

出口产品结构与国内需求结构的背离：成因及影响*

易先忠¹ 包群² 侯俊³ 张亚斌⁴

(1.南京审计大学 经济与贸易学院, 南京, 211815

2.南开大学 经济学院, 天津, 300071

3.牛津大学 国际发展系, Oxford, UK, OX1 3TB

4.湖南大学 经济与贸易学院, 长沙, 410007)

内容提要：出口与内需的背离程度反映了出口依托于国内需求的程度，根植于外贸优势来源的差异。文章基于ISIC四分位产业数据，测算了51个国家出口与内需的结构背离度，在“制度环境——结构背离——出口升级”的框架中讨论结构背离的成因及对出口升级的影响。研究发现：（1）结构背离随着要素禀赋优势弱化而降低，产品内分工与结构背离呈现“U型”关系，说明产品内分工不一定必然导致较高的结构背离度，同时制度环境不完善导致的“内需引致出口”功能缺位也是结构背离的重要原因；（2）出口与内需的结构背离对小国出口升级没有显著影响，但会使大国的出口升级失去国内需求这一重要的优势来源，从而抑制大国的出口升级。本文研究的重要启示是，随着要素优势的逐渐削弱，通过构建“内需引致出口”的制度环境，形成依托国内大市场的“内需驱动型”贸易模式，对于中国这类大国的外贸转型升级具有深远意义。

关键词：国内需求；出口结构；制度环境；国家规模

一、引言

中国出口没有依托国内需求及产业结构的外贸发展模式一直备受关注（如尹翔硕,1997；朱希伟等, 2005；王海兰和崔日明, 2010；袁欣, 2010；吴振宇, 2013），被称为“中国贸易结构与产业结构发展的悖论”（张曙霄和张磊, 2013）。因为一般性理论逻辑推论是：一个国家需求结构与产业结构在经济均衡时是一致的，而出口产品结构是产业结构在空间上的扩展，是一种“镜像”与“原像”的关系，所以出口产品结构与国内需求结构及产业结构应当一致（尹翔硕,1997；张亚斌,2010；袁欣,2010；张曙霄和张磊,2013）。并且无论是基于Linder（1961）的相互需求理论，还是Weder(1996)的国内需求与贸易模式理论、以及Krugman(1980)和Helpman & Krugman(1985)等人的本土市场效应理论等，一个国家出口的产品应该是本国需求和产生较多的产品，由此引申出“出口产品结构与国内需求及生产结构相匹配”的理论预期。但中国出口贸易背离这一逻辑推论和经典贸易理论预期，其出口产品结构与国内需求及产业结构存在高度背离（尹翔硕, 1997；袁欣, 2010；张曙霄和张磊, 2013）^①。出口产品结构与国内需求结构的匹配是一个国家经济运行的核心问题——产业结构与需求结构相

* 感谢与佟家栋、欧阳晓、李坤望、向洪金、孙文远、柯善咨、傅元海、魏浩、任志成、孙志宇、刘智勇、洪联英、赵大平、李陈华、刘霞辉以及牛津大学傅晓岚教授的有益讨论，文责自负。本文是国家社会科学基金项目“依托国内市场促进大国外贸发展方式转变机制研究”（11BJL053）和国家社科基金重大项目“发展中大国经济发展道路研究”的阶段成果。

① 尹翔硕（1997）最早提出中国出口制成品结构与制造业生产结构不一致的问题。由于国内生产结构是国内需求结构的反映，所以出口结构背离生产结构的实质是出口结构与国内需求结构的背离。并且注重国内市场的经典贸易理论（Linder,1961;Weder,1996;Krugman,1980;Helpman and Krugman,1985)都有“出口产品结构与国内需求结构相匹配”的理论预期，故而本文提出“出口产品结构与国内需求结构的背离”（结构背离）这一概念。

匹配的反映。出口产品结构与国内需求结构及产业结构不匹配不仅会导致产业结构调整困难（沈利生，2011），也是经济低迷的重要原因（吴振宇，2013），还是出口难以转内销的根源（张昊，2014），更是中国产业结构和贸易结构无法良性互动与快速升级的根本原因（张曙霄和张磊，2013）。同时，在中国经济新常态下，“立足国内市场，重视国内国际经济联动效应”，有效推进“内外贸一体化”和“国际国内市场深度融合”（“十三五”规划建议）成为“构建开放型经济新体制”的重要内涵，这使得中国出口没有依托国内需求及产业结构的问题更加凸显。那么，这就需要探究中国出口结构脱离国内需求及产业结构这一“中国特色现象”背后的一般性规律。为此，本文以国际经验的视角，重点解决两个问题：出口产品结构与国内需求结构背离的一般性原因是什么？结构背离影响了对外贸易发展的核心——出口升级吗？

诚然，出口产品结构与国内需求结构的背离可能来源于两类“自然性分工背离”：由产品内分工和基于要素禀赋比较优势的专业化分工所导致的结构背离。正如不少学者批评的那样，中国大量“两头在外”的加工贸易使中国对外贸易结构呈现超前发展的虚幻性，导致了对外贸易结构的“镜像”并不反映产业结构的“原像”（如袁欣，2010）。产品内分工的深化使得一国在全球生产网络中专业化于某一生产环节，从而可能使得出口产品并不是国内需求的产品。但占全球贸易60%以上的加工贸易是全球产品内分工深化的一般性现象（裴长洪，2008），并不是中国特有的现象。并且由产品内分工导致的“自然性分工背离”反映了一国融入全球生产网络的程度，并不一定对经济发展具有总体的负面影响。如加工贸易在解决就业、促进外贸增长等方面发挥了不可替代的重要作（裴长洪，2008；闫国庆等，2009）。再者，融入产品内国际分工通过迫使参与国改善基础设施和制度质量以及获得技术溢出等途径，促进参与国产业供给能力提升和产业结构升级（如Gereffi, 1999; Henderson, et al., 2002; Llyod, 2004; 戴翔和金碚，2014），从而也可能缓解由国内产业结构单一导致的出口产品结构与国内需求结构背离。同样，基于要素禀赋比较优势的专业化国际分工也可能会使得一国的出口产品结构主要集中在少数几种产品上，从而导致出口产品结构与国内需求结构的较高背离度。但这种基于要素禀赋比较优势的专业化分工导致的结构背离，主要随着要素禀赋内生演进而转化。况且，我们并不能因为这种较高的结构背离而放弃对比较优势的利用。^①

出口产品结构与国内需求结构的背离另一个可能来源是国内制度环境的不完善。注重国内市场的经典贸易理论是基于国内制度完善的隐含假设（易先忠等，2014），完善的国内制度环境下，本土企业可依托国内需求顺利实现规模经济和技术创新，从而使得国内需求较大的产品也能成为出口产品，使得一国的出口结构与国内的需求结构基本匹配。但制度不完善导致的市场分割（朱希伟和金祥荣，2005；张杰等，2010）、要素扭曲（施炳展和冼国明，2012）等，使得本土企业无法依托国内需求实现规模经济和技术创新，国内需求无法成为本土企业出口的优势来源，导致出口结构与需求结构的背离。尽管国内制度作为一种新型比较优势来源对贸易模式的深刻影响已得到广泛认可（Nunn and Trefler, 2013；邱斌等，2014），大量研究论证了国内制度通过影响投资（Nunn, 2007）、企业的技术选择（张杰等，2008；Feenstra et al., 2012）、劳动力雇佣成本（Cunat and Melitz, 2012）和搜寻成本（Helpman and Itzhoki, 2010）以及融资的可获得性（Manova, 2013）等途径影响一国贸易结构。但国内制度通过影响出口产品结构与国内需求结构的背离进而影响贸易结构的机制迄今仍然没有被关注。

同时，在“出口什么比出口多少更为重要”的共识下（Hausman et al., 2007; Rodrik, 2006），联合国工发组织（UNIDO）、联合国贸发会议（UNCTAD）、世贸组织（WTO）等主要发展机构启动了多项技术和能力建设方案，帮助发展中国家实现以出口技术含量提升和出口产品多元化为核心的出口升级（Export Upgrading）。围绕出口升级的决定因素的研究也大量展开，主要集中在要素禀赋、制度特征、FDI、加工贸易、人力资本、企业所有权（如Schott, 2008; Xu & Lu, 2009; Shujin & Fu, 2013；

^① 以国外需求为导向的加工贸易被认为是中国贸易结构与产业结构背离的重要原因（袁欣，2010；张曙霄、张磊，2013），但即便如此，我们并不能因此放弃对加工贸易的利用（裴长洪，2008，2009；闫国庆等，2009）。这就需要探究更深层次的原因，并使得政府政策可以有所作为。

Amighinia and Sanfilippo, 2014)以及基础设施(王永进等, 2010)和产品内分工(戴翔和金碚, 2014)等方面。但国内需求对贸易模式的重要性无论在Linder(1961)的相互需求理论、还是Weder(1996)的国内需求与贸易模式理论、以及在Helpman & Krugman(1985)本地市场效应理论都得到充分论证。那么, 一国出口产品结构与国内需求结构的背离也可能抑制国内市场需求的作用, 对一国出口升级产生影响。

鉴于此, 本文以中国出口贸易没有依托国内市场需求“中国特色现象”为出发点, 从国际经验视角, 探究出口产品结构与国内需求结构背离的原因及效应的一般性规律。我们认为: 要素禀赋比较优势、产品内分工和本地市场效应是外贸发展的三种基本驱动力, 依托要素禀赋比较优势和深度依赖全球产品内分工的外贸发展模式会使结构背离成为常态, 而由于国内制度环境不完善抑制本地市场效应而导致的结构背离是需要重点矫正、也是可以矫正的结构背离。同时, 国家规模决定了一个国家对国际市场的依赖程度和国内市场的重要性, 结构背离使得一个国家——特别是拥有较大国内市场的大国——出口升级失去国内需求的支撑力。所以, 相对小国而言, 大国更有必要通过完善制度环境降低结构背离、形成依托国内大市场的“内需驱动型”外贸发展模式。本文主要贡献在于: (1) 提出“出口产品结构与国内需求结构背离”(结构背离)的概念, 并基于Linder(1961)和Helpman & Krugman(1985)的经典贸易理论, 采用联合国工业发展组织(UNIDO) ISIC四分位制造业数据, 首次测算了51个国家出口产品结构与国内需求结构的背离度。(2) 基于典型经验事实, 构建了“国内制度——结构背离——出口升级”分析框架, 阐释并检验了国内制度环境通过影响结构背离进而影响出口升级逻辑机理。(3) 研究发现了结构背离对小国出口升级(高技术产品出口比例提升、出口产品技术复杂度提升和出口产品多元化)没有显著影响, 但对大国却有显著的抑制效应。这为大国走“内需驱动型”外贸发展道路提供了有力的理论与证据支撑。

二、结构背离度测算与典型事实

(一) 出口产品结构与国内需求结构背离度测算

注重国内市场的经典贸易理论(Linder, 1961; Weder, 1996; Krugman, 1980; Helpman and Krugman, 1985)认为, 国内需求对一国贸易模式具有重要的影响。如Linder(1961)的重叠需求理论认为, 一国出口本国需求较大的“代表性产品”。本地市场效应理论也认为, 对于规模报酬递增的行业, 国内市场需求规模大的国家, 则其出口份额也将成比例扩大(Krugman, 1980; Helpman and Krugman, 1985)。那么, 国内需求较大的产品其出口也较多, 而国内需求较少的产品则出口较少或者需要进口。依据国内需求影响贸易模式的理论预期, 可构建出口产品结构与国内需求结构的背离度指数, 即(1)式。背离度的绝对值越大, 说明一国的出口产品结构与国内需求结构的相关性越弱, 出口依托于国内需求的程度越低; 反之相反。^① 实质上, 公式(1)度量的结构背离是一国出口依托于国内需求的反映, 反映了本地市场效应的发挥程度。但由于本地市场效应只是驱动外贸发展的动力之一, 而要素禀赋比较优势和产品内分工驱动的外贸发展会导致“自然性分工背离”, 因此结构背离在任何一个国家都应该一定程度存在。

$$diva = \sum_{i=1}^n \left| \frac{con_i}{\sum_{i=1}^n con_i} - \frac{ex_i}{\sum_{i=1}^n ex_i} \right| \times 100 \quad (1)$$

^① 对本文结构背离测度的科学性一个可能的质疑是: 基于资源禀赋的比较优势来实行专业化分工, 可能有较高的背离度, 因此本文测度的结构背离可能恰恰是遵循比较优势原理的体现, 而非真正的需要矫正的背离。对此, 我们的回应是: (1) 正如在引言部分指出的那样, 我们并不否定此类“自然性分工背离”的存在, 但我们也不能因为这类背离的存在而放弃对比较优势和加工贸易的利用; (2) 在计算背离度过程中尽量规避了资源禀赋的影响, 并在实证检验时反映资源禀赋比较优势的影响, 详细见第四部分的“结构背离的影响要素、模型与数据”。

其中, $diva$ 为出口产品结构与国内需求结构的背离度, con_i 表示这个国家产业 i 的国内消费额, ex_i 表示这个国家产业 i 的出口额, n 代表产业总数。^① 采用联合国工业发展组织 (UNIDO) 四分位国际标准产业分类 (ISIC) 数据, 首次测算了51个国家制造业出口产品结构与国内需求结构的背离度, 数据来源于联合国工业发展组织 (2013) 的工业需求供给平衡数据库。其中需求数据为每一产业的国内消费量 (Apparent Consumption), 包括由国内生产和进口的产品。按照ISIC四分位分类标准, 共有127个制造业, 其中烟草产品 (ISIC: 1600) 主要在国内销售, 出口量少, 而成品油 (ISIC: 2320) 和基本钢铁 (ISIC: 2710) 受到国家资源禀赋影响程度大, 这三类产品不能客观反映一国出口产品依托国内市场的程度, 故而剔除这三个产业。51个国家出口产品结构与国内需求结构的背离度测算共涉及到135904条出口与国内需求数据。^②

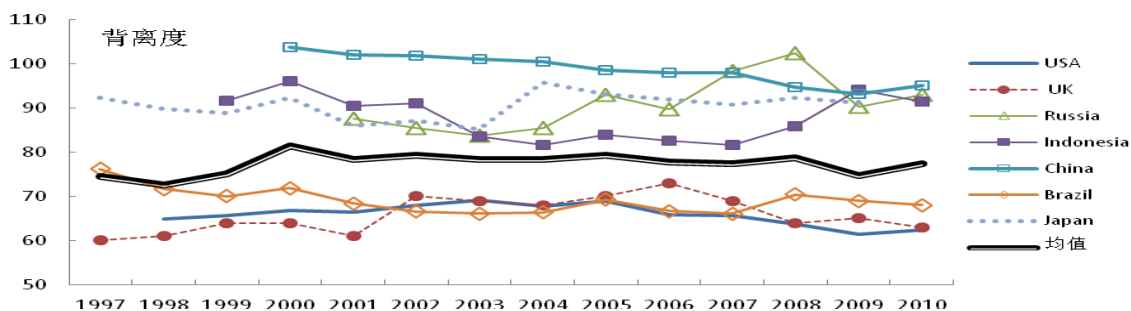


图1 代表性国家制造业出口产品结构与国内需求结构的背离程度

图1给出了代表性国家出口产品结构与国内需求结构的背离程度。首先, 无论世界平均水平还是各国的趋势图, 都表明出口产品结构与国内需求结构的背离度具有较强的粘性, 在1997年—2010年都没有大的变化。并没有出现我们的一般性预期: 在全球生产网络加深的条件下, 背离度不断增大。^③ 其次, 一般而言, 发达国家的背离度低于发展中国家, 如中国、俄罗斯联邦、印度尼西亚、巴西等发展中国家的背离普遍高于美国和英国。^④

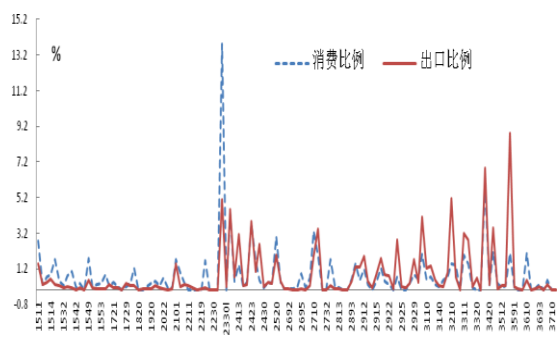


图2 2010年美国出口产品结构与国内需求结构

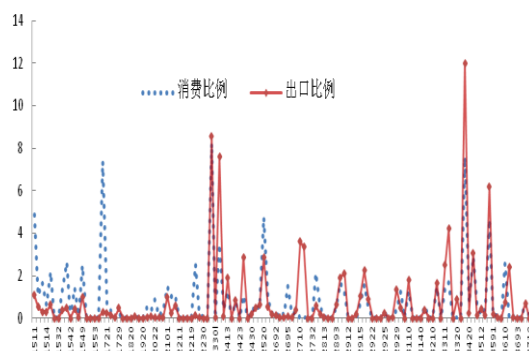


图3 2010年印度出口产品结构与国内需求结构

① 以各产业的均值计算背离度是否更为科学? 我们计算了两套背离度数据, 另一套背离度以各个产业的均值计算。并在后文中同时运用了这两套数据进行基本事实分析和计量检验, 结果并没有显著差异。通过比较这两套背离度数据, 我们发现以总和计算的背离度比以均值计算的背离度更加科学, 因为: (1) 由于基于资源禀赋比较优势的专业化国际分工可能使得一国的出口产品结构比较集中, 以产业均值计算的背离度会低估一国的总体背离度; (2) 由于国内消费的数据在有些国家的某些产业不完全, 而各个产业的消费又是客观存在的, 以产业均值计算的背离度大大高估了这些国家的背离度。故而本文采用以总和计算的背离度。为了研究的严谨性, 附录1给出了以均值计算的背离度的典型事实分析, 见“附录1: 以产业均值计算的背离度的典型事实”。

② 在 United Nations Industrial Development Organization: Industrial Demand Supply Balance Database 中, 能同时获得出口数据与国内消费数据的只有51个国家。数据来源: ESDS International, University of Manchester. DOI: <http://dx.doi.org/10.5257/unido/idsb/2013>。时间跨期为1997年-2010年, 但各个国家时间跨期有差异。

③ 对本文结构背离度科学性的一个可能性质疑是: 随着全球产品内分工的深化, 国内市场需求与出口产品的结构的相关性会越来越弱。而这一结论有效回应了这一可能的质疑。

④ 正如既有研究所批评的那样, 中国的背离度远高于世界平均水平, 也高于同一发展水平的国家。

图2和图3分别给出了美国和印度124个制造业出口产品结构和国内需求结构比例，无论是发达国家美国还是发展中国家印度的数据都显示：总体上看，国内需求较大的产品，其出口比例也较大。这与本地市场效应理论预期相符合，充分说明了本文背离度的度量方法基本准确。^①

（二）典型事实

观察出口产品结构与国内需求结构的背离程度、国内制度环境、国家规模与出口产品结构水平之间的关系，我们发现如下典型事实。^②

典型事实1：国内制度环境好的国家其结构背离度低。采用常用的由Heritage Foundation提供的总体经济自由度指数和由Global Insight提供的商业环境指数度量国内制度环境^③，以1997年-2010年的样本均值描述国内制度环境与结构背离的相关性。根据图4和图5，无论是哪种制度水平都与结构背离度呈现明显的负相关关系。国内制度环境好的国家，如美国、英国、法国、德国、奥地利等，都有较低的结构背离度。而国内制度环境差的国家，如尼日利亚、蒙古、马拉维、伊朗等，其背离度都较高。

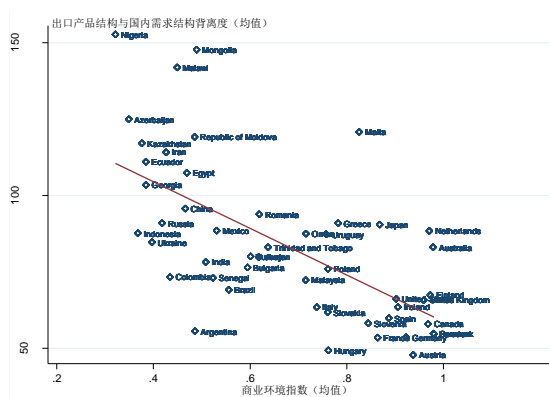


图4 商业环境指数与结构背离

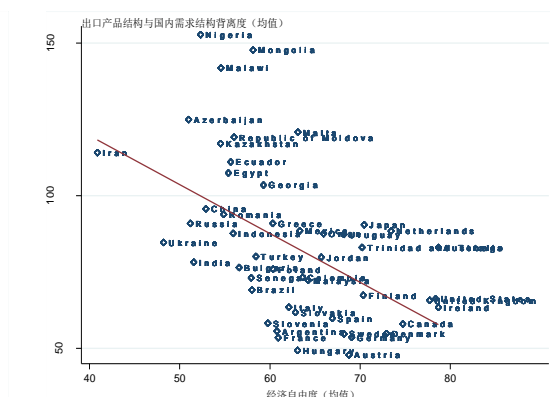


图5 经济自由度与结构背离

需要指出的是，尽管由于每一国家融入全球产品内分工的程度不同和要素禀赋比较优势的差异，而有不同的“自然性分工背离度”。但这并不影响国内制度环境与结构背离负相关的基本事实。因为我们没有足够的理由说明：国内制度环境好的国家融入产品内分工程度低，从而背离度也更低。因此，基于跨国面板数据均值的比较有力说明了，国内制度环境好的国家其出口产品结构与国内需求结构的背离度也较低。

典型事实2：结构背离与出口产品结构水平负相关。分别以出口产品技术复杂度和高技术产品出口占制成品出口比例度量出口产品结构水平。根据图6和图7，出口产品技术复杂度和背离度的相关性达到-0.5734，高技术产品出口比例与背离度的相关性也达到-0.3427。明显表明，出口产品结构与国内需求结构的背离度较低的国家，其出口产品技术复杂度和技术密集型产品出口比例也较高。

^① 这也说明，虽然理论上产品内分工和要素禀赋比较优势会影响结构背离度，但产品内分工和要素禀赋比较优势的影响并没有改变本地市场效应成立的总体结论。

^② 本部分的数据来源及依据将在实证部分详细说明。

^③ 由于本文主要关注影响国内市场需求发挥作用的制度环境，因此本文中的制度环境仅限于经济制度环境，没有考虑政治制度。而经济自由度和商业环境指数是常用的反应市场制度环境的指标，其中经济自由度指数涉及9个维度，见 Miller and Kim: “Defining Economic Freedom”, <http://www.heritage.org/index/book/chapter-7>。商业环境指数以 Global Insight 提供的政府效率、腐败控制、法制、管制质量四个有关经济制度维度的均值度量，没有纳入其他涉及政治体制的两个维度。

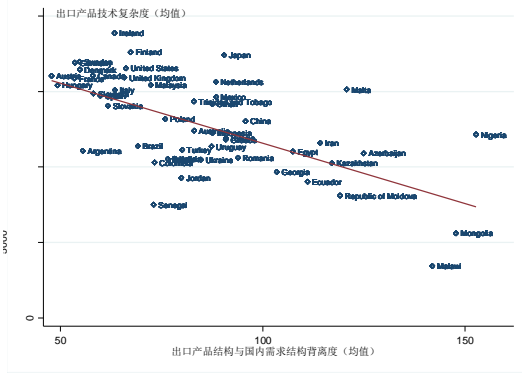


图6 结构背离与出口产品技术复杂度

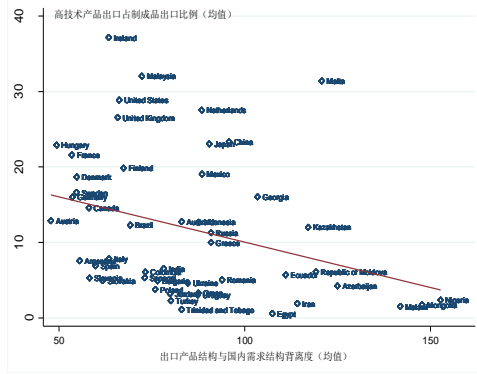


图7 结构背离与高技术产品出口比例

典型事实3: 大国的背离度相对小国更低。根据图8和图9，无论是以GDP还是以人口度量的国家规模，都与背离度呈现负相关关系。其中人口规模与背离度的相关系数为-0.1285，而GDP规模与背离度的相关系数达到-0.5315。说明了大国相对小国有更低的出口产品结构与国内需求结构背离度。无论是不同发展水平的国家相比（如美国与蒙古相比），还是相同发展水平的国家相比（如日本与美国相比）都说明了这一点。

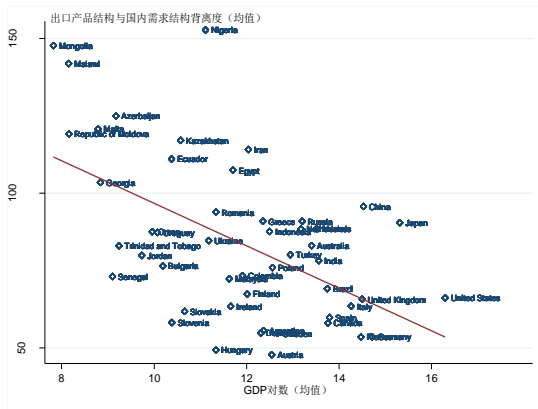


图8 GDP 规模与结构背离

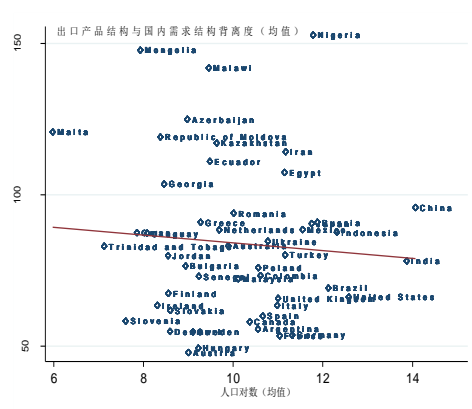


图9 人口规模与结构背离

三、分析框架与待检验假说

基于以上观察到的典型事实，我们提出“制度环境——结构背离——出口升级”的理论分析框架：制度环境的不完善使得国内需求较大的产品不一定成为本土企业生产和出口的产品，导致出口产品结构与国内需求结构的背离，结构背离会抑制国内需求对出口升级的促进效应，使得一个国家——特别是拥有较大国内市场的大国——出口升级失去国内需求的支撑力。

（一）出口产品结构与国内需求结构的背离：制度环境的影响

注重国内市场需求经典贸易理论(如Linder,1961;Weder,1996; Krugman,1980; Melitz,2003)之所以预期一个国家的国内需求结构与出口产品结构相匹配，究其根源，国内需求通过规模经济、技术创新和学习效应等途径决定了出口产品结构，使得一国的国内需求结构与产业结构及出口产品结构之间基本匹配。而制度环境的不完善使得国内需求较大的产品不一定成为本土企业生产和出口的产品，导致出口产品结构与国内需求结构的背离。^① 从而解释了典型事实1。

^① 我们当然不能否定以“两头在外”和“体外循环”为特征的加工贸易对出口产品结构与国内需求结构背离的影响。即便对加工贸易而言，正如 Weder(1996)特别指出的那样，国内需求对贸易的影响，不仅仅局限在最终

首先,不完善制度环境下,国内需求无法转变为本土企业的有效供给。在Linder(1961)的相互需求理论中,一个国家出口本国需求较大的“代表性产品”的一个重要原因在于,本土企业更容易发现国内需求提供的商业机会(Weder,1996)。由于地理位置的邻近可以降低交易成本,对本土文化、制度的熟悉使得本土企业对国内的需求更容易预测,邻近的消费者需求更容易激发本土企业进行创新(Vernon,1966;Porter,1990;Weder,1996)。使得本土企业依托国内需求提供的商业机会进行产品开发,而国外需求通过最初产品的改进得以满足(Porter,1990;Weder,1996),从而使国内需求与出口产品结构相一致。而要实现国内需求结构与出口产品结构的匹配,不仅需要市场机制传递真实的需求信号,以便本土企业能有效发现国内需求,也需要完善的制度环境保障本土企业能够提供满足国内需求的供给。但制度环境的不完善从多维度影响本土企业根据国内需求进行供给。如国内价格机制不完善可能扭曲产品的供求关系,使得本土企业无法捕捉国内需求变化所带来的商业机会,从而无法提供有效供给。融资的可获得性、政府对企业过多管制、对投资领域的限制和较高的进入成本,也约束了本土企业形成有效供给的可行性。对有效需求的较高搜寻成本和高流通成本也会使得生产者和消费者之间难以实现对接(张昊,2014)。总之,制度环境的不完善使本土企业无法捕捉国内需求变化所带来的商业机会,还约束了本土企业提供有效供给的可行性,最终使得国内需求通过进口和外商供给途径得以满足,而非由本土企业提供有效供给。

其次,不完善制度环境下,较大国内需求规模无法支撑起产品的出口竞争力,使得国内市场需求较大的产品不一定成为出口产品。国内需求转化为出口是建立在这种产品具有国际竞争力的基础上。但正如Porter(1990)指出,国内市场需求规模大的产品不一定具有出口竞争力。国内市场需求规模转化为本土企业出口竞争力需要满足诸多制度条件:(1)国内需求转化为出口需要达到出口的临界规模和临界生产率水平(Krugman,1980;Melitz and Ottaviano,2008),但国内的融资约束可能制约了本土企业规模的扩张,国内竞争的不足和无序竞争也会导致大市场竞争的“自选择”机制无法实现,制约国内需求较大产业的生产率水平提升。同时,在低端产品市场上为获得规模经济的恶性成本竞争,不仅不会强化国内需求较大产业的竞争力,反而会削弱其竞争力(Porter,1990)。(2)创新是产品竞争力的来源,而国内制度环境不完善制约了创新。由要素扭曲导致的“低、同质产品获利”空间、由行政性垄断导致的“投机获利”空间、以及由政府职能改革滞后导致的“寻租获利”空间等,会抑制本土企业创新的动力,弱化其创新压力。要素流动限制、较弱的产权保护和发育不完善的资本市场等,都会降低创新的可行性。使得国内需求较大的产品不一定成为有出口竞争力的产品,从而导致出口产品结构与国内需求结构的背离。(3)国内需求引致出口的另一个重要原因在于,良好消费环境和激烈的国内市场竞争条件下,消费者——生产商的有效互动(Local User-Producer Interaction)能提升本土企业的出口竞争力(Beise-Zee and Rammer,2006)。因为良好消费环境和国内市场激励的竞争会起到培养消费者的作用,消费者更加专业和挑剔,专业而挑剔消费者既有利于维持本土企业的竞争优势,更有利于帮助本土企业创造新的竞争优势(Porter,1990)。而消费环境差以及由市场竞争的不充分等,都会使得国内消费者诉求无法转换为本土企业的学习途径和改进产品质量的压力(Beise-Zee and Rammer,2006)。使得国内需求较大的产品不一定成为出口产品。

综上,提出假说1:国内制度环境影响出口产品结构与国内需求结构的背离,国内制度环境的改进可降低结构背离度。

(二) 结构背离如何影响了出口升级:国内需求作用机制受阻

综合既有研究,出口升级主要包括三个维度:产业间高技术产品出口比例提升、产品内出口质量提升和出口产品多元化(Hausmann et al.,2007; Poncet and Waldemar, 2013;Shujin and

产品与服务的需求,也包括对中间产品的“引致性”需求(derived demand),如对服装的需求会引发对布料的需求。还需要指出的是,除了制度环境,鼓励出口的贸易政策、要素禀赋比较优势等都可能影响出口产品结构与国内需求结构的背离。这些因素都将在实证检验部分纳入分析。

Fu,201;Amighinia and Sanfilippo,2014)^①。无论哪一维度的出口升级,国内需求通过支撑规模经济、激励技术创新和学习效应等途径为出口升级提供动力,而在国内需求结构与出口产品结构背离条件下,国内需求无法为出口升级的提供支撑力。从而解释了典型事实2。

首先,结构背离条件下,国内需求支撑的规模经济无法转换为出口升级的动力。国内较大的需求规模支撑起本土企业进入国际市场的临界经济规模,并且报酬递增产业会偏向在本地市场需求大的区域集聚(Krugman,1980; Helpman and Krugman,1985),而产业集聚使得厂商间信息交流增加、技术外溢增强,形成外部规模经济效应,这一由国内市场需求支撑的内部与外部规模经济是出口升级的优势来源。当一个国家的国内需求与国际市场上的主要需求相同,国内市场需求成为本土企业出口竞争力的根本性来源(Porter,1990)。而当国内需求结构与出口结构背离时,由国内需求支撑起的规模经济优势就无法转化为出口升级的动力优势。

其次,结构背离条件下,国内需求对创新的激励效应无法转换为出口升级的动力。创新是出口升级的决定性因素,但创新具有高风险和高成本特征,而国内大市场不仅能摊销研发费用,还具有降低创新风险的优势:大的国内市场容纳更多企业和促进产业集聚,使得同类企业家以及工人的技术溢出与知识交流更为普遍(Corsetti et al.,2007),增强了技术外溢程度,提高创新成功的概率;大的国内市场需求支撑起细分差异产品的规模经济,降低差异产品创新失败的概率(Chaney and Ossa,2013)。同时,大的市场规模支撑起更多产品种类,导致更加拥挤的产品空间,使得产品的替代性更强,较强的替代性提高了需求的价格弹性和更低垄断定价,更低垄断定价使得企业的规模更大,而大的企业规模摊销研发费用,进而激励创新(Desmet and Parente, 2010)。但在结构背离条件下,国内市场需求规模对创新的激励效应无法转化为出口升级的动力。

再次,结构背离条件下,本土企业在国内市场的学习效应无法转化为出口升级的动力。从长期看,国内需求与国外销售的互补性源于本土企业国内销售的“干中学”效应,即国内销售的干中学提高了本土企业的国际竞争力,有助于国外销售的提高(Belke et al., 2013, Esteves and Rua,2015)。国内销售的“干中学”效应主要通过本土企业对国内消费形态和特征的认识、解读和回应的过程来实现(Porter,1990;Beise-Zee and Rammer,2006)。特别是,国内专业而挑剔的客户是本土企业追求高质量和精致服务的压力来源,国内高端消费者的需求会迫使本土企业改进产品质量,而消费受到收入水平的约束,使得收入水平较高的国家其出口产品的质量也较高(Linder,1961; Flam and Helpman,1987)。国内消费者通过对产品的使用进行学习,不断提高对产品质量的要求,成为产品质量不断升级的重要原因(Von Hippel,1986)。因此,本土企业对国内消费形态和特征的学习过程被认为是本土企业创新的过程(Porter,1990),也是解释企业国际竞争力的差异一个重要原因(Fagerberg,1995)。而当国内需求与出口结构背离时,这一国内市场的学习效应也无法转化为出口升级的动力。

综上,提出假说2:出口产品结构与国内需求结构的背离抑制出口升级。

(三) 结构背离对出口升级的影响效应: 大国与小国的差异

不同规模的国家其发展模式不同,具有较大国内需求的大国偏向更低的贸易开放度,而为弥补国内市场狭小的不足,小国偏向更高的贸易开放度(如Taagepera and Hayes,1997;Alesina et al.,2005;Kahnamoui,2013)^②。而这一发展模式的不同表现为对国际市场的依赖程度不同,进而导致不同的结构背离程度。偏向外向型发展模式的小国依赖国际市场的程度较高,其出口产品结构与国内需求结构的背离度也较高;而偏向内向型发展模式的大国,依赖国际市场的程度低,其背离度也较低。从而解释了典型事实3。由于国家规模决定了出口与内需的结构背离度和国内市场的重要性,即相对小国,大国有更低的结构背离度且国内市场更为重要,所以结构背离对大国和小国的影响效应不同。

对小国而言,为弥补国内市场狭小的不足,更加依赖国际市场进行产品销售,在国际市场上

① 大多研究采用出口产品技术复杂度度量出口升级(如 Poncet and Waldemar,2013;Shujin and Fu,2013)。

② 大国比小国的贸易开放度更低,是国际经济学领域达成一致的结论(Alesina et al.,2005)。

实现规模经济 (Alesina et al.,2005), 其出口产品并不一定依托国内需求, 而以外需为导向^①, 从而导致较高的背离度。并且较小的国内市场需求规模对出口升级的作用效应也有限。另一方面, 更加融入国际市场的小国可利用全球产品内分工实现出口产品的技术升级 (戴翔和金碚, 2014)。因此, 出口产品结构与国内需求结构的背离对小国出口升级的抑制效应较小。

对大国而言, 国内较大的市场需求和较为完整的产业供应生产体系内生决定了其偏向内向型发展模式(Alesina et al.,2005), 贸易的“本地市场偏好”又使得本土企业偏好在国内市场实现规模效应 (Wolf, 2000), 以国内大市场支撑起产品的出口竞争力, 从而使得出口产品结构与国内需求及产业结构基本匹配。同时, 大国国内市场需求支撑规模经济、技术创新和学习效应 (如 Helpman and Krugman,1985; Porter,1990;Weder,1996; Corsetti et al.,2007; Desmet and Parente, 2010), 对出口升级的作用相对小国更为重要。而当出口产品结构与国内需求结构背离时, 国内大市场优势无法转换为出口升级的动力, 必然制约其出口升级。因此, 相对小国而言, 大国结构背离对其出口升级的抑制效应更强。

综上, 提出假说3: 国家规模影响结构背离对出口升级的作用效应, 结构背离对大国出口升级的抑制效应要强于小国。

四、实证检验^②

(一) 模型设定与数据

1. 结构背离的影响因素、模型与数据

首先需要厘清出口产品结构与国内需求结构背离的影响因素。除了本文要分析的核心因素——国内制度环境外, 还可能还有其他重要因素: (1) 资源禀赋。因为资源禀赋比较优势理论强调各国基于各自资源禀赋的比较优势来实行专业化分工, 因此本文测度的结构背离可能恰恰是遵循比较优势原理的体现, 而非真正需要校正的背离。为了规避和反映资源禀赋比较优势对结构背离的影响: 首先, 本文测度的是51个国家制造业的结构背离, 资源禀赋比较优势理论主要的解释产业间贸易, 而对广泛存在报酬递增的制造业而言, 其国内需求对出口模式的重要性已经被经典理论广泛证实(Linder,1961;Weder,1996; Krugman,1980; Melitz,2003)。其次, 本文在计算背离度的过程中剔除了烟草产品 (ISIC: 1600)、成品油 (ISIC: 2320) 和基本钢铁 (ISIC: 2710) 这三个受资源禀赋影响程度大的产业。再次, 在模型设定中, 纳入初级产品出口、工资率和农业增加值等反映要素禀赋的控制变量。(2) 产品内分工。产品内分工的深化使得一国在全球生产网络中专业化于某一生产环节, 从而可能导致出口产品并不是国内需求的产品。(3) 出口导向的发展模式。出口导向的发展模式, 使得一个国家主要依赖国际市场进行产品销售, 从而导致较高的结构背离程度。同时, 鼓励出口的贸易政策如本币贬值也可能使得一国经济资源更多流向出口部门, 从而导致出口产品结构与国内需求结构的背离。(4) 技术水平。本土企业能否生产出国内需求的产品, 并依托国内需求形成出口竞争力, 是实现出口产品结构与国内需求结构匹配的重要基础, 而技术水平是本土企业形成有效供给的关键。因此在背离度决定模型中, 控制要素禀赋、产品内分工、出口导向模式以及技术水平等因素。基于以上分析, 设定如下模型框架检验国内制度环境对结构背离的影响:

① 如上世纪 60-70 年代, 韩国为弥补国内市场狭小的不足, 面向国际市场设计其产业结构, 重点发展钢铁、造船、石油化工、汽车、电子等产业。

② 在“制度环境——结构背离——出口升级”的实证分析中, 我们采用了黄少安等(2012)关于“房产价格——企业利润——政府税收”以及 Juhn et al (2014) 关于“关税降低——新技术引进——男女收入不平等”的两部法逻辑, 分别检验国内制度环境对结构背离的影响和结构背离对出口升级的影响。为结论的稳健性, 我们也采用结构方程模型的思路, 利用似然不相关估计方法 (SUR) 对 (2) 式和 (3) 式同时估计, 并不改变本文的核心结论, 结果见“附录 2: 似然不相关 (SUR) 估计结果”。

$$devia_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 institution_{it} + \sum X_{it} + \xi_t + \mu_i + e_{it} \quad (2)$$

其中， ξ 代表时间效应， μ 度量不同经济体的个体差异， e 为随机扰动项。 $devia$ 代表出口产品结构与国内需求结构的背离程度，采用联合国工业发展组织（UNIDO）ISIC四分位制造业数据，由公式（1）测算了51个国家结构背离度。以经济自由指数（ frd ）作为制度环境的替代指标，采用Heritage Foundation的总体经济自由指数。因为经济自由是发挥市场机制的前提和基础，是市场效率和市场制度完善度的体现（De Haan et al., 2006; Rodrik, 2008）。同时，为检验结论的稳健性，使用由Global Insight提供的商业环境指数（ wmo ）度量国内的制度环境。

产品内分工深化最为直接的表现就是中间产品贸易的快速增长。因此，使用中间产品贸易的相关统计数据来间接度量一国融入产品内国际分工程度，具有直接性和合理性（Yeats, 2001；戴翔和金碚，2014）。中间产品进出口贸易数据来自于Comtrade数据库中的广义经济分类法Broad Economic Categories (BEC)下的中间品贸易数据（Intermediate Goods）。但根据Gaulier et al(2005)和Ueki(2011)的定义，中间产品不应该包括BEC下的三类资源性产品：主要用于工业的食品和饮料（产品代码：111）、初级燃料和润滑油（产品代码：31）和加工的燃料和润滑油（产品代码：322）。因为这三类资源性产品并不能反映由于产品内分工深化而导致的分工深化和专业化，故而本文剔除这三类资源型中间产品。以BEC剩下的五类中间品出口额（BEC产品代码：22、32、42、53和121）占一国总出口比例度量一国融入全球产品内分工程度（ $inter$ ）。

表1 主要变量的描述统计

变量名称	均值	最小值	最大值	样本个数	变量定义与数据来源
<i>diva</i>	80.18	45.59	152.7	548	出口产品结构与国内需求结构的背离度 ^a
<i>high-tech</i>	13.06	0.0180	61.74	711	高技术产品出口占制成品比例 ^b
<i>lcomplex</i>	9.418	8.024	9.872	539	技术复杂度对数 ^c
<i>diveris</i>	7.134	1.041	19.41	733	多元化指数 ^d
<i>wmo</i>	0.666	0.190	1	637	商业环境指数 ^e
<i>frd</i>	62.17	30	82.60	731	经济自由度 ^f
<i>open</i>	78.60	14.93	220.4	681	贸易开放度 ^g
<i>lexchange</i>	5.006	4.275	6.892	693	汇率增长率对数（1995为100） ^e
<i>agri</i>	8.755	0.378	96.58	681	农业增加值占GDP增加值比例 ^e
<i>wage</i>	8.244	0.100	51.10	653	制造业工资率 ^e
<i>primary</i>	0.424	0.0272	0.989	695	原材料出口比例 ^b
<i>lpop</i>	9.986	5.940	14.10	735	人口对数 ^g
<i>lmarketsize</i>	11.53	7.044	16.58	733	国内市场规模对数：log(GDP+进口-出口) ^g
<i>education</i>	41.90	0.507	95.07	696	人力资本：大学生入学比例 ^e
<i>technology</i>	78.42	2.345	219.9	733	相对美国劳动生产率 ^g
<i>lrgdp</i>	9.2369	6.06	10.68	735	真实人均收入对数 ^g
<i>lFDI</i>	8.003	1.649	12.66	705	FDI流入量对数 ^e
<i>locklanded</i>	0.163	0	1	733	内陆国家为1，否则为0 ^h
<i>infra</i>	0.960	0	9.700	717	道路密集度：每平方公里道路公里数 ^e
<i>inter</i>	0.434	0.0670	0.739	644	中间产品出口比例 ^k

注：a:根据 UNIDO Industrial Demand Supply Balance Database 计算。b: 根据 UNCTAD database 整理计算；c: 以 SITC 四分位贸易数据进行测度，基础数据来源于 Comtrade database。d: 以 UNCTAD database 中的 HHI 计算；e: Passport; f: World Heritage Foundation; g: PWT 7.1; h: CEPII; k: 根据 Comtrade 数据库中的广义经济分类法 (BEC) 计算。进出口值、贸易开放度、GDP 都以 2005 为不变价格。尽管本文的核心变量——结构背离度的时间跨度 1997 年—2010 年，但实证检验中使用其滞后项，为不损失样本数，故而将其他变量延长到 2011 年，其中 wmo 缺乏 1997、1999 和 2001 年数据。

其他控制变量包括资源禀赋、出口导向发展模式、技术水平、地理位置。资源禀赋：主要纳入反映劳动力禀赋的制造业工资率水平 (*wage*)、反映初级要素禀赋的农业增加值比例 (*agri*) 和原材料出口比例 (*prim*)。出口导向发展模式以贸易开放度 (*open*) 和汇率贬值率 (*exchange*) 度量。以相对美国劳动生产率度量技术水平 (*technology*)。同时，一国的地理位置 (*locklanded*) 也可能影响一国与国外市场的联系程度进而影响结构背离度。另外，一个国家的需求状况也可能影响结构背离，本文试图以人均收入水平刻画需求状况，但因为这一变量与其他多个变量的多重共线性而最终被剔除。

2. 出口升级的影响因素、模型与数据

既有关于出口升级的研究，根据其研究重点纳入不同的影响因素，主要有要素禀赋、制度特征、FDI、加工贸易、人力资本、基础设施和产品内分工等（如王永进等，2010；戴翔、金碚，2014；Schott, 2008；Wang and Wei, 2010；Xu and Lu, 2009；Amighinia and Sanfilippo, 2014）。Shujin and Fu (2013) 综合分析了出口升级的决定因素，遵循Shujin & Fu (2013) 的最新研究框架，在出口升级模型中纳入制度 (*institution*)、FDI、国家规模、人力资本 (*education*) 和基础设施等因素。重点考察不同规模国家的结构背离对出口升级的影响。

$$upgrading_{it} = \beta_0 + \beta_1 deiva_{it} I(size_{it} \leq mean) + \beta_2 deiva_{it} I(size_{it} > mean) + \sum X_{it} + \xi_t + \mu_i + e_{it} \dots\dots\dots(3)$$

其中，*upgrading* 代表出口升级， $I(size_{it} \leq mean)$ 和 $I(size_{it} > mean)$ ^① 为示性函数，分别表示国家规模小于均值（小国）和国家规模大于均值（大国）的国家集合。为研究结论的稳健性，分别采用人口规模和国内市场规模两类指标度量国家规模 (*size*)。其中，遵循Li & Yue (2008) 的研究，国内市场规模是以GDP加上进口减去出口度量。*X* 为控制变量，主要包括：以经济自由指数 (*frd*) 度量的制度环境、FDI、以人口度量的国家规模 (*lpop*)、人力资本 (*education*) 和基础设施 (*infra*) 等。 ξ 代表时间效应， μ 度量不同经济体的个体差异，*e* 为随机扰动项。

出口升级的度量。综合既有研究，一国出口升级包括三个维度：一是产业间高技术产品出口比例提升，高技术产品出口占制成品出口比例可作为产业间出口产品结构升级的较理想替代指标；二是产品内出口质量的提升，大多研究采用Rodrik(2006)和Hausmann et al.(2007)的出口产品技术复杂度度量出口升级 (Poncet and Waldemar, 2013；Shujin and Fu, 2013)；三是出口产品多元化，Amighinia and Sanfilippo (2014) 认为出口产品多元化指数可综合反应产业间结构升级和产品内结构升级程度，并以多元化指数度量出口升级。因此，为增强结论的稳健性，本文采用高技术产品出口占制成品出口比例^②、出口产品技术复杂度和出口产品多元化指数三类指标度量出口升级。以常用的Hausmann (2007) 方法计算出口产品技术复杂度，使用到的贸易数据来自于联合国Comtrade SITC四位数分类贸易统计数据，人均数据来自于世界银行数据库。

$$expy_c = \sum_k \frac{x_{ck}}{X_c} prody_k \quad (4)$$

$$prody_k = \sum_c \frac{x_{ck}/X_c}{\sum_j (x_{cj}/X_c)} y_c \quad (5)$$

其中，*expy_c* 即为*c*国出口技术复杂度指数，*x_{ck}*为*c*国商品*k*的出口额，*X*为该国出口总额。*prody_k*为商品*k*的技术复杂度指数，*y_c*为*c*国家的人均收入水平。遵循Amighinia & Sanfilippo(2014)，采用如下方法度量出口产品多元化指数：

$$diver = \frac{1}{hhi} \quad (6)$$

① 在实际估计中，为了不分割同一个样本，以一个国的规模均值是否大于样本均值作为划分大国（小国）的标准。

② 高技术产品是以 Lall (2000) 的划分标准为依据。

$$hhi_j = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{X}\right)^2} - \sqrt{\frac{1}{n}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}} \quad (7)$$

其中, *diver*出口产品多元化指数, 指数越大则出口产品结构多元化程度高, 即产品结构高级化程度高。*hhi*为有标准化的Herfindahl-Hirschmann指数, x_i 为第*i*种产品的出口值, *X*是出口总量, *n*是产品种类数量, *hhi*取值从0到1, 指数越高说明出口产品结构越集中, 而该指数越低说明出口产品结构越多元化。*hhi*以SITC四分位贸易数据进行测度, 基础数据来源于Comtrade。

(二) 制度环境影响结构背离的实证检验

以回归方程(2)式检验制度环境对结构背离的影响。首先对回归(2)进行模型初步诊断, 表2给出了变量间的相关系数。相关系数显示, 真实人均收入(*lrgdpl*)、制造业工资水平(*wage*)和技术水平(*technology*)这三个变量之间, 以及这三个变量与农业增加值占总增加值比例(*agri*)和制度变量, 具有较高的相关系数, 可能存在严重的共线性问题。在回归模型中, 我们采用逐步纳入估计的方法, 并在稳定性检验中剔除真实人均收入、制造业工资水平、技术水平和农业增加值占总增加值比例这些共线性比较严重的变量。

表2 结构背离决定模型主要变量的相关系数

	<i>devia</i>	<i>frd</i>	<i>wmo</i>	<i>lopen</i>	<i>lexchange</i>	<i>agri</i>	<i>prim</i>	<i>inter</i>	<i>technology</i>	<i>lrgdpl</i>	<i>wage</i>
<i>devia</i>	1										
<i>frd</i>	-0.412	1									
<i>wmo</i>	-0.629	0.781	1								
<i>lopen</i>	0.009	0.068	0.107	1							
<i>lexchange</i>	0.295	-0.518	-0.552	-0.102	1						
<i>agri</i>	0.515	-0.634	-0.723	-0.087	0.351	1					
<i>prim</i>	0.621	-0.328	-0.602	-0.135	0.443	0.478	1				
<i>inter</i>	-0.426	-0.019	0.263	0.181	0.077	-0.035	-0.523	1			
<i>technology</i>	-0.535	0.727	0.880	-0.0475	-0.483	-0.734	-0.514	0.107	1		
<i>lrgdp</i>	-0.548	0.726	0.884	0.0296	-0.409	-0.837	-0.503	0.130	0.935	1	
<i>wage</i>	-0.451	0.701	0.776	-0.011	-0.493	-0.619	-0.380	0.0138	0.779	0.799	1

在初步估计中以Hausman检验判断选择固定效应还是随机效应, Hausman检验支持随机效应。表3给出了初步估计的结果, 从各个估计结果看, 比较一致性的结论是, 反应资源禀赋的农业增加值比例(*agri*)、原材料出口比例(*prim*)变量都显著为正, 以及制造业工资率(*wage*)显著为负, 说明一个国家的资源、劳动力等要素禀赋的比较优势确实影响了其出口产品结构与国内需求结构的背离度。这一定程度也说明要素禀赋富裕国家其利用国内市场促进出口的程度相对较低。反应融入产品内分工的程度的中间产品出口比例(*inter*)与我们预期的结论并不一致, 融入产品内分工的程度越高并不一定伴随更高的背离度, 而与背离度呈现非线性的U型关系, 即随着融入产品内分工的程度的提高, 一国出口产品结构与国内需求结构的背离程度先降低后增加。^①一种可能的解释是, 一定程度融入全球产品内分工, 可通过迫使参与国改善基础设施和制度质量以及技术溢出等途径提高参与国产业供给能力和产业结构升级(如Gereffi, 1999; Henderson et al., 2002; Liloyd, 2004; 戴翔和金碚, 2014), 从而缓解由国内产业结构单一导致的出口产品结构与国内需求结构背离。但过度依赖全球产品内分工, 以国外需求为导向的出口贸易必然会导致较高的结构背离度。度量出口导向发展模式的贸易开放度(*lopen*)和汇率贬值率(*lexchange*)增加背离度,

① 产品内分工与结构背离的U型关系见“附录3: 产品内分工与结构背离的U型关系”

但影响效应并不显著。技术水平 (*technology*) 和人均收入水平 (*lrgdpl*) 的提升能降低结构背离。内陆国家 (*locklanded*) 更加依赖国内市场的作用, 从而背离度相对非内陆国家更低。

表3 结构背离决定维度: 初步估计

	制度变量: <i>frd</i>				制度变量: <i>wmo</i>			
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	<i>OLS</i>	<i>GLS</i>	<i>GLS</i>	<i>GLS</i>	<i>OLS</i>	<i>GLS</i>	<i>GLS</i>	<i>GLS</i>
<i>institution</i>	-1.380*** (0.064)	-0.154** (0.068)	-0.194*** (0.066)	-0.238*** (0.084)	-71.898*** (4.084)	-28.248*** (5.272)	-26.500*** (2.954)	-23.431** (11.307)
<i>lopen</i>		0.181 (3.457)	0.807 (0.513)	0.698 (0.655)		0.1612 (3.593)	0.414 (0.943)	0.7782 (4.348)
<i>prim</i>		18.095*** (6.363)	19.260** (8.317)	24.627*** (6.491)		18.024*** (6.442)	15.942*** (5.414)	17.673** (8.395)
<i>inter</i>		-233.892*** (26.542)	-206.957*** (21.769)	-247.081*** (56.715)		-229.604*** (25.369)	-219.881*** (20.488)	-205.634** (79.490)
<i>inter-sq</i>		244.236*** (29.689)	222.753*** (23.937)	232.699*** (63.234)		238.034*** (30.059)	228.956*** (25.072)	202.467** (83.159)
<i>lexchange</i>		1.658 (3.391)	0.771 (3.161)	0.654 (3.165)		1.673 (3.418)	0.281 (3.252)	1.449 (3.779)
<i>locklanded</i>		-0.751 (1.709)	-2.781 (1.693)	-7.524*** (1.717)		0.026 (1.805)	-1.642 (1.841)	-7.407*** (1.253)
<i>technology</i>		-0.111*** (0.016)				-0.157*** (0.0568)		
<i>agri</i>			1.135*** (0.220)				0.764*** (0.253)	
<i>wage</i>				-0.272*** (0.074)				-0.158** (0.067)
<i>lrgdpl</i>				-8.016** (4.008)				-5.027 (3.933)
<i>_cons</i>	167.990*** (3.631)	131.51*** (38.315)	106.544*** (17.753)	188.890*** (26.754)	131.016*** (2.431)	128.901*** (25.821)	119.52*** (37.532)	105.538*** (28.821)
时间效应	<i>no</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>no</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>
<i>N</i>	527	463	448	389	422	364	353	307
<i>R</i> ²	0.235	0.541	0.565	0.519	0.374	0.560	0.583	0.568
<i>FWaldchi2</i>	167.829	129.34	144.92	102.06	251.082	127.35	144.17	106.37
<i>[p]</i>	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
<i>Hausman</i>		4.87	11.77	17.87		3.81	8.04	4.94
<i>[p]</i>		[0.9981]	[0.8953]	[0.531]		[0.9965]	[0.9476]	[0.9926]

注: () 内考虑异方差稳健性内标准误, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 下同。Hausman Test (H0: random effects); OLS 估计中联合显著性检验为F检验, GLS估计中联合显著性检验为Wald chi2检验。

重点关注的制度环境 (*institution*) 在各个估计中显著为负, 说明制度环境的改善能有效降低出口产品结构与国内需求结构的背离。并且制度对背离度的解释力也较强, 在以经济自由度 (*frd*) 衡量的制度环境估计中, 制度对背离度的解释力达到了0.235; 在以商业环境指数 (*wmo*) 度量的制度环境估计中, 制度对背离度的解释力达到了0.374。说明国内制度环境是影响出口产品结构与国内需求结构背离的重要因素。这一结论在控制产品内分工以及要素禀赋等因素后依然成立。需要指出的是, 在控制其他因素后, 制度环境的系数大幅度降低, 这说明制度不仅直接作用于背离度, 也可能通过其他因素间接影响背离度。正是由于制度的这种广泛性作用, 可能使得制度与扰动项相关, 从而导致内生性问题。Durbin-Wu-Hausman检验也证明了制度的内生性。进一

步通过工具变量估计、Hausman-Taylor估计和系统GMM方法缓解制度环境的内生性影响，表4报告了简要估计结果。由表4可知，在考虑内生性问题后，反映资源禀赋的初级产品出口比例 (*prim*) 和反映融入产品内分工的中间产品出口比例 (*inter*) 及其平方项，都通过10%的显著性检验，说明依托资源禀赋比较优势和深度融入产品内分工的外贸发展模式确实会导致较高的结构背离度。在(21)~(26)各个估计中，国内制度环境变量均显著为负，说明考虑了内生性后，制度环境仍然是决定结构背离的重要维度。过度识别检验 (Sargan或Hansen检验) 表明估计变量与扰动项不相关，说明工具变量是有效的。

表4 制度环境影响背离度的稳健性检验：内生性问题

	制度变量: <i>frd</i>			制度变量: <i>wmo</i>		
	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)
	G2SLS	Hausman-Taylor	Sys-gmm	G2SLS	Hausman-Taylor	Sys-gmm
<i>institution</i>	-0.5658*** (0.188)	-0.3353** (0.161)	-0.5662** (0.262)	-40.0588*** (13.968)	-28.1853** (13.662)	-44.107*** (13.523)
<i>prim</i>	24.733*** (8.327)	29.217*** (9.312)	33.357*** (12.116)	30.572*** (10.239)	21.613** (10.242)	19.885* (12.001)
<i>inter</i>	-175.769*** (37.075)	-138.663*** (37.705)	-174.070** (84.983)	-97.636** (41.077)	-157.586*** (40.364)	-238.967*** (87.941)
<i>inter-sq</i>	180.909*** (45.116)	153.094*** (46.260)	181.027* (103.336)	112.518** (49.144)	159.183*** (50.626)	254.906** (110.392)
<i>lopen</i>	0.0512 (3.8829)	2.2100 (5.1733)	1.9654 (4.1510)	0.7979 (4.7029)	1.5850 (6.0274)	0.5959 (4.8493)
<i>locklanded</i>	3.1830 (6.2017)	4.6920 (8.1716)	-2.5189 (8.2576)	5.1780 (6.8051)	-4.3440 (7.8939)	1.7459 (7.5643)
<i>_cons</i>	144.993*** (23.424)	125.304*** (27.569)	105.621** (43.823)	116.717*** (25.200)	130.075*** (32.344)	143.721*** (32.588)
时间效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	455	483	483	226	383	383
<i>Sargan/Hansen</i>	0.878	19.213	35.47	0.175	9.698	26.06
[<i>p</i>]	[0.3487]	[0.3165]	[1.000]	[0.6761]	[0.375]	[1.000]
<i>Wald chi2</i>	86.42	29.133	80.946	86.40	2.168	38.748
[<i>p</i>]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

注：在G2SLS估计中，采用制度变量的滞后一期和二期作为工具变量。在Hausman-Taylor估计one step sys-gmm估计中，将*locklanded*和时间虚拟变量视为严格外生变量，其他变量视为内生变量。在G2SLS估计和Hausman-Taylor估计中为Sargan-Hansen检验，在one step sys-gmm估计中为Hansen检验，one step sys-gmm估计中的AR(2)检验表明，残差项不存在序列相关。

(三) 结构背离影响出口升级的实证检验

以回归方程(3)式检验结构背离对出口升级的影响。以Hausman判定选择固定效应还是随机效应，Hausman检验支持固定效应。用背离度的滞后一期、滞后两期变量作为当期变量的工具变量，以Wu-Hausman检验和Durbin-Wu-Hausman检验判定背离度的内生性。Wu-Hausman检验和Durbin-Wu-Hausman检验都无法拒绝结构背离是外生的零假设。可能的原因在于：组内去均值的固定效应消除了不可观测的个体效应对出口升级的影响，而背离度与出口升级本身不存在双向的因果关系，从而使得背离度与扰动项不相关。

表5

结构背离影响出口升级的实证检验：以人口规模为分组^①

被解释变量	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)
	高技术产品出口比例(<i>high-tech</i>)			出口产品技术复杂度 (<i>expy</i>)			出口产品多元化 (<i>diver</i>)		
	all	大国	小国	all	大国	小国	all	大国	小国
<i>devial(size>mean)</i>	-0.0234*** (0.0045)			-0.0019*** (0.0005)			-0.0305*** (0.0110)		
<i>devial(size≤mean)</i>	0.0026 (0.0024)			-0.0001 (0.0002)			-0.0109 (0.0079)		
<i>devia</i>		-0.0136*** (0.0034)	0.0032 (0.0030)		-0.0012*** (0.0005)	-0.0002 (0.0003)		-0.0289*** (0.0088)	-0.0102 (0.0074)
<i>lpop</i>	2.7340*** (0.7007)	0.2161 (0.8916)	4.3145*** (1.0912)	0.3217*** (0.0852)	0.3574*** (0.1294)	0.2516** (0.1209)	6.2283*** (1.6803)	7.3462*** (2.3455)	5.2079* (2.6719)
<i>IFDI</i>	-0.0295 (0.0270)	0.0864*** (0.0294)	-0.0898** (0.0418)	0.0014 (0.0030)	0.0067* (0.0038)	-0.0020 (0.0044)	0.0329 (0.0652)	-0.1596** (0.0772)	0.1423 (0.1028)
<i>leducation</i>	0.0410 (0.1761)	0.2521 (0.2180)	0.0173** (0.0063)	0.1632*** (0.0194)	0.1150*** (0.0312)	0.1609*** (0.0264)	0.4158 (0.4312)	0.8668** (0.4035)	0.9051 (0.6490)
<i>infra</i>	0.0368 (0.1159)	0.1397 (0.5101)	0.0382 (0.1432)	-0.0172 (0.0136)	0.0333 (0.0692)	-0.0205 (0.0156)	-0.0074 (0.2839)	0.3102* (0.1791)	0.0923 (0.3584)
<i>frd</i>	0.0160** (0.0074)	0.0384*** (0.0070)	0.0104 (0.0136)	0.0039*** (0.0008)	0.0019** (0.0009)	0.0065*** (0.0013)	0.0226 (0.0181)	0.0287** (0.0143)	0.0073 (0.0340)
<i>_cons</i>	29.0303*** (7.1027)	-3.2473 (10.2114)	39.8041*** (9.7653)	5.9723*** (0.8701)	5.1553*** (1.4933)	7.1793*** (1.0976)	-51.6644*** (16.9912)	-73.4161*** (26.8616)	-34.4363 (23.8888)
<i>N</i>	497	242	255	426	208	218	498	242	256
<i>R-sq</i>	0.1865	0.3955	0.2229	0.4633	0.4338	0.5327	0.1425	0.2514	0.1484
<i>F</i>	3.534	6.227	3.050	17.323	11.971	7.613	4.130	19.416	11.445
<i>[p]</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Hausman[p]</i>	0.0094	0.000	0.000	0.0059	0.0000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Wu-Hausman F</i>	0.10848	0.00022	1.5629	0.12816	1.19462	0.36009	2.1937	1.32705	0.4050
<i>test[p]</i>	[0.8972]	[0.9881]	[0.2131]	(0.8797)	[0.2762]	[0.5495]	[0.1129]	[0.2509]	[0.5253]
<i>DWH chi-sq test</i>	0.2555	0.00028	1.6271	0.3075	1.5206	0.4676	5.1116	1.6439	0.5021
<i>[p]</i>	[0.880]	[0.9867]	[0.2020]	[0.8575]	[0.2175]	[0.49407]	[0.0776]	[0.1997]	[0.4785]

注：所有检验皆为双向固定效应模型；两种内生性检验H0: Regressor is exogenous, DWH代表Durbin-Wu-Hausman。

回归方程（3）的估计结果见表（5），无论是采用高技术产品出口占制成品出口比例（*high-tech*）、出口产品技术复杂度（*expy*）还是出口产品多元化指数（*diver*）三类指标度量出口升级，估计结果都显示出口产品结构与国内需求结构的背离对小国出口升级没有显著影响，但对大国却有显著的抑制效应。分组检验也表明，当人口规模大于均值时（大国），出口产品结构与国内需求结构的背离度与出口升级显著负相关；而当人口规模小于均值时（小国），背离度与出口升级的关系不显著。这一实证检验结果表明，出口产品结构与国内需求结构的背离程度影响出口升级，但这一效应主要限于国内市场规模较大的国家。对小国而言，一方面，较小的国内市场对其出口升级的作用效应有限，另一方面，狭小的国内市场要求小国更加依赖国际市场的需求

① 结构背离是否与出口升级存在非线性关系？直观上说，出口产品结构与国内需求结构的背离也是利用国际市场的体现，融入国际市场可能有利于出口升级。我们在三个总样本估计和六个分组估计中纳入了结构背离的平方项，检验这一非线性关系。结果发现在9个检验中，只有以高技术产品出口比例为被解释变量的大国估计方程（方程32中）检验中，存在U型关系，计算拐点为68，即只有28%的样本，其背离度的提高促进高技术产品出口比例的提升，而大多数样本（82%），其背离度的提高降低高技术产品出口比例。从这一样本分布看，仍然支持大国结构背离抑制高技术出口比例提升的总体结论。并且，高技术出口比例指标中的高技术产品是以最终产品计算，而加工贸易的存在会高估这一比例。所以，以高技术出口比例为被解释变量实际上会低估结构背离对出口升级的抑制效应。综上，大国结构背离抑制出口升级的结论，不因可能存在的非线性关系而遭受质疑。

和技术等要素提升国内产业的供给能力，也必然表现为较高的结构背离度，因此小国的结构背离对其出口升级的抑制效应较小。但对大国而言，国内较大的市场需求和较为完整的生产体系内生决定了依托国内市场的外贸发展模式，大国的出口产品结构作为其国内产业结构的国外延伸，也必然要求大国的出口产品结构与国内需求结构的匹配程度较小国更高。较高的背离度作为大国出口贸易无法依托国内大市场的实质表现，必然制约其出口产品的技术升级。因此，相对小国而言，大国结构背离对其出口升级的抑制效应更强。

表6 结构背离影响出口升级的实证检验：以国内市场规模分组

被解释变量	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)	(48)	(49)
	高技术产品出口比例(<i>high-tech</i>)			出口产品技术复杂度 (<i>expy</i>)			出口产品多元化 (<i>diver</i>)		
	all	大国	小国	all	大国	小国	all	大国	小国
<i>devial(size>mean)</i>	-0.0114*** (0.0038)			-0.0010*** (0.0004)			-0.0486*** (0.0089)		
<i>devial(size≤mean)</i>	0.0002 (0.0026)			-0.0001 (0.0003)			-0.0053 (0.0061)		
<i>devia</i>		-0.0074*** (0.0023)	0.0014 (0.0036)		-0.0012*** (0.0002)	0.0001 (0.0004)		-0.0392*** (0.0099)	-0.0059 (0.0058)
<i>lpop</i>	2.1318*** (0.7052)	1.4296* (0.8104)	3.8433*** (1.2217)	0.3474*** (0.0836)	0.2116*** (0.0811)	0.2253 (0.1439)	6.6468*** (1.6328)	2.6678 (3.4854)	9.2935*** (1.9619)
<i>infra</i>	0.0693 (0.1186)	0.1818 (0.2733)	0.0306 (0.1657)	0.0158 (0.0136)	0.0735** (0.0309)	0.0311* (0.0186)	0.0606 (0.2793)	4.4381*** (1.1754)	0.5024* (0.2690)
<i>frd</i>	0.0159** (0.0076)	0.0345*** (0.0063)	0.0053 (0.0155)	0.0039*** (0.0008)	0.0021*** (0.0006)	0.0053*** (0.0016)	0.0291 (0.0179)	0.0295 (0.0269)	0.0397 (0.0251)
<i>leducation</i>	0.0216 (0.1809)	0.2362 (0.1854)	-0.0473 (0.3175)	0.1610*** (0.0196)	0.1182*** (0.0178)	0.1157*** (0.0350)	-0.5807 (0.4260)	-0.5775 (0.7972)	-0.0101 (0.5154)
<i>IFDI</i>	-0.0126 (0.0274)	0.1087*** (0.0208)	-0.1429** (0.0576)	0.0017 (0.0029)	0.0045** (0.0020)	-0.0054 (0.0063)	0.0084 (0.0636)	-0.0503 (0.0894)	0.1373 (0.0905)
<i>_cons</i>	22.6426*** (7.1267)	-16.5865* (8.6742)	36.4157*** (11.2690)	5.7113*** (0.8512)	6.9280*** (0.8697)	7.3872*** (1.3569)	-55.1166*** (16.4633)	-10.4333 (37.3075)	-78.1506*** (18.0762)
<i>N</i>	497	279	218	426	239	187	498	279	219
<i>R-sq</i>	0.1510	0.4005	0.2053	0.4623	0.5561	0.5604	0.1717	0.2515	0.2388
<i>F</i>	3.6457	7.9476	2.2565	17.2954	14.7972	10.9935	4.2612	3.9977	2.7572
<i>[p]</i>	0.0000	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：所有检验皆为双向固定效应模型。

进一步以国内市场规模作为分组对（3）式进行估计。无论是采用高技术产品出口比例（*high-tech*）、出口产品技术复杂度（*expy*）还是出口产品多元化指数（*diver*）度量出口升级，检验发现“出口产品结构与国内需求结构的背离对小国出口升级没有显著影响，但对大国却有显著的抑制效应”这一核心结论依然成立（表6）。

尽管 Wu-Hausman 检验和 Durbin-Wu-Hausman 检验都无法拒绝结构背离是外生的零假设，但为增强结论的稳健性，通过系统广义矩方法对（3）式进行估计。为规避两步广义矩估计的标准差向下偏倚问题，使用一步广义矩估计方法。采用 Hansen 统计量检验工具变量的整体有效性，为规避工具变量过多而弱化 Hansen 检验的有效性，控制工具变量个数。为了避免伪回归，运用 Im, Pesaran and Shin 的 *W* 统计量进行面板残差的平衡性检验，面板残差的平衡性检验（*W-stat*）表明，估计模型的面板残差均在 1% 的显著性水平下具有平衡性。运用系统广义矩估计方法分组检验的结果，见表 7。根据表 7，比较一致的结论是，基础设施和制度环境的改善有利于出口升级。以人口度量的国家规模和以大学生入学比例度量的人力资本有利于出口升级，但

在不同指标度量的出口升级估计中不稳健。大国结构背离与出口升级显著负相关，而小国结构背离与出口升级不显著，这一核心结论在系统 GMM 估计中依然稳健。

表7 结构背离影响出口升级的实证检验：系统GMM估计

被解释变量	Size: 人口规模			Size: 国内市场规模		
	(51)	(52)	(53)	(54)	(55)	(56)
	<i>high-tech</i>	<i>expy</i>	<i>diver</i>	<i>high-tech</i>	<i>expy</i>	<i>diver</i>
<i>devial(size>mean)</i>	-0.0170*** (0.0061)	-0.0012** (0.0005)	-0.0278*** (0.0051)	-0.0213*** (0.0055)	-0.0009*** (0.0003)	-0.0238*** (0.0061)
<i>devial(size≤mean)</i>	0.0039 (0.0041)	0.0000 (0.0002)	-0.0057 (0.0036)	0.0038 (0.0029)	-0.0002 (0.0002)	-0.0056 (0.0037)
<i>infra</i>	0.3569*** (0.0981)	0.0200** (0.0095)	0.5460* (0.2777)	0.3434*** (0.0736)	0.0143 (0.0096)	0.1456 (0.1821)
<i>lpop</i>	0.3620** (0.1512)	-0.02054 (0.0763)	0.9514** (0.4081)	1.6465** (0.7495)	-0.0323 (0.0231)	0.3626 (0.3637)
<i>IFDI</i>	0.1014* (0.0533)	0.0025 (0.0022)	0.0094 (0.0427)	0.0531* (0.0318)	0.0034 (0.0021)	0.0019 (0.0411)
<i>frd</i>	0.0183** (0.0081)	0.0025*** (0.0006)	0.0014 (0.0120)	0.0089 (0.0104)	0.0024*** (0.0006)	0.0076 (0.0115)
<i>leducation</i>	0.2974 (0.6931)	0.2065*** (0.0546)	-0.4604 (0.8413)	0.36613 (0.6830)	0.1613*** (0.0167)	-0.3424 (0.8972)
<i>_cons</i>	-3.6885** (1.4888)	9.4303*** (0.32873)	9.5591*** (0.0424)	-2.2453 (1.754)	9.1701*** (0.3978)	8.0432*** (2.113)
时间效应	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>
<i>N</i>	497	426	498	497	426	498
Wald-chi2	304.33	227.38	140.04	110.70	123.71	162.07
[p]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(1)	0.612	0.611	0.389	0.679	0.732	0.324
Hansen Test	32.10	29.02	18.72	28.60	23.04	33.93
[p]	[0.982]	[0.994]	[1.000]	[0.995]	[1.000]	[1.000]
Difference-in-Hansen	22.51	31.15	19.14	18.61	25.45	9.77
[p]	[1.000]	[0.911]	[1.000]	[0.998]	[0.973]	[0.713]
残差平稳性检验	-4.214	-3.643	-2.845	-3.461	-3.121	-3.179
W-stat	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]

注：()内考虑异方差稳健性内标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，系统GMM估计中，将结构背离、制度环境、FDI和人力资本视为内生变量，以其滞后2期和滞后3期作为工具变量。Hansen统计量表明工具变量整体上是有效性的，difference-in-Hansen 检验确定水平方程中的新增工具变量是有效性的。AR(1)表明残差项不存在序列相关。

进一步以门限模型检验以国家规模均值分组的科学性。根据门限模型的基本思路，首先，对式（3）采用组内去均值的方法消除个体效应的影响，对任一给定的国内市场规模值（*size*），可通过OLS估计式（3）得到相应的参数的估计值和残差平方和，再用格栅搜索法挑选最小残差平方和对应的门槛值。以高技术产品出口比例（*High-tech*）为被解释变量所估计的国内市场规模门槛值为10.512，以出口产品技术复杂度（*expy*）为被解释变量估计的门槛值为10.493，以出口产品多元化指数（*diver*）为被解释变量估计的门槛值为10.932。然后，对门槛值的显著性进行检验。构造F统计量对其进行统计检验，采用“自抽样法（bootstrap）”模拟得到P值进行判定，拒绝零假设

表示存在门槛效应。检验结果表明，单一门槛检验在1%的显著水平下拒绝原假设，认为 β_1 与 β_2 存在显著差异，门槛效应显著；而双重门槛则接受原假设，认为 β_1 与 β_2 不存在显著差异，即双重门槛效应不明显。最后，对门槛值真实性进行检验。以Hansen（1999）提出构造非拒绝域，即运用在5%的显著性水平下 $LR=7.35$ 时所对应的门槛值的置信区间的大小判定门槛值的可靠性。图8给出了在95%置信水平下门槛估计值的置信区间，以*high-tech*为被解释变量估计的门槛值的置信区间为[10.42,10.822]、以*expy*为被解释变量估计的门槛值的置信区间为[10.427, 10.822]；以*diver*为被解释变量估计的门槛值的置信区间为[10.850, 11.258]，这些较小的置信区间说明估计的门槛值基本有效的。

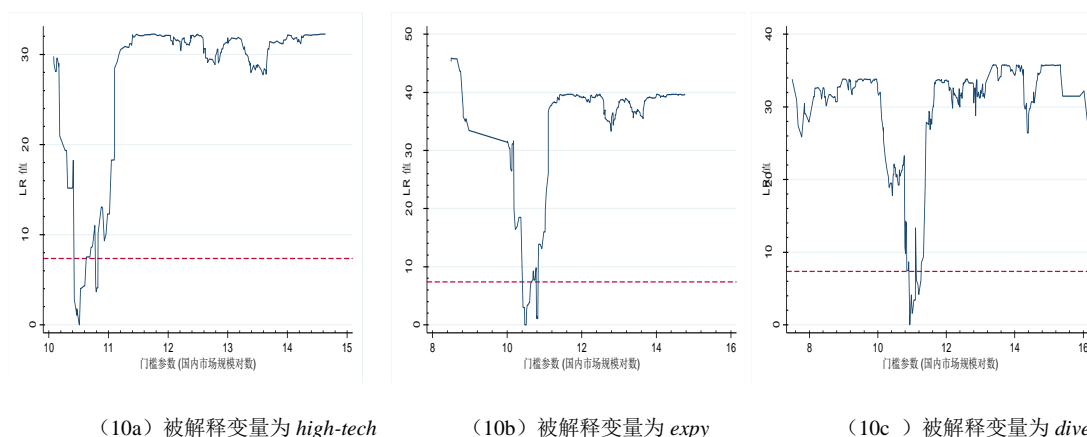


图 10 国内市场规模的门槛估计值

通过比较国内市场规模的门槛估计值和均值，发现门槛估计值略小于均值（11.53），表明本文以国家规模均值分组基本科学。更为重要的是，以三种指标度量出口升级的门槛值估计稳健说明，出口产品结构与国内需求结构的背离对出口升级影响，确实因国家规模的差异而不同。^① 这意味着，相对小国而言，大国更有必要走依托国内大市场的“内需驱动型”外贸发展道路。

五、结论与启示

无论是注重国内市场需求经典贸易理论还是一般性逻辑推演，都有“出口产品结构与国内需求相匹配”的预期。因此中国出口贸易脱离国内市场需求及国内产业结构的发展模式饱受指责（如袁欣，2010；张曙霄、张磊，2013）。这就需要从一般性国际经验的视角审视这一“中国特色现象”。文章首次测度了51个国家的出口产品结构与国内需求结构的背离度，基于典型经验事实，构建了“制度环境——结构背离——出口升级”的分析框架，阐释了制度环境通过影响结构背离进而影响出口升级的一般性机理：制度环境不完善使得国内需求无法转变为本土企业的有效供给，国内需求规模也无法支撑起本土企业出口竞争力，从而导致出口产品结构与国内需求结构的背离。在结构背离条件下，国内市场支撑的规模经济、技术创新和学习效应等无法转化为出口升级的动力。同时，由于大国偏向于内向型发展模式，其国内市场对出口升级的作用相对小国更为重要，因此结构背离对大国出口升级的抑制效应相对小国更强。以跨国面板数据实证检验国内制度环境影响贸易结构的这一新机制，结果表明：制度环境是决定出口产品结构与国内需求结构背离程度的重要维度，即便控制了产品内分工和要素禀赋比较优势等因素后，这一结论依然成立；出口产品结构与国内需求结构的背离对小国出口升级（高技术产品出口比例提升、出口产品技术复杂度提升和出口产品多元化）没有显著影响，但对大国却有显著的抑制效应。

^① 根据门限模型思路，在估计门槛值后，可依据(3)式进行模型估计，门限模型估计与(41)、(44)、(47)式实质是一样的，只是分组依据——国内市场规模略小而已，并不改变估计结论，故而省略。

本文从一般性国际经验的视角审视“中国出口贸易脱离国内市场需求及国内产业结构”这一“中国特色现象”，不仅有助于加深对中国出口贸易脱离国内市场需求及国内产业结构现象的认识，对发展中大国外贸发展模式的选择也具有重要的启发意义。

其一，依托要素禀赋比较优势和深度依赖全球产品内分工的外贸发展模式会使结构背离成为常态，并不是“中国特色现象”。因为要素禀赋比较优势、产品内分工和本地市场效应是发展对外贸易的三种基本方式，我们不能因为这两类“自然性分工背离”而放弃对要素禀赋比较优势和产品内分工的利用（如裴长洪，2008，2009；闫国庆等，2009）。而由于国内制度环境不完善抑制本地市场效应而导致的结构背离是需要重点矫正、也是可以矫正的结构背离。

其二，相对小国而言，大国更有必要形成依托国内大市场的“内需驱动型”外贸发展模式。国内大市场内生决定了大国发展模式的特殊性（如库兹涅茨，1971；钱纳里和赛尔昆，1975；张培刚，1992；Alesina et al.,2005；欧阳峣等，2014）。国内大市场支撑的规模经济、技术创新和学习效应等是大国外贸持续发展和转型升级的特殊优势。而出口与内需的结构背离会导致大国出口结构转型升级缺乏国内市场需求的支持力，从而加大套牢于低端产品结构的风险。因此，对中国这样的发展中大国而言，在发挥传统要素禀赋比较优势和谋求全球价值链分工新地位的同时，也应当注重大国外贸发展的特殊优势途径——“内需驱动型”外贸发展模式。这种内外需求相结合的“内需驱动型”外贸发展模式，不仅可以利用庞大的国内市场需求规模培育“以技术、品牌为核心的出口竞争新优势”，也能有效实现“内外贸一体化”和“国际国内市场深度融合”。

其三，形成大国“内需驱动型”外贸发展模式的着力点在于，完善国内制度环境，提高出口与内需的结构匹配程度。国内制度环境是出口产品结构与国内需求相匹配的重要决定维度。制度环境不完善使得国内需求无法转变为本土企业的有效供给，国内需求规模也无法支撑起本土企业出口竞争力，必然表现为较高的结构背离度。那么，完善制度环境的核心在于，以“全面深化改革”，建立公平开放、竞争有序、创新导向的市场环境，使本土企业有能力、有动力和有压力，依托国内需求规模扩张和需求结构升级，带动其出口产品结构升级。这种依托于国内需求的出口模式，能将国内大市场支撑的规模经济、技术创新和学习效应转化为大国外贸持续发展和转型升级的特有优势。

参考文献：

- 戴翔,金碚,2014:《产品内分工、制度质量与出口技术复杂度》,《经济研究》第7期。
- 黄少安、陈斌开、刘姿彤,2012:《“租税替代”、财政收入与政府的房地产政策》,《经济研究》第8期
- 欧阳峣等,2014:《大国经济发展理论》,中国人民大学出版社。
- 裴长洪,2008:《正确认识我国加工贸易转型升级》,《国际贸易》第4期。
- 裴长洪,2009:《中国贸易政策调整与出口结构变化分析:2006—2008》,《经济研究》第4期。
- 邱斌,唐保庆,孙少勤,刘修岩,2014:《要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势》,《经济研究》第8期。
- 沈利生,2011:《最终需求结构变动怎样影响产业结构变动——基于投入产出模型的分析》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 施炳展,冼国明,2012:《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第2期。
- 王海兰、崔日明,2010:《内外需相互转化过程中外贸发展的新思路》,《国际贸易》第1期。
- 王永进、盛丹、施炳展、李坤望,2010:《基础设施如何提升了出口技术复杂度》,《经济研究》第7期。
- 吴振宇,2013:《生产体系与需求结构的重配——经济运行的核心问题与调控取向》,《重庆理工大学学报(社会科学)》第7期。
- 闫国庆,孙琪,仲鸿生,赵娜,荆娴,2009:《我国加工贸易战略转型及政策调整》,《经济研究》第5期。
- 易先忠,欧阳峣,傅晓岚,2014:《国内市场规模与出口产品结构多元化:制度环境的门槛效应》,《经济研究》第6期。

- 尹翔硕,1997:《中国出口制成品结构与制造业生产结构差异的分析》,《国际贸易问题》第4期。
- 袁欣,2010:《中国对外贸易结构与产业结构:“镜像”与“原像”的背离》,《经济学家》第6期。
- 张昊,2014:《国内市场如何承接制造业出口调整——产需匹配及国内贸易的意义》,《中国工业经济》第8期。
- 张杰,张培丽,黄泰岩,2010:《市场分割推动了中国企业出口吗?》,《经济研究》第8期。
- 张杰,刘志彪,张少军,2008:《制度扭曲与中国本土企业的出口扩张》,《世界经济》第10期。
- 张培刚:《新发展经济学》,河南人民出版社1992年版。
- 张曙霄,张磊,2013:《中国贸易结构与产业结构发展的悖论》,《经济学动态》第11期。
- 张亚斌,2010:《内生比较优势理论与中国贸易结构转换》,中国经济出版社。
- 朱希伟,金祥荣,罗德明,2005:《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》第12期。
- [美]霍利斯·钱纳里,莫伊思·赛尔昆,1975:《发展的型式(1950-1970)》,李新华译,北京:经济科学出版社。
- [美]库兹涅茨,1971:《各国的经济增长》,常勋译,北京:商务印书馆。
- Alesina, A., Enrico, S., R. Wacziarg, 2005, “Trade, Growth and the Size of Countries”, *Handbook of Economic Growth*, 1(B), 1499-1542.
- Amighinia, A., and M.Sanfilippo, 2014, “Impact of South-South FDI and Trade on the Export Upgrading of African Economies”, *World Development*, 64(1), 1-17.
- Athukorala, P, S Nasir, 2012, “Global Production Sharing an South-South Trade”, *Indian Growth & Development Review*, 5(2):173-202.
- Belke, A., M. Goecke and M. Guenther, 2013, “Exchange Rate Bands of Inaction and Play-Hysteresis in German Exports – Sectoral Evidence for Some OECD Destinations”, *Metroeconomica*, 64(1), 152-179.
- Beise-Zee, R., and C. Rammer. 2006, “Local User-Producer Interaction in Innovation and Export Performance of Firms”, *Small Business Economics*, 27(2), 207-222.
- Chaney, T., and R. Ossa, 2013, “Market Size, Division of Labor, and Firm Productivity”, *Journal of International Economics*, 90(1), 177-180.
- Cunat, A., and Marc J. Melitz, 2010, “A Many-Country, Many-Good Model of Labor Market Rigidities as a Source of Comparative Advantage,” *Journal of the European Economic Association Papers and Proceedings*, 8 (2-3), 434-441.
- Crozet, M., and F. Trionfetti, 2009, “Trade Costs and the Home Market Effect”, *Journal of International Economics*, 76(2):309-321
- Corsetti, G, P. Martin, and P. Pesenti, 2007, “Productivity, Terms of Trade and the `Home Market Effect””, *Journal of International Economics*, 73(1), 99-127.
- Desmet, K., and S. Parente, 2010, “Bigger is Better: Market Size, Demand Elasticity and Innovation”, *International Economic Review*, 51(2), 319-333.
- De Haan, J., S.Lundström and J.-E. Sturm, 2006, “Market-Oriented Institutions and Policies and Economic Growth: A Critical Survey”, *Journal of Economic Surveys*, 20(2), 157-191.
- Esteves, P.S., and A. Rua, 2015, “Is There a Role For Domestic Demand Pressure on Export Performance?” *Empirical Economics*, 08(4), 134-156.
- Fagerberg, J., 1995, “User-Producer Interaction, Learning and Comparative Advantage”, *Cambridge Journal of Economics*, 19(1), 243-256.
- Feenstra, R., C. Hong, H. Ma, and B.J. Spencer, 2012, “Contractual Versus Non-Contractual Trade: The Role of Institutions in China”, NBER Working Paper 17728.
- Hansen, B.E., 1999, “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Helpman, E and P. R. Krugman, 1985, “Market structure and foreign trade”, Cambridge, MA: MIT Press.
- Helpman, E., and O. Itskhoki, 2010, “Labor Market Frictions as a Source of Comparative Advantage, with Implications for Unemployment and Inequality”, NBER Working Paper No. 15764.
- Hausman, R., J. Hwang, D.Rodrik,2007, “What You Export Matters”, *Journal of Economic Growth*,12(1),1-25.

- Henderson, J., P. Dicken, M. Hess, N. Coe, and H. Yeung, 2002. "Global Production Networks and the Analysis of Economic Development," *Review of International Political Economy*, 9(3): 436–64.
- Gaulier, G., F. Lemoine, D. Unal-Kesenci, 2005, "China's Integration in East Asia: Production Sharing, FDI and High-Tech trade", CEPII Working papers 2005-09.
- Gereffi, G. 1999. "International Trade and Industrial Upgrading in the Apparel Commodity Chain", *Journal of International Economics*, 48(1): 37–70.
- Juhn, C., G. Ujhelyi, C. Villegas-Sanchez, 2014, Men, Women, and Machines: How Trade Impacts Gender Inequality, *Journal of Development Economics*, 106(C), 179-193.
- Krugman, P., 1980, "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, 70 (5), 950—959.
- Lall, S., 2000, "The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98", *Oxford Development Studies*, 28(3): 337-369.
- Linder, S. B., 1961, an Essay on Trade and Transformation. New York: Wiley and Sons.
- Lloyd, P., and D. MacLaren, 2004, Gains and Losses from Regional Trading Agreements: A Survey. *Economic Record*, 80(251): 445-467.
- Manova, K., 2013, "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade," *Review of Economic Studies*, 80(2), 711–744.
- Melitz MJ, and G. Ottaviano, 2008, "Market Size, Trade, and Productivity", *Review of Economic Studies*, 75(1), 295-316.
- Melitz, Marc J., 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Nunn, N., and D. Trefler, 2013, "Domestic Institutions as a Source of Comparative Advantage", *Handbook of International Economics*, 2013, 4:263–315.
- Nunn, N., 2007, "Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 122 (2), 569–600.
- Poncet, S., and F.S.D. Waldemar, 2013, "Export Upgrading and Growth: The Prerequisite of Domestic Embeddedness", *World Development*, 51(16), 104–118.
- Porter, M. E., 1990, "The Competitive Advantages of Nations", New York: The Free Press.
- Rodrik, D., 2006, "What is So Special about China's Exports?" ,*China and the World Economy*, 14(5), 1–19.
- Schott, P., 2008, "The Relative Sophistication of Chinese exports", *Economic Policy*, 23(53), 5-49.
- Shujin, Zh., X. Fu, 2013, "Drivers of Export Upgrading", *World Development*, 51(4), 221–233.
- Spolaore, E., R. Wacziarg, 2005. "Borders and Growth", *Journal of Economic Growth*, 10(4), 331-386.
- Ueki, Y., 2011, "Intermediate Goods Trade in East Asia", in intermediate goods trade in East Asia: Economic deepening through FRAs/EPAs, edited by Mitsuhiro Kagami, BBC Research Report No.5, Bangkok Research Center, IDE-JETRO, Bangkok, Thailand.
- Von Hippel, E., 1986, "Lead Users: a Source of Novel Product Concepts", *Management Science*, 1986, 32(7):791-805.
- Wagner, J., 2002, "The Causal Effects of Exports on Firm Size and Productivity: First Evidence from a Matching Approach," *Economics Letters*, 77(2), 287-92.
- Weder, R., 1996, "How Domestic Demand Shapes the Pattern of International Trade", *World Economy*, 19(3), 273-286.
- Wolf, H. C., 2000, "Intra-national Home Bias in Trade", *the Review of Economics and Statistics*, 82(4), 555–563.
- Xu, B., & Lu, J. Y., 2009, "Foreign Direct Investment, Processing Trade, and the Sophistication of China's Export", *China Economic Review*, 20(3), 425–439.
- Yeats, A., 2001, Just How Big is Global Production Sharing? Policy Research Working Paper 1871, World Bank.

附录1：以产业均值计算的背离度的典型事实（1997-2010年样本均值）

$$diva = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{con_i}{\sum_{i=1}^n con_i} - \frac{ex_i}{\sum_{i=1}^n ex_i} \right| \quad (1')$$

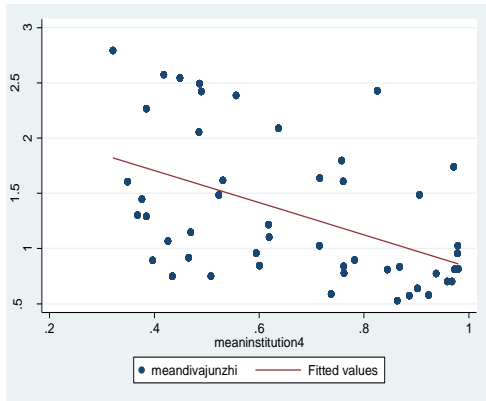


图 4' 商业环境指数与背离度

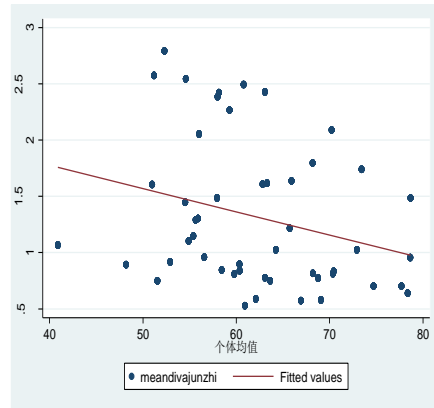


图 5' 经济自由度与背离度

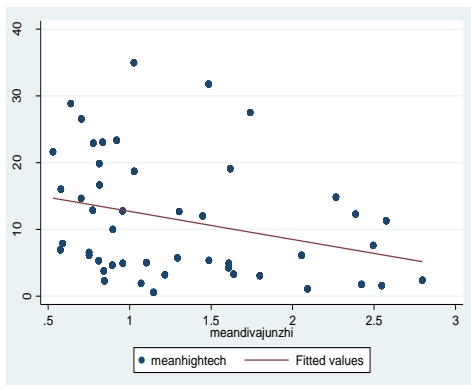


图 6' 背离度与出口产品技术复杂度

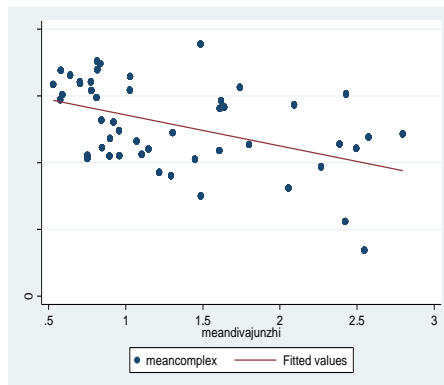


图 7' 背离度与高技术产品出口比例

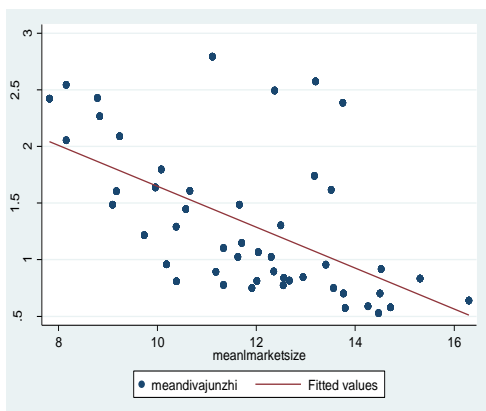


图 8' GDP 规模与背离度

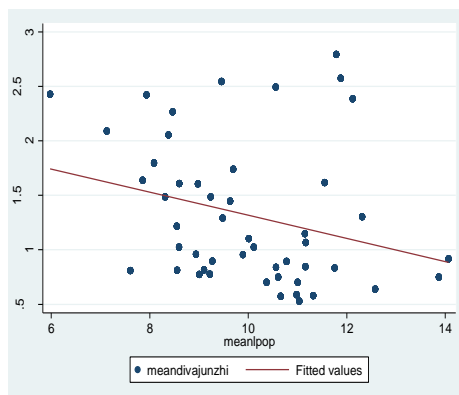


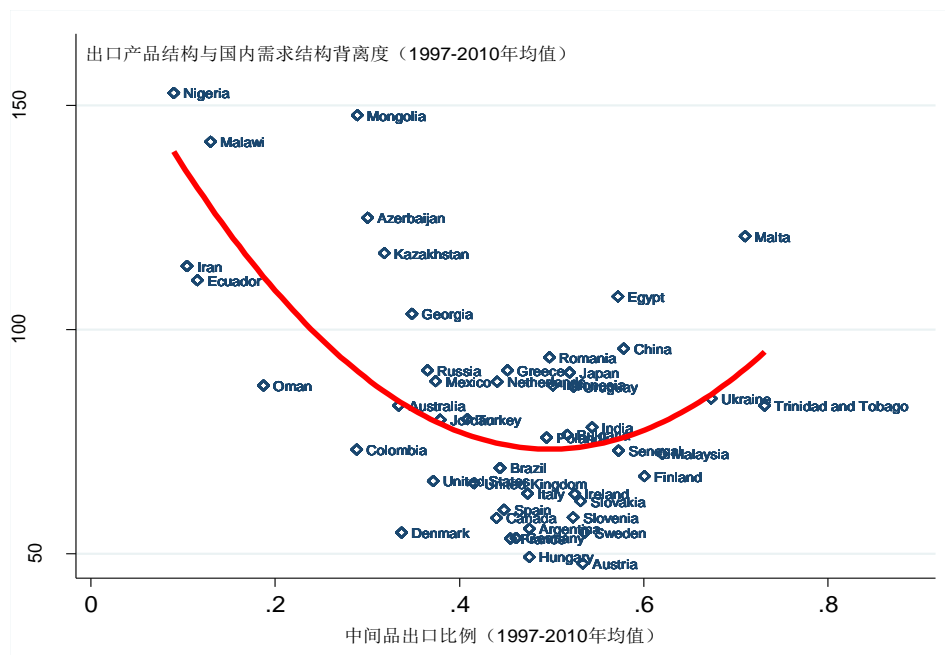
图 9' 人口规模与背离度

附录 2: 似然不相关 (SUR) 估计结果

被解释变量	以人口规模分组						以国内市场规模分组					
	高技术产品出口比例		出口产品技术复杂度		出口产品多元化		高技术产品出口比例		出口产品技术复杂度		出口产品多元化	
	大国	小国	大国	小国	大国	小国	大国	小国	大国	小国	大国	小国
<i>main</i>												
<i>diva</i>	-0.015^{***}	0.005	-0.001^{***}	-0.000	-0.023^{***}	-0.020	-0.010^{***}	0.003	-0.001^{***}	0.000	-0.040^{***}	-0.007[*]
	(0.003)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.008)	(0.016)	(0.002)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.009)	(0.004)
<i>lpop</i>	0.803	2.962 ^{***}	-0.096	0.210 [*]	9.527 ^{***}	0.960	2.489 ^{***}	2.437 ^{**}	0.148 ^{**}	0.135	0.996	6.192 ^{***}
	(0.913)	(0.983)	(0.077)	(0.115)	(2.383)	(2.274)	(0.826)	(1.060)	(0.073)	(0.124)	(3.481)	(1.316)
<i>IFDI</i>	0.129 ^{***}	-0.006	-0.000	-0.002	-0.175 ^{**}	0.016	0.129 ^{***}	-0.007	0.003 [*]	-0.014 ^{**}	-0.122	0.006
	(0.027)	(0.038)	(0.002)	(0.004)	(0.071)	(0.088)	(0.019)	(0.052)	(0.002)	(0.006)	(0.082)	(0.065)
<i>leducation</i>	0.414 [*]	0.660 ^{***}	0.134 ^{***}	0.164 ^{***}	-0.348	-0.808	0.272	1.043 ^{***}	0.095 ^{***}	0.126 ^{***}	1.032	-0.587
	(0.217)	(0.248)	(0.018)	(0.027)	(0.567)	(0.572)	(0.181)	(0.323)	(0.016)	(0.035)	(0.762)	(0.401)
<i>infra</i>	0.136	0.044	0.178 ^{***}	0.019	-2.092	0.150	0.204	0.072	0.093 ^{***}	0.026 [*]	2.964 ^{**}	0.458 ^{***}
	(0.489)	(0.123)	(0.039)	(0.014)	(1.277)	(0.285)	(0.276)	(0.137)	(0.027)	(0.015)	(1.164)	(0.170)
<i>frd</i>	0.025 ^{***}	0.006	0.000	0.005 ^{***}	0.003	0.026	0.020 ^{***}	0.013	0.001 [*]	0.005 ^{***}	0.018	0.006
	(0.008)	(0.014)	(0.001)	(0.001)	(0.021)	(0.032)	(0.007)	(0.015)	(0.001)	(0.001)	(0.029)	(0.019)
<i>diva</i>												
<i>lag.lfrd</i>	-16.540^{**}	-41.391^{***}	-20.633^{**}	-45.299^{***}	-16.659^{**}	-41.606^{***}	-34.232^{**}	-38.024^{***}	-19.853^{**}	-38.562^{***}	-21.887^{**}	-37.950^{***}
	(7.680)	(13.149)	(8.756)	(13.525)	(7.680)	(13.149)	(14.572)	(14.254)	(9.137)	(14.919)	(8.651-)	(14.253)
<i>lopen</i>	-1.170	35.279 ^{***}	-1.289	35.244 ^{***}	-1.165	35.348 ^{***}	-1.173	27.028 ^{***}	-1.812	26.841 ^{***}	-1.162	27.235 ^{***}
	(1.898)	(4.364)	(1.982)	(4.419)	(1.898)	(4.365)	(2.064)	(5.031)	(2.169)	(5.183)	(2.064)	(5.031)
<i>lexchange</i>	7.337 ^{***}	4.537	5.076 ^{**}	4.016	7.287 ^{***}	4.615	5.877 ^{***}	2.261	4.772 ^{**}	1.167	5.840 ^{***}	2.208
	(1.955)	(3.515)	(2.147)	(3.766)	(1.955)	(3.515)	(2.196)	(3.289)	(2.397)	(3.691)	(2.196)	(3.289)
<i>agri</i>	1.027 ^{***}	1.584 ^{***}	0.984 ^{***}	1.797 ^{***}	1.026 ^{***}	1.574 ^{***}	0.930 ^{***}	1.135 ^{***}	0.862 ^{***}	1.291 ^{***}	0.929 ^{***}	1.137 ^{***}
	(0.192)	(0.250)	(0.203)	(0.255)	(0.192)	(0.250)	(0.275)	(0.238)	(0.295)	(0.248)	(0.275)	(0.238)
<i>prim</i>	29.154 ^{***}	75.480 ^{***}	27.198 ^{***}	73.496 ^{***}	29.051 ^{***}	75.631 ^{***}	8.616	66.393 ^{***}	9.077	64.198 ^{***}	8.612	66.947 ^{***}
	(6.864)	(6.638)	(7.385)	(6.684)	(6.864)	(6.639)	(6.060)	(8.086)	(6.415)	(8.211)	(6.059)	(8.086)
<i>IFDI</i>	-3.406 ^{***}	2.757 ^{***}	-4.180 ^{***}	3.474 ^{***}	-3.404 ^{***}	2.748 ^{***}	-1.545 ^{**}	-0.120	-2.134 ^{***}	0.625	-1.544 ^{**}	-0.130
	(0.771)	(0.856)	(0.829)	(0.880)	(0.771)	(0.856)	(0.680)	(1.160)	(0.767)	(1.225)	(0.680)	(1.160)
<i>inter</i>	-64.708 ^{***}	-17.029 [*]	-64.438 ^{***}	-23.007 ^{**}	-64.628 ^{***}	-17.276 [*]	-63.447 ^{***}	-3.349	-67.098 ^{***}	-6.361	-63.590 ^{***}	-23.610 ^{***}
	(9.369)	(9.530)	(9.925)	(9.933)	(9.369)	(9.530)	(11.069)	(10.929)	(11.912)	(11.433)	(11.069)	(8.705)
<i>locklanded</i>	-26.824 ^{***}	-17.436 ^{***}	-33.105 ^{***}	-19.420 ^{***}	-26.844 ^{***}	-17.434 ^{***}	-20.198 ^{***}	-8.262 ^{**}	-22.761 ^{***}	-8.995 ^{**}	-20.186 ^{***}	-8.203 ^{**}
	(7.246)	(3.375)	(7.732)	(3.614)	(7.246)	(3.375)	(3.994)	(3.940)	(4.522)	(4.166)	(3.994)	(3.940)
<i>N</i>	219	235	198	211	219	235	260	194	235	174	260	194
<i>R²</i>	0.956	0.871	0.991	0.988	0.978	0.933	0.939	0.884	0.990	0.988	0.948	0.947
<i>chi2-p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 在主方程 (出口升级) 估计中控制时间效应和个体效应; 在背离度估计方程中控制时间效应, 以制度环境的滞后一阶缓解内生性问题。

附录 3：产品内分工与结构背离的 U 型关系



Structure Deviation of Export and Domestic Demand: Causes and Consequences

Yi Xianzhong, Bao Qun, Jun Hou, and Zhang Yabin

(Nanjing Audit University; Nankai University; Oxford University; Hunan University)

Abstract: From the perspective of international experience, this paper try to explore the general rule behind the Chinese characteristic fact that China's export structure deviated domestic demand and industrial structure. We calculate the structural deviation degree of 51 economies based on the United Nations Industrial Development Organization ISIC 4-digit data. Based on the typical empirical facts, we construct an analysis framework of institutional environment—structural deviation—export upgrading, which explains the mechanism of institutional environment affects export upgrading through structural deviation. Theoretical hypothesis are tested based on the panel data cross countries, the results show that, in addition to factor endowment and intra-product specialization, institutional environment is another important determining dimension of structural deviation. Structural deviation exerts a significant negative effect on export upgrading in large economies, but not in small economies. This means that even if structural deviation is a normal phenomenon under the trade mode based on the comparative advantage and intra-product specialization, it is more important for large countries, comparing with small ones, to reduce the degree of structural deviation by improving institutional environment in order to form the trade model driven by domestic demand.

Key words: Domestic Demand; Structural Deviation; Institutional Environment; Export Upgrading; Country Size

JEL Classification: C11, F10, F14, O24