评判性回溯与未来方向[J].世界经济,2013,(05).
- [5] Melitz, Marc J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica* 71.6 (2003): 1695–1725.
- [6] 张杰,刘志彪,张少军.制度扭曲与中国本土企业的扩张[J].世界经济,2008,(10).
- [7] 朱希伟,金祥荣,罗德明.国内市场分割与中国的出口贸易扩张[J].经济研究,2005,(12).
- [8] 张杰,张培丽,黄泰岩.市场分割推动了中国企业出口吗[J].经济研究,2010,(08).
- [9] Bernard, Andrew B., and J. Bradford Jensen. Why some firms export. *The review of economics and statistics* 86.2 (2004): 561–569.
- [10] Martincus, Christian Volpe, and Jerónimo Carballo. Is export promotion effective in developing countries? Firm-level evidence on the intensive and the extensive margins of exports. *Journal of International Economics* 76.1 (2008): 89–106.
- [11] Bougheas, Spiros, Panicos O. Demetriades, and Edgar LW Morgenroth. Infrastructure, transport costs and trade. *Journal of International Economics* 47.1 (1999): 169–189.
- [12] Edwards, Lawrence, and Martin Odendaal. Infrastructure, Transport Costs and Trade: A New Approach. (2008).
- [13] Yeaple, Stephen Ross. The complex integration strategies of multinationals and cross-country dependencies in the structure of foreign direct investment. *Journal of International Economics* 60.2 (2003): 293–314.
- [14] Greenaway, David, and Richard Kneller. Exporting, productivity and agglomeration. *European economic review* 52.5 (2008): 919–939.
- [15] Roberts, Mark J., and James R. Tybout. The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs. *The American Economic Review* (1997): 545–564.
- [16] Vannooenberghe, Gonzague. Firm-level volatility and exports. *Journal of International Economics* 86.1 (2012): 57–67.
- [17] Rahmaddi, Rudy, and Masaru Ichihashi. How do foreign and domestic demand affect exports performance? An econometric investigation of Indonesia's exports. *Modern Economy* 3.01 (2012): 32.
- [18] Krugman, Paul. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review* 70.5 (1980): 950–959.
- [19] Helpman, Elhanan, Marc Melitz, and Yona Rubinstein. Trading partners and trading volumes. mimeo,

Harvard University, 2004.

[20] Dunne, Timothy, Mark J. Roberts, and Larry Samuelson. The growth and failure of US manufacturing plants. *The Quarterly Journal of Economics* 104.4 (1989): 671–698.

[21] Blundell, Richard, and Stephen Bond. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics* 87.1 (1998): 115–143.

[22] Windmeijer, Frank. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of econometrics* 126.1 (2005): 25–51.

[23] 高凌云. 中国的出口决定方程——理论与基于国别的经验估计[J]. *经济与管理评论*, 2015, (03).

[24] Goldstein, Morris, and Mohsin S. Khan. Income and price effects in foreign trade. *Handbook of international economics* 2 (1985): 1041–1105.

[25] Anderson, James E., and Eric Van Wincoop. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. *the american economic review* 93.1 (2003): 170–192.

[26] Algieri, Bernardina. Price and income elasticities of Russian exports. *The European Journal of Comparative Economics* 1.2 (2004): 175–193.

[27] Gaulier, Guillaume, et al. BACI: A World Database of International Trade Analysis at the Product-level. CEPII Working Paper, 2008.

[28] Dunlevy, James A. A test of the capacity pressure hypothesis within a simultaneous equations model of export performance. *The Review of Economics and Statistics* (1980): 131–135.

[29] Levchenko, Andrei A., Logan T. Lewis, and Linda L. Tesar. The collapse of international trade during the 2008 – 09 crisis: in search of the smoking gun. *IMF Economic review* 58.2 (2010): 214–253.

(责任编辑:刘 军)

Domestic Demand Pressure, Scale of Economy and Sustainable Growth of China's Export

GAO Lingyun

(*Institute of World Economy and Politics, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100732, China*)

Abstract: Is it possible to enlarge domestic demand and promote export at the same time? Under the assumption of Pareto distribution in different industries, this paper includes the variable price markup and the entry of potential enterprises for different industries and systematically analyzes the role of internal and external demand, economic scale and competitiveness in China's export growth and its influencing mechanism based on 6-digit HS and 4-digit industry data from 2003 to 2014. The results show that the hypothesis of domestic demand pressure is not supported in China and the domestic demand elasticity of China's export is much greater than the elasticity of foreign demand. The increase of domestic demand pressure is not yet sufficient to significantly curb exports although it partly occupies the previous production elements used for exports, and the effect of domestic demand pressure on export is essentially realized through driving foreign demand. And the expansion of economic scale is not conducive to export. Therefore, while adhering to the promotion of the competitiveness of our export products in the future, we should pay more attention to the important role of domestic demand and market structure adjustment in promoting export.

Key Words: Hypothesis of domestic demand pressure; Scale of economy; Export