

农业劳动力转移对中国出口 增长二元边际的影响

项松林

摘要：中国出口增长长期存在以集约边际为主的特征，本文从农业剩余劳动力转移视角探寻其中的可能原因。理论模型显示，农业剩余劳动力转移越多，老产品出口零利润条件越低，新产品出口零利润条件越高，两方面共同作用是我国出口增长主要以老产品集约边际为主的原因之一。使用PPML方法对1995—2017年中国出口到209个国家的二元边际数据进行检验，农业剩余劳动力转移通过“低劳动力使用成本”直接激励作用，对老产品的集约边际增长有促进作用，而对新产品扩展边际出口有负面影响。本文最后提出了相应的对策建议。

关键词：农业人口；转移；出口；二元边际；供给侧结构

[中图分类号] F741 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 02-0032-16

引言

集约边际和扩展边际如何影响一国外贸增长？在Melitz (2003)^[1]经典理论模型基础上，Chaney (2008)^[2]、Arkolakis等 (2008)^[3]分别建立了一个同时包括集约边际与扩展边际在内的二元边际理论模型，他们的研究结论认为：只要假定企业生产率水平服从帕累托 (Pareto) 分布，就会出现可变贸易成本增加，一方面减少了既定国家给定企业的出口，该国所有企业的平均出口将减少；另一方面也会导致低生产效率企业从出口市场退出，自我选择效应让市场中存活企业的平均出口量增加；生产率的帕累托 (Pareto) 分布正好使这两种相反作用互相抵消，总出口的集约边际与可变贸易成本变化无关。于是，他们预期：贸易自由化对一国出口增长的集约边际没有影响，外贸增长动力主要是源源不断的扩展边际。

尽管上述理论为我们描绘了一幅美好画卷，即通过提高出口增长的扩展边际比重，可以增进一国开放后的贸易福利，但中国实际情况却并非如此。图1的统计资料显示：1995—2017年集约边际占我国总出口的比重在80%以上，而扩展边际占

[收稿日期] 2020-09-13

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“新-新贸易理论拓展模型视角下的中国外贸结构转型升级研究”(15BJL086)；中央党校2015年度校级科研青年项目(思想库)“亚太自贸区：动因、障碍和对策”(2015)

[作者信息] 项松林：中央党校国际战略研究院副研究员，电子信箱 cupxsl@163.com

比不到 20%。固化在以少数老产品向少数发达国家大量出口的集约边际增长方式,不仅会给进口国造成“倾销”的假象、导致涉华贸易摩擦激化,也极易遭受外部冲击出现外贸增长大幅波动。相反,如果中国出口增长能实现以大量新产品向大多数国家出口(即扩展边际为主),那将增加贸易品的范围而不仅是贸易量(钱学锋和熊平,2010^[4]),进而有利于提升我国多元化的生产结构,实现出口贸易的稳定发展。

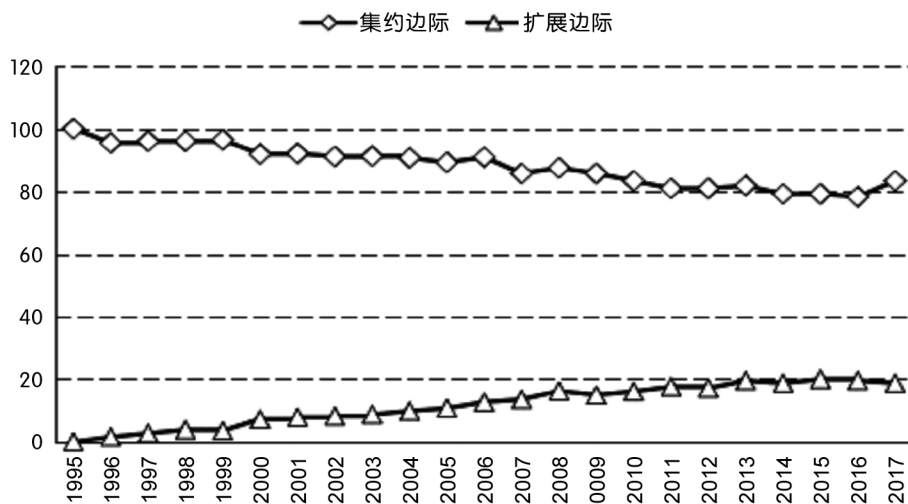


图 1 中国出口增长的二元边际变动 (单位:%)

资料来源:CEPII BACI, 作者整理。

是什么原因导致了中国出口增长始终存在以集约边际为主的发展趋势?本文拟将农业剩余劳动力非农转移融入到经典新-新贸易理论之中,试图建立一个简单的理论模型加以论证,然后利用 1995—2017 年中国出口到 209 个国家或地区的 HS-6 位码贸易数据进行实证检验。

一、文献回顾

(一) 全球贸易增长的二元边际检验

客观来看,全球范围内贸易增长主要是集约边际还是扩展边际仍存在异议,比如 Hummels 和 Klenow (2005)^[5]认为大经济体 60% 以上的出口增长由扩展边际引起,扩展边际对 WTO 成员国出口增长的作用超过 31% (Dutt et al., 2011)^[6],但 Felbermayr 和 Kohler (2006)^[7]对 20 世纪 70 年代至 90 年代中期的全球贸易增长进行测算后,认为集约边际更重要。

这些经验研究的另一个基本趋势是:扩展边际对发达国家贸易增长的解释力相对较强,对发展中经济国家或转型经济体的解释要弱一些 (Badinger and Türkcan, 2012^[8]; Berthou and Fontagné, 2008^[9]; Amurgo-Pacheco, 2006^[10]; Scott et al.,

2014^[11]), 比如 Martínez-Zarzoso 等 (2015)^[12] 使用 1999—2009 年欧盟 SITC-5 位码贸易数据, 结果发现其出口增长主要源自扩展边际, 但 Eaton 等 (2008)^[13] 对 1995—2005 年哥伦比亚外贸数据进行分解后, 发现集约边际对其出口增长的作用更大。此外, 还有 Cebeci 和 Fernandes (2013)^[14] 对土耳其的分析等。

发达国家和发展中国家的对比分析更是如此。Cebeci 等 (2012)^[15] 对 2003—2010 年全球贸易增长数据进行分解后, 发现 38 个发展中国家的出口增长以集约边际为主, 而比利时和西班牙等 7 个发达国家出口增长中, 扩展边际贡献更大。Kimura 和 Obashi (2009)^[16] 使用 1993—2006 年 HS6 位码贸易数据进行统计, 也认为包括东盟成员国在内的部分亚洲国家, 其 99.9% 的总产品出口主要源自集约边际; 而经济转型相对成功的国家, 其出口增长的动力主要是扩展边际, 比如 Kang (2004)^[17] 对韩国的出口分析等。

(二) 中国出口增长二元边际检验

新一新贸易理论引入我国后, 学界就中国出口增长是以集约边际为主还是以扩展边际为主的问题进行了系列研究 (郑小碧, 2019^[18]; 李丽丽, 2020^[19]), 且大多数文献总体上支持我国出口增长主要以集约边际为主的客观事实 (毛其淋和盛斌, 2013^[20]; Amiti and Freund, 2007^[21])。

于是, 我们不禁要问: 为什么包括中国在内的大多数发展中国家, 其出口增长始终存在以集约边际为主的趋势? 本文试图解释这一现象。我们的核心思想是: 发展中国家正在经历经济结构转型, 农业领域相对过剩的劳动力被源源不断地输送到制造业领域; 当一国可贸易部门生产效益提升时, 农业剩余劳动力的进入可能会抑制制成品部门实际工资的增长, 从而导致经典新一新贸易理论解释发展中国家贸易增长二元边际的作用减弱, 即制成品部门相对“缓慢”的实际工资增长会“抑制”出口自我选择效应, 给即便不具有生产效优势的异质性老产品出口企业“额外”成本竞争优势, 延长了其退出国际市场的时间; 老产品企业出口地位的巩固, 减缓了创立新企业、生产新产品的进程, 因而发展中国家出口增长存在主要以集约边际为主的必然趋势。

应该说, 这一思想在现有文献中已经有所提及, 例如对微观企业进行实证检验后, 尽管有部分研究认为中国出口企业的生产率要高于非出口企业 (Ma et al., 2014^[22]; Du et al., 2012^[23]), 但更多研究成果认为我国出口企业存在“生产率悖论”问题, 没有充分体现出“出口选择效应”的作用 (李春顶, 2010)^[24]。倘若“出口选择效应”确实不存在, 其经济政策含义或许将直接表现为: 正经历经济结构转型的中国, 倘若继续实施低成本国际竞争, 将损害企业自主创新能力或核心竞争力的培育和提升 (张杰, 2015)^[25], 降低了自主创新的意愿, 阻碍创新驱动发展, 进而不利于发挥扩展边际的稳出口作用。

与已有文献相比, 本文的边际贡献在于: 第一, 在理论层面使用新一新贸易理论分析框架, 分析农业剩余劳动力转移带来的“低成本竞争优势”对出口增长二元边际的不同影响, 并阐述背后的作用机制; 第二, 引入“劳动力无限供给”理论后, 本文能够得出农业剩余劳动力正向作用出口增长集约边际、负向影响扩展边

际的结论,可以为考察其他发展中国家出口贸易增长的结构变化提供了一个新视角;第三,实证检验虽是中国案例,但对其他发展中国家实现出口增长从集约边际为主向扩展边际为主的转变,具有相对普遍的政策含义。

二、理论模型

为揭示农业剩余劳动力转移对贸易增长二元边际的影响,本文尝试建立一个简单的多国两部门多产品理论模型,用来解释出口增长主要沿集约边际实现的原因。

(一) 消费者偏好

假定任意国家 i 消费者消费 q_A 个单位农业品与 C_k ($k=1, 2, \dots, N$) 个单位工业制成品的效用函数用 $C-D$ 形式表示,消费者消费工业制成品不同品种 ω 的效用函数用 CES 形式表示,则总效用函数可以表示为:

$$\ln U_i = \alpha_0 \ln q_{iA} + \sum_{k=1}^N \alpha_k \ln C_{ik}, C_{ik} = \left(\int_{\omega \in \Omega_k} q_{ik}(\omega) \rho_{ik} d\omega \right)^{1/\rho_{ik}} \quad (0 < \rho_{ik} < 1) \quad (1)$$

使用计算任意产品 m 对产品 n 的替代弹性计算公式:

$$ES_{mn} = \frac{d \ln(C_n/C_m)}{d \ln(u'(C_m)/u'(C_n))}$$

可知,农产品对工业制成品的替代弹性为 1,工业制成品 k 两个不同品种之间的替代弹性为 $\sigma_{ik} = 1/(1 - \rho_{ik}) > 1$,即工业产品不同品种之间的相互替代关系大于农产品对工业制成品的替代。

用 $p_{ik}(\omega)$ 表示工业制成品品种 ω 的价格,当收入为 Y_i ,根据动态最优化理论,则消费者对产品 ω 的需求函数为:

$$q_{ik}(\omega) = \left[\frac{p_{ik}(\omega)}{P_{ik}} \right]^{-\sigma_{ik}} \frac{\alpha_{ik} Y_i}{P_{ik}} \quad (2)$$

其中, $P_{ik} = \left[\int_{\omega \in \Omega_k} p_{ik}(\omega)^{1-\sigma_{ik}} d\omega \right]^{1/(1-\sigma_{ik})}$ 表示工业制成品品种 ω 所属行业 k 的价格指数。

根据企业收入等于价格乘以销售量 ($r = p \times q$),则有下式成立:

$$r_{ik}(\omega) = p_{ik}(\omega) q_{ik}(\omega) = \alpha_k Y_i \left[p_{ik}(\omega) / P_{ik} \right]^{1-\sigma_{ik}} \quad (3)$$

(二) 生产技术

假定农业和制造业部门只投入一种劳动 ($L > 1$) 生产要素,且任何国家的劳动力总数保持不变。

1. 农业生产

为体现农业剩余劳动力非农转移的影响,这里设定农业部门的生产函数为:

$$\ln q_{iA} = \ln \varphi_{iA} + \mu \ln L_{iA}$$

其中, φ_{iA} 表示国家 i 农业劳动生产率; L_{iA} 为农业劳动投入量; $0 < \mu \leq 1$ 表示农业部门劳动产出弹性。

假定农业部门的生产是完全竞争且规模报酬不变的,用 P_{iA} 表示农产品价格,由边际产品价值等于要素边际成本,则有 $W_{iA} = \mu \varphi_{iA} (L_{iA})^{\mu-1} P_{iA}$ 成立。

为分析方便，假定农业品价格和生产率均为单位1，则农业实际工资为 $w_{iA} = \mu (L_{iA})^{\mu-1}$ 。因为 $\mu (L_{iA})^{\mu-1} < 1 (0 < \mu < 1)$ ，所以国家 i 如果存在农业剩余劳动力，其农业部门实际工资将低于完成经济结构转型的国家，直到转型结束后都等于1。

2. 工业制成品生产

假定工业生产是垄断竞争且规模报酬递增，用 f_{ik}^i 表示固定生产成本后，不存在中间产品进口时，对于生产率为 φ_{ik} 的企业，其生产 $q_{ik}(\omega)$ 个单位工业制成品的劳动投入为：

$$L_{ik}(\varphi) = f_{ik}^i + q_{ik}(\omega)/\varphi_{ik} \quad (4)$$

其中，固定生产成本保持不变时，生产率越高的企业，实际投入的劳动要素越小，相应的生产成本也越低。

当制成品工资为 W_{ik} ，根据边际收益等于边际成本，有下式成立：

$$p_{ik}(\omega) = p_{ik}(\varphi_{ik}) = W_{ik}/(\rho_{ik}\varphi_{ik}) = \sigma_{ik} W_{ik}/[(\sigma_{ik} - 1)\varphi_{ik}] \quad (5)$$

假定国家 i 制成品部门 k 有 M_{ik} 个企业，这些企业的生产率分布函数为 $g(\varphi_{ik})$ ，加权平均后的行业价格指数 P_{ik} 就可以表示为：

$$P_{ik} = M_{ik}^{1/(1-\sigma_{ik})} \sigma_{ik} W_{ik}/[(\sigma_{ik} - 1)\hat{\varphi}], \hat{\varphi} = \left\{ \int_0^\infty \varphi_{ik}^{\sigma_{ik}-1} g(\varphi_{ik}) d\varphi_{ik} \right\}^{1/(\sigma_{ik}-1)} \quad (6)$$

将式 (2) — 式 (6) 代入式 (3)，生产率为 φ_{ik} 的企业，其销售收入和利润可以简写为：

$$r_{ik}(\omega) = \alpha_{ik} Y_{ik} \left\{ \sigma_{ik} W_{ik}/[(\sigma_{ik} - 1)\varphi_{ik} P_{ik}] \right\}^{1-\sigma_{ik}} \quad (7)$$

$$\pi_{ik}(\omega) = r_{ik}(\omega) - W_{ik} L(\varphi_{ik}) = (\alpha_{ik} Y_{ik}/\sigma_{ik}) \left\{ \sigma_{ik} W_{ik}/[(\sigma_{ik} - 1)\varphi_{ik} P_{ik}] \right\}^{1-\sigma_{ik}} - W_{ik} f_{ik}^i \quad (8)$$

(三) 贸易开放的影响

假定出口需支付固定贸易成本 (f_{ik}^j) 与可变贸易成本 ($\tau_i^j > 1$)，根据边际成本加成原理 (*mark-up*)，国家 i 企业出口到国家 j 的收入与利润为：

$$r_{ik}^j(\omega) = \tau_i^{j1-\sigma_{ik}} r_{ik}(\omega) (j = 1, 2, \dots, N) \quad (9)$$

$$\pi_{ik}^j(\omega) = r_{ik}^j(\omega)/\sigma_{ik} - W_{jk} f_{ik}^j (j = 1, 2, \dots, N) \quad (10)$$

其中： W_{jk} 表示国家 j 的劳动力使用价格。

当国家 i 和国家 j 消费者的偏好相同 ($\sigma_{ik} = \sigma_{jk} = \sigma$ 、 $\alpha_{ik} = \alpha_{jk} = \alpha_k$)，根据式 (7) — (8)，则生产率为 φ_{ik} 的企业，其生产和出口的零利润生产率 (φ_{ik}^* 、 φ_{ik}^{j*}) 分别满足以下条件：

$$\varphi_{ik}^* = \left\{ \sigma/[(\sigma - 1)P_{ik}] \right\} W_{ik}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left[(\sigma f_{ik}^i)/(\alpha_{ik} Y_{ik}) \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (11)$$

$$\varphi_{ik}^{j*} = \Lambda \varphi_{ik}^*, \Lambda = \tau_i^j (P_{ik}/P_{jk}) (W_{jk}/W_{ik})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left[(f_{ik}^j/f_{ik}^i)(Y_{ik}/Y_{jk}) \right]^{\frac{1}{(\sigma-1)}} \sigma^{\frac{1}{1-\sigma}} W_{jk}^{\frac{1}{(\sigma-1)}} \quad (12)$$

(四) 潜在生产者行为

潜在生产者进入市场要支付 f_{ie} 的固定成本。当分布函数为 $G(\varphi)$ 时，潜在生产者进入市场的概率为：

$$P_{ik} = \begin{cases} P_{ik, in} = 1 - G(\varphi_{ik}^*), & \varphi_{ik} \geq \varphi_{ik}^* \\ 0 & \varphi_{ik} < \varphi_{ik}^* \end{cases} \quad (13)$$

由式 (7) 和式 (8) 可知, 时期 t 潜在生产者的利润为:

$$\pi_{ik,t}^{in} = \begin{cases} \pi_{ik}^e(\omega) - W_{ik}f_{ie} = \frac{\alpha_k Y_i}{\sigma} \left[\frac{\sigma W_{ik}}{(\sigma - 1)P_{ik}^H \varphi_{ik}} \right]^{1-\sigma} - W_{ik}f_{ie}, & \varphi_{ik} \geq \varphi_{ik}^* \\ -W_{ik}f_{ie}, & \varphi_{ik} < \varphi_{ik}^* \end{cases} \quad (14)$$

当存在一个固定的破产率 δ ($0 < \delta < 1$) 导致潜在生产者不能在市场上生存时, 潜在生产者的终生预期利润为:

$$\sum_{t=0}^{\infty} (1 - \delta)^t E_t(\pi_{ik,t}^{in}) = \begin{cases} \sum_{t=0}^{\infty} (1 - \delta)^t P_{ik, in} \pi_{ik}^e(\varphi_{ik}) = \frac{1}{\delta} P_{ik, in} \pi_{ik}^e(\varphi_{ik}), & \varphi_{ik} \geq \varphi_{ik}^* \\ 0 & \varphi_{ik} < \varphi_{ik}^* \end{cases} \quad (15)$$

于是, 潜在生产者选择是否进入市场的依据是终生预期利润最大化, 且只要终生预期利润大于零, 潜在生产者就会选择进入市场, 否则直接从市场中退出:

$$\max \left\{ \frac{1}{\delta} P_{ik, in} \pi_{ik}^e(\varphi_{ik}) - W_{ik}f_{ie}, 0 \right\} \quad (16)$$

用 φ_{ik}^{e*} 和 φ_{ik}^* 分别表示潜在生产者生产与出口的零利润生产率, 且将式 (7) 一式 (8) 代入式 (16), 则有下列条件成立:

$$W_{ik} = \left\{ \frac{\alpha_k Y_i}{\sigma} \left[\frac{\sigma}{(\sigma - 1)P_{ik}^H \varphi_{ik}^{e*}} \right]^{1-\sigma} \left[\frac{\delta f_{ie}}{1 - G(\varphi_{ik}^{e*})} \right]^{-1} \right\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (17)$$

$$W_{ik} = (Y_i (P_{ik})^{\sigma-1} + P_{ik, in}^j Y_j (P_{jk}^j / \tau_i^j)^{\sigma-1}) \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\sigma}{(\sigma - 1)} \right]^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left[\frac{\alpha_k P_{ik, in}}{\sigma \delta f_{ie}^H} \right]^{\frac{1}{\sigma}} (\varphi_{ik}^{e*})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (18)$$

上述计算中, 分布函数 $G(\varphi)$ 构成了下一步分析的障碍。本文假定 $G(\varphi)$ 满足 Pareto 分布, 即:

$$G(\varphi) = 1 - (\varphi_{\min}/\varphi)^m, g(\varphi) = m\varphi_{\min}^m \varphi^{-(m+1)}, \varphi \in [\varphi_{\min}, \infty), m \in (\sigma - 1, \infty)$$

其中, 参数 m 决定 Pareto 分布的峰度; φ_{\min} 为生产率的下界。

(五) 农业剩余劳动力工业部门转移对零利润条件的影响

上述分析中, 本文还没有将农业剩余劳动力转移这一结构转型变量纳入其中。根据王泽填与姚洋 (2009)^[26] 的研究结论, 当农业部门存在隐性失业时, 有 $W_{ik} = w_{iA} = \mu (L_{iA})^{\mu-1}$ 成立。将其代入到式 (11) 和式 (12) 中, 则有下式成立:

$$\varphi_{ik}^* = \left\{ \sigma / [(\sigma - 1)P_{ik}] \right\} \left[\mu (L_{iA})\mu - 1 \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left[(\sigma f_{ik}^i) / (\alpha_{ik} Y_{ik}) \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (19)$$

$$\varphi_{ik}^{j*} = \Lambda \left\{ \sigma / [(\sigma - 1)P_{ik}] \right\} \left[\mu (L_{iA})\mu - 1 \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left[(\sigma f_{ik}^j) / (\alpha_{ik} Y_{ik}) \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (20)$$

当 $0 < \mu < 1$ 显然有 $\partial \varphi_{ik}^{j*} / \partial L_{iA} < 0$ 成立, 即农业剩余劳动力越多的国家, 已经

出口的老产品企业零利润条件越小，这些企业在国际市场上出口老产品的可能性越高。

同样将 $W_{ik} = w_{iA} = \mu (L_{iA})^{\mu-1}$ 和生产率的 Pareto 分布代入到式 (17) 一式 (18) 中，也有下式成立：

$$\varphi_{ik}^{e*} = [\mu]^{\frac{\sigma}{\sigma-m-1}} \left\{ \frac{\alpha_k Y_i}{\sigma} \left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)P_{ik}^H} \right]^{\sigma-1} \frac{\delta f_{ie}}{\varphi_{\min}^m} \right\}^{\frac{1}{\sigma-m-1}} (L_{iA})^{\frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma-m-1}}$$

$$\varphi_{ik}^{j*} = [\mu]^{\frac{\sigma}{\sigma-1-k}} [Y_i (P_{ik})^{\sigma-1} + (\Lambda)^m Y_j (P_{jk}/\tau_i)^{\sigma-1}]^{\frac{1}{1+m-\sigma}} \times$$

$$\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)} \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma-1-m}} \left[\frac{\alpha_k (\Lambda \varphi_{\min})^m}{\sigma \delta f_{ie}} \right]^{\frac{1}{1+m-\sigma}} (L_{iA})^{\frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma-m-1}}$$

显然，当 $0 < \mu < 1$ 且 $\sigma - m - 1 < 0$ 时，有 $\partial \varphi_{ik}^{j*} / \partial L_{iA} > 0$ 成立，即农业剩余劳动力越多的国家，潜在生产者进入市场设立新企业的零利润条件要求更高，成功出口的可能性越小。

(六) 再修改出口增长二元边际引力模型

假定国家 i 生产企业数量 M_i 与其国内经济规模成比例，将该国全部工资收入看成是农业部门最低工资的 λ 倍，就有 $M_i = \lambda Y_i = \lambda L_i W_i = \lambda \lambda L_i w_{iA}$ 成立（其中， $W_i = \lambda w_{iA}$ ）。于是，国家 i 总出口可以表示为：

$$X_i^j = \left(\frac{1 - G(\varphi_{ik}^{j*})}{1 - G(\varphi_{ik}^{e*})} \right) M_i \int_{\varphi_{ik}^{j*}}^{\infty} r_{ik}^{j*}(\omega) \frac{g(\varphi_{ik})}{1 - G(\varphi_{ik}^{e*})} d\varphi_{ik} \quad (21)$$

将式 (7)、式 (9)、式 (19) 一式 (20) 代入式 (21)，则扩展边际可以表示为：

$$EM_i^j = A_0 (\tau_i^j)^{-m} (L_{iA})^{\mu-1} (f_{ik}^j)^{-m/(\sigma-1)} (Y_{jk}/Y_{ik})^{-\sigma/(\sigma-1)} (P_{jk}/P_{ik})^m \quad (22)$$

其中， $A_0 = \lambda W_i L_i \{ [(W_{jk} L_{jk}) / (W_{ik} L_{ik})]^{m/(\sigma-1)} (f_{ik}^j)^{m/(\sigma-1)} \}^m W_{jk} (L_{jk}/L_{ik})^{\sigma/(\sigma-1)}$ ； $a_0 = \ln W_{jk}$ 。

(22) 中，当 $\sigma > 1$ 和 $0 < \mu < 1$ 时，这里很容易证明出 $\partial EM_i^j / \partial L_{iA} < 0$ 成立，所以本文可以得出如下推论：

推论一：农业剩余劳动力相对越多的国家，出口增长的扩展边际越小。

同样将式 (7) 中的 i 换成 j ，并将其代入式 (21)，然后反复使用式 (5)、式 (11) 一式 (13)、式 (19) 一式 (20)，则集约边际可以表示为：

$$IM_i^j = B_0 \alpha_k \tau_i^{j-[m+(\sigma-1)]} f_{ik}^{j-[m-(\sigma-1)]/(\sigma-1)} Y_{jk}^{m/(\sigma-1)} (P_{jk}/P_{ik})^{m-(\sigma-1)} (L_{iA})^{(1-\mu)m} \quad (23)$$

其中， $B_0 = b_0 \kappa W_{ik} b_1 W_{jk} b_1 (W_i/W_j) (P_{ik} Y_{ik})^{-1} (f_{ik}^j/Y_{ik})^{m/(\sigma-1)} \varphi_{jk}^{*[m-(\sigma-1)]}$ ； $\kappa = M_{jk}^{-1} \{ 1 + \sum_{i=1, i \neq j}^N (\tau_i^j [W_{ik}]^{1-\sigma} M_{ik} \varphi_{ik}^{*(\sigma-1)-m}) / (W_{jk}^{1-\sigma} M_{jk} \varphi_{jk}^{*[(\sigma-1)-m]/(1-\sigma)}) \}^{-1}$ 为多边阻力； $b_1 = \sigma [m - (\sigma - 1)] / (\sigma - 1)$ ； $b_2 = -m\sigma / \sigma^{m/(\sigma-1)+\mu} [(\sigma - 1)\mu] + \{\sigma\mu^2(\sigma - 1)(2 - \sigma)[m - (\sigma - 1)]\} / [(\sigma - 1)]$ ； $b_0 = \varphi_{\min}^{-m} m / [m - (\sigma - 1)] / [(\sigma - 1)\mu] \alpha_{ik}^{-1}$ 。

式(23)中,只要满足 $0 < \mu < 1$ 且 $m > \sigma - 1 > 0$,也可以很容易证明出 $\partial IM_i^j / \partial L_{it} > 0$ 成立。于是,本文能得出以下推论:

推论二:农业剩余劳动力相对越多的国家,出口增长的集约边际越大。

农业剩余劳动力之所以正向影响老产品集约边际、负向影响新产品扩展边际,实际上是由多方面因素共同作用:第一,受企业优先以老产品“先占国内外市场”和以“自主创新”增加新产品生产能力的经营决策影响,如果生产企业选择最大化短期经济效益,结果将导致大多数行业的大多数企业往往选择“老产品抢占市场”而非“新产品自主创新”;第二,在机会成本与潜在收益比较上,与开发新产品、新技术、新工艺的不确定性相比,农业剩余劳动力转移带来的低劳动力使用成本,会“变相”降低了老产品生产企业的机会成本,进而会提高企业生产和出口老产品的现实收益;第三,在劳动要素与资本要素的相互替代上,农业剩余劳动力大规模工业部门转移后,低劳动力使用成本会减缓生产企业使用资本与技术要素对劳动要素的替代,对重视资本与技术的企业创新活动本身也有抑制作用;第四,在新产品需求扩张上,因为低劳动力使用成本导致大多数普通劳动者的实际收入增长幅度有限,对新产品的需求如果不能出现大规模扩张,也对部分企业研发并生产新产品有负面影响。

而从中国经济发展的实际来看,过去很长时间内我国宏观经济也确实存在缺乏创新经费、缺少创新人才等客观事实。这些负面因素也会抑制生产企业的创新创造活动,对新产品扩展边际的出口增长有不利影响。当然,随着国内大规模农业剩余劳动力非农转移走向尾声,低劳动力使用成本会逐渐转变为劳动力成本上涨,反过来也会从“倒逼”资本与技术替代劳动、增加新产品引致需求、刺激创新人力资本积累、降低研发创新机会成本、增加新产品生产潜在收益等多个方面促进生产企业扩大创新投资,进而可能具有提高我国出口增长中新产品所占比重和份额的作用,促进出口增长从集约边际为主向扩展边际为主的方向转变。

上述理论模型推理结论是否成立?本文进一步利用1995—2017年中国出口增长的二元边际数据进行实证检验。

三、实证设计与数据处理

(一) 实证模型

因为二元边际数据存在大量零贸易量,本文使用泊松伪最大似然估计(PPML)估计方法来处理,即加入时间后对(22)和(23)式取自然对数,可得到如下计量方程:

$$IM_{it}^j = \exp[\beta_0 + \beta_1 \ln \tau_{it-1}^j + \beta_2 \ln f_{it-1}^j + \beta_3 \ln Y_{j,t-1} + \beta_4 \ln(P_{j,t-1}/P_{i,t-1}) + \beta_5 \ln L_{it-1}] + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$EM_{it}^j = \exp[\gamma_0 + \gamma_1 \ln \tau_{it-1}^j + \gamma_2 \ln f_{it-1}^j + \gamma_3 \ln(Y_{i,t-1}/Y_{j,t-1}) + \gamma_4 \ln(P_{j,t-1}/P_{i,t-1}) + \gamma_5 \ln L_{it-1}] + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

其中, i 为中国; j 为贸易伙伴国家或地区; t 为时间; $t-1$ 为滞后一期; $\ln IM_{it}^j$ 与 $\ln EM_{it}^j$ 分别为中国出口到贸易伙伴 j 的集约边际和扩展边际对数; $\ln \tau_{it}^j$ 与 $\ln f_{it}^j$ 分

别为可变贸易成本和固定贸易成本对数; $\ln Y_j$ 与 $\ln(Y_{i-1}/Y_{j-1})$ 分别为贸易伙伴 j 的绝对经济总量和相对收入表示的母国市场效应对数; $\ln(P_j/P_i)$ 为相对价格衡量的实际汇率对数; $\ln L_{iA}$ 为农业部门剩余劳动力对数; $\beta_0 - \beta_5$ 和 $\gamma_0 - \gamma_5$ 表示待估计系数; ε_{ii} 表示误差项。根据前文分析结论, 本文预期 $\beta_5 > 0$ 、 $\gamma_5 < 0$ 成立。

(二) 变量选择、数据来源与处理

1. 集约边际 ($\ln IM_{ii}^j$) 和扩展边际 ($\ln EM_{ii}^j$)

本文借鉴钱学锋和熊平 (2010) 的方法, 将产品多样化和国别多元化结合起来, 使用老产品新市场 (OPND)、新产品老市场 (NPOD) 和新产品新市场 (NPND) 作为衡量扩展边际的基础, 而将仅老产品老市场 (OPOD) 界定为集约边际。实际测算中, 本文首先从 CEPII BACI 数据库获取中国 1995—2017 年出口到 209 个国家的 7303018 条数据, 然后将基期 0 定在 1995 年, 时期 t 定在 1996 年及其之后, 通过对比 1996 年及以后中国出口到任意贸易伙伴国家或地区 j 的 HS-6 位码同 1995 年的差别, 以确定每种出口产品的老产品、新产品和消失产品身份, 再进行加总就得出扩展边际和集约边际, 并取其自然对数分别表示为 $\ln IM_{ii}^j$ 与 $\ln EM_{ii}^j$ 。

2. 贸易成本 ($\ln \tau_{ii}^j$ 、 $\ln f_{ii}^j$)

借鉴 Mayer 等 (2014)^[27] 的研究思路, 本文使用人口分布加权距离表示可变贸易成本。各国人口分布加权距离原始数据源自 CEPII BACI 国际贸易数据库, 取其自然对数表示为 $\ln \tau_{ii}^j$ 。

固定贸易成本使用美国传统基金会 (The Heritage Foundation) 出版的涵盖商务自由、贸易自由、财政自由、政府规模及货币自由等 9 方面经济自由度 (index of economic freedom) 的评价得分表示, 即先获取 The Heritage Foundation Index of Economic Freedom 评价得分, 然后计算中国与各贸易伙伴国家或地区的 Index of Economic Freedom 评价得分之比, 取其自然对数表示为 $\ln f_{ii}^j$ 。^①

3. 外国经济规模和母国市场效应 ($\ln Y_j$ 、 $\ln(Y_{ii}/Y_j)$)

经济规模采用人均 GDP 表示。中国与贸易伙伴的人均 GDP 原始数据源自世界银行, 并使用各国价格指数将其调整为实际值, 然后按照成对计算的方法, 测算反应母国市场效应的相对经济规模, 并取其自然对数分别表示为 $\ln Y_j$ 与 $\ln(Y_{ii}/Y_j)$ 。

4. 实际汇率 ($\ln(P_j/P_{ii})$)

汇率首先从佩恩表 (Penn Word Table) 获得购买力平价汇率, 然后使用计算成对汇率方法, 确定我国同各贸易伙伴相互间的实际汇率, 并取其自然对数表示为 $\ln(P_j/P_{ii})$ 。

5. 农业剩余劳动力 ($\ln L_{iA}$)

借鉴蔡昉等 (2007)^[28] 的模糊工日折算法思路, 本文使用如下公式计算农业剩余劳动力: 农业剩余劳动力 = 农业劳动力总量 - 已经转移出去的劳动力总量 - 现有农

^①需要指出的是: 集约边际使用“老产品老市场”表示, 属于双边层次, 故可用测算双边贸易阻力计算“集约边际”贸易成本, 而扩展边际使用“老产品新市场、新产品老市场、新产品新市场”表示, 属于多边层次, 从而使用多边阻力测算“扩展边际”贸易成本。

业劳动生产率所需劳动力数量。实际测算中,农业劳动力总量与已经转移出去的劳动力总量直接来自历年《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》,而现有农业劳动生产率下所需劳动力数量需要额外计算。本文的处理方法是:先选择农业中的小麦、棉花、甘蔗、苹果、甜菜、稻谷、花生、烤烟、玉米、油菜籽、大豆等11种农作物和散养牛、散养奶牛、规模奶牛、散养猪、规模养猪、生猪、规模养殖肉鸡、规模养殖蛋鸡等8种饲养业后,用各种农作物种植面积与单位用工数量的乘积加总作为种植业所需总劳动日,再将各种饲养业出栏量与单位用工面积的乘积加总作为饲养业所需总劳动日,两者相加为全部农业所需总劳动日,最后将农业所需总劳动日与每名农业劳动力每年可提供劳动的天数相除,就可以得到现有农业劳动生产率所需劳动力数量。在具体计算中,本文还分每年劳动250天、300天和320天分别进行测算,并统一表示为 $\ln L_{it}^H$,上述计算数据也来源于历年《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。

6. 其他控制变量

外部经济冲击使用虚拟变量 *shock* 表示,即东南亚金融危机(1998年)、世界经济温和衰退(2001年)、全球金融危机(2008年)的 *shock* 值为1,其余为0。

减少交流障碍的语言相通性 (*comlang*)。国家间使用同一种语言的人数越多,双边贸易的交流信息成本越低,贸易量越大,这也会作用出口增长的二元边际。为衡量这种效应,这里使用变量 *comlang* = 1 表示中国与贸易伙伴至少有9%的人口会说一种共同语言,数据来源于 The CEPII Gravity Dataset 数据库。

区域经济一体化 (*contig*) 使用中国与贸易伙伴是否签订有自贸协定的虚拟变量表示,具体处理方法为:在 The CEPII Gravity Dataset 给出的原始数据基础上,追寻其最初签订的年限,再根据各年限不同设定虚拟变量 *contig* = 1 表示双方签订有自贸协定,否则 *contig* = 0 表示没有签订自贸协定。

四、基准结果及分析

本文首先使用模糊工日折算法(每年250天)计算的剩余劳动力对中国出口增长二元边际进行回归分析。同时,为检验实证结论的稳健性,本文先对式(24)和式(25)的主要变量进行回归,然后加入外部冲击、区域经济一体化控制变量,最后加入语言相通性控制变量,具体结果详见表1。

1. 农业剩余劳动力

$\ln L_{it-1}$ 的系数在集约边际中显著为正、在扩展边际中显著为负,既符合前文的理论预期,也体现出“低劳动力使用成本”竞争优势给先前已经进入市场并出口的老产品企业提供“额外保护”,集约边际出口增长随之增加。老产品企业出口地位的巩固,市场垄断力量获得增强,减缓了潜在生产者进入市场创立新企业、生产新产品的进程,新产品出口增长的动力有所减弱,进而对扩展边际出口产生负面影响。

2. 经济规模

$\ln Y_{it-1}$ 在集约边际中的系数显著为正,同时 $\ln(Y_{it-1}/Y_{it-2})$ 在扩展边际中的系数也显著为正,一方面符合前文理论预期,另一方面也符合新古典贸易理论和新贸易

理论的实证结论。从集约边际上看, $\ln Y_{jt-1}$ 显著为正的系数, 说明贸易伙伴绝对经济规模增加, 其国内消费者的需求将会增加, 这就为我国老产品继续出口提供了更大市场空间, 集约边际随之扩大。在扩展边际中, $\ln(Y_{it-1}/Y_{jt-1})$ 显著为正的系数, 体现出母国市场效应的积极作用, 说明努力扩大中国消费市场规模, 国内生产能力也会增强, 向既有目标市场出口产品的供给能力越有保障, 存在母国市场效应放大, 我国出口增长扩展边际的结果。

表 1 基准估计结果

变量	集约边际			扩展边际		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln L_{it-1}$	0.576*** (0.0391)	0.644*** (0.0386)	0.639*** (0.0387)	-0.223*** (0.0147)	-0.246*** (0.0157)	-0.247*** (0.0156)
$\ln \tau_{it-1}^j$	-0.320*** (0.0229)	-0.338*** (0.0221)	-0.333*** (0.0221)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)
$\ln f_{it-1}^j$	-0.079*** (0.0208)	-0.054*** (0.0203)	-0.078*** (0.0209)	-0.108*** (0.0080)	-0.086*** (0.0087)	-0.084*** (0.0086)
$\ln(P_{jt-1}/P_{it-1})$	-0.009*** (0.0031)	-0.002 (0.0031)	-0.004 (0.0031)	0.018*** (0.0032)	0.013*** (0.0033)	0.015*** (0.0033)
$\ln Y_{jt-1}$	0.114*** (0.0036)	0.110*** (0.0035)	0.108*** (0.0035)			
$\ln(Y_{it-1}/Y_{jt-1})$				0.057*** (0.0047)	0.056*** (0.0047)	0.053*** (0.0047)
控制外部冲击	否	是	是	否	是	是
控制区域一体化	否	是	是	否	是	是
控制语言相通性	否	否	是	否	否	是
N	2 692	2 692	2 692	2 413	2 413	2 413
伪 R ²	0.038	0.040	0.040	0.040	0.041	0.042

注: 括号 (1)、(4) 为基准回归; (2)、(5) 为增加外部冲击与区域一体化控制变量检验; (3)、(6) 再增加语言相通性控制变量检验; 括号内数值为标准误, ***、** 和 * 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著, 下同。

3. 贸易成本

可变贸易成本 ($\ln \tau_{it-1}^j$) 和固定贸易成本 ($\ln f_{it-1}^j$) 显著为负的系数, 同样符合前文的理论预期, 其重要政策启示是: 在当前稳外贸的宏观政策要求下, 中国应该继续推动同相关贸易伙伴共同努力减少相互贸易成本, 对企稳我国出口增长、共同维护彼此贸易繁荣有益。

4. 实际汇率

本文采用间接标价法表示实际汇率, 上升意味着本币升值, 一般而言对出口增长具有消极影响, 但实际情况可能更为复杂。因为在同等条件下, 如果本国和他国在既定第三方市场同时出口现有老产品, 价格竞争优势会减弱, 由此带来出口增长的集约边际会降低; 但也正因为本币升值对现有市场既定产品出口有负面影响, 对于那些瞄准国际市场的潜在出口企业, 实际汇率上升会让部分老产品出口企业转战新国际市场, 也会降低部分低效率老产品出口企业设置的国际市场进入门槛, 起到鼓励其他潜在生产者研发新产品并增加出口的动力, 老产品新市场、新产品老市场

及新产品新市场规模或会扩大。于是,本文预期实际汇率影响出口增长的集约边际为负,扩展边际为正。表1的回归结果恰好符合这一预期,因为集约边际回归结果中 $\ln(P_{j-1}/P_{i-1})$ 显著为负,而扩展边际回归结果中 $\ln(P_{j-1}/P_{i-1})$ 显著为正。

五、稳健性再检验

(一) 改变农业剩余劳动力估计方法的再检验

上述实证结果会不会因为改变农业剩余劳动力估算方法而发生改变?仍值得进一步分析。本文以每年300和320个工作日重新计算我国农业剩余劳动力后,采用同样方法进行稳健性再检验。表2的再估计结果显示:主要变量系数符号和显著性水平基本完全一致,回归结果较为稳健。

表2 改变农业剩余劳动力计算方法的回归结果

变量	(1)		(2)	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
$\ln L_{it-1}$	0.629*** (0.0371)	-0.250*** (0.0154)	0.625*** (0.0180)	-0.252*** (0.0476)
$\ln \tau_{it-1}^j$	-0.329*** (0.0214)	-0.001*** (0.0001)	-0.327*** (0.0001)	-0.001*** (0.0269)
$\ln f_{it-1}^j$	-0.080*** (0.0208)	-0.085*** (0.0086)	-0.080*** (0.0115)	-0.085*** (0.0351)
$\ln(P_{j-1}/P_{i-1})$	-0.004 (0.0031)	0.016*** (0.0033)	-0.004 (0.0049)	0.016*** (0.0053)
$\ln Y_{j-1}$	0.107*** (0.0035)		0.107*** (0.0075)	
$\ln(Y_{i-1}/Y_{j-1})$		0.052*** (0.0047)		0.052*** (0.0049)
控制外部冲击	是	是	是	是
控制区域一体化	是	是	是	是
控制语言相通性	是	是	是	是
N	2 692	2 413	2 692	2 413
伪R ²	0.041	0.042	0.041	0.042

注:(1)为每年300劳动日的模糊工日折算法;(2)为每年320劳动日的模糊工日折算法。

与表1进行对比,改变农业剩余劳动力计算方法后,除部分变量系数大小出现差异外,以下重要结论依然成立:① $\ln Y_{j-1}$ 在集约边际中的系数显著为正,说明贸易伙伴对象绝对经济规模的增加,对我国出口增长的集约边际有利;② $\ln(Y_{i-1}/Y_{j-1})$ 在扩展边际中的系数也为正,说明继续做大做强我国经济规模,能较好发挥母国市场效应的带动新产品出口作用,扩展边际随之增加;③ $\ln f_{it-1}^j$ 和 $\ln \tau_{it-1}^j$ 显著负向影响二元边际,说明中国加大同贸易对象国就海关便利化、监管一致性等合作与沟通,能在降低双边贸易成本中提高我国相关产品的出口份额;④ $\ln(P_{j-1}/P_{i-1})$ 显著负向影响集约边际、正向影响扩展边际,说明人民币升值对老产品出口构成了障碍,而对新产品出口有推动作用,从而不利于集约边际提高,有利于扩展边际增加。

更为重要的是：作为本文分析最核心的变量——农业剩余劳动力对二元边际的影响也同表1的结论相同，即无论按照何种方法计算的剩余劳动力数量，都显著正向影响集约边际、显著负向影响扩展边际，再次表明我国过去以少数传统产品向少数发达国家大量出口的集约边际增长方式应该与当时所处的经济结构转型密切相关。

(二) 分贸易伙伴收入差异的稳健性再检验

以上结论是否会随贸易伙伴收入水平的不同而出现差异？也值得进一步分析。为此，本文按世界银行的国家收入等级划分依据为基础，将中国209个贸易伙伴划分为高收入、中收入和低收入国家后，再次使用相同的计量方法进行实证检验（详见表3）。

分贸易对象收入等级后，以下影响中国出口增长二元边际的主要结论依然成立： $\ln Y_{jt-1}$ 在集约边际中的系数为正； $\ln(Y_{it-1}/Y_{jt-1})$ 在扩展边际中的系数也显著为正； $\ln f_{it-1}^j$ 和 $\ln \tau_{it-1}^j$ 的系数均显著为负，等等。而本文最关心的问题——农业剩余劳动力（ $\ln L_{iAt-1}$ ）显著正向影响、显著负向影响扩展边际，同样成立。

表3 分贸易对象收入水平再估计结果

变量	低收入		中收入		高收入	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
$\ln L_{iAt-1}$	0.870*** (0.1299)	-0.155*** (0.0309)	0.866*** (0.0775)	-0.228*** (0.0181)	0.350*** (0.0504)	-0.347*** (0.0386)
$\ln \tau_{it-1}^j$	-0.399*** (0.0710)	-0.001*** (0.0001)	-0.428*** (0.0445)	-0.001*** (0.0001)	-0.206*** (0.0281)	-0.003*** (0.0001)
$\ln f_{it-1}^j$	-0.365*** (0.1288)	-0.040 (0.0419)	-0.087*** (0.0421)	-0.079*** (0.0116)	-0.184*** (0.0351)	-0.113*** (0.0196)
$\ln(P_{jt-1}/P_{it-1})$	-0.001 (0.0098)	-0.014 (0.0097)	-0.003 (0.0063)	0.007 (0.0049)	-0.035*** (0.0053)	0.105*** (0.0100)
$\ln Y_{jt-1}$	0.064*** (0.0152)		0.132*** (0.0104)		0.074*** (0.0049)	
$\ln(Y_{it-1}/Y_{jt-1})$		0.022* (0.0124)		0.023*** (0.0076)		0.121*** (0.0134)
控制外部冲击	是	是	是	是	是	是
控制区域一体化	是	是	是	是	是	是
控制语言相通性	是	是	是	是	是	是
N	458	374	776	705	742	705
伪R ²	0.015	0.004	0.054	0.031	0.025	0.108

注：表3仅给出每年250劳动日计算剩余劳动力数量的估计结果，其余类似。

六、结论与启示

以产品多样化和国别多元化为基础，本文先对1995—2017年中国出口到209个国家或地区的HS6位码贸易数据进行结构分解，结果发现：我国出口增长存在以集约边际为主的客观事实。为解释这一现象，本文从农业剩余劳动力转移影响出口增长二元边际的供给侧结构效应出发，构建理论模型加以解释，并使用PPML方法进行实证检验，得出如下结论：

理论上，因为农业剩余劳动力转移会通过“低劳动力使用成本”的直接激励

作用,在劳动力的供给侧结构上内生影响出口增长的二元边际结构,表现为农业剩余劳动力的非农转移,会抑制制造业部门实际工资增长,从而导致经典新-新贸易理论解释发展中国家出口增长二元边际的作用有所减弱,即制成品部门相对“缓慢”的实际工资增长会“抑制”出口自我选择效应,在不断巩固老产品企业出口市场地位的同时,削弱了潜在生产者进入市场研发与出口新产品的动机,从而更有利于出口增长的集约边际、不利于扩展边际增加。

实证上,无论是全部样本还是分贸易伙伴收入等级子样本,以及加入或不加入控制变量的稳健性再检验,计量结果都显示我国农业剩余劳动力确实有利于集约边际出口增长、不利于扩展边际增加,其政策启示是:

首先,在技术尚未取得突破性进展前,为实现“稳出口”的国家发展战略,各级政府应该深入推进城乡二元结构的改革进程,加速农业人口流动的同时巩固传统产品市场份额。实际上,城乡二元经济结构、城乡分割政策的制度背景是城市单方面拥有优先发展的决定权,当前城乡融合应该只是初步阶段。目前虽然中国农业剩余劳动力非农转移的规模持续增长,但城市化水平依然滞后,只有实现城乡深度融合,才能让“进城农民工”稳定下来,充分发挥出近8亿农村户籍居民的劳动力规模竞争优势,加速农业人口流动中进一步巩固集约边际的出口市场份额。

其次,需要在新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展中,鼓励微观企业增加研发投入、扩大人力资本建设,努力增加新产品出口市场份额,以质量的“进”实现出口的“稳”。不可否认的是,传统产品为主的集约边际大量出口的确在解决就业和提高资本积累等方面发挥了重要作用,但也会带来出口产品技术复杂度不高、出口贸易国际竞争有待增强等问题。随着国内农业剩余劳动力大规模转移即将完成,农业剩余劳动力规模缩小对出口增长向新产品为主的扩展边际“变迁”有利。这就需要国家宏观经济政策进行结构微调:一方面在加大知识产权保护力度和营造尊重研发创新的社会氛围中,鼓励更多微观主体成立新企业、研发并出口新产品,给中国外贸增长由老产品为主向新产品为主的转变创造良好外部条件;另一方面也要在信贷资金供给、税收优惠等方面出台配套措施,进一步减轻生产企业的融资、税收等成本负担,促进他们主动增加研发投入与人力资本建设资金支出,以便在提升自身全球价值链地位的同时,促进我国外贸增长国际竞争力从原来的低成本生产优势向低成本研发、低成本复杂制造的国际竞争新优势转变,逐步实现出口增长从以集约边际为主过渡到以扩展边际为主。

当然,本文的研究不足也很显然,主要在于未将出口产品质量考虑在内,尤其是中间产品的进口,毕竟增加高质量中间产品进口具有正向调节效应,一方面会激发本土企业自主创新动力,另一方面也能在匹配、吸收与模仿中间品进口技术中,促进我国出口产品的质量升级(李宏兵等,2019^[29];魏方,2019^[30]),而这在一定程度上会影响出口贸易的价值量及其二元边际构成。另外,与发达国家成熟市场机制相比,处于经济结构转型的大多数发展中国家还有资源禀赋与要素密集度差异、FDI与加工贸易问题等多方面不同。本文只是从农业剩余劳动转移这一个角度出发,探寻其对中国出口增长二元边际的不同影响效应。未来,我们期望在获取更

全更新数据基础上, 建立一个可融入更多经济结构转型因素的理论模型, 对此进行更深入的研究。

[参考文献]

- [1] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [2] CHANEY T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (4): 1707-1721.
- [3] ARKOLAKIS C, KLENOW P, DEMIDOVA S, et al. Endogenous Variety and the Gains from Trade [R]. NBER Working Paper, 2008, 13933.
- [4] 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定 [J]. *经济研究*, 2010 (1): 109-122.
- [5] HUMMELS D, KLENOW P. The Variety and Quality of a Nation's Exports [J]. *American Economic Review*, 2005 (95) 704-723.
- [6] DUTT P, MIHOV I, VAN ZANDT T. Does WTO Matter for the Extensive and the Intensive Margins of Trade? [R]. CEPR Discussion Papers, 2011, 8293.
- [7] FELBERMAYR G J, KOHLER W. Exploring the Intensive and Extensive Margins of World Trade [J]. *Review of World Economics*, 2006 (142): 642-674.
- [8] BADINGER H, TÜRKCAN K. Currency Unions, Export Margins and Product Differentiation: An Empirical Assessment for European Monetary Union [R]. Paper Presented at the 5th FIW Research Conference "International Economics", Vienna University of Economics and Business, 2012.
- [9] BERTHOU A, FONTAGNE L. The Euro and the Intensive and Extensive Margins of Trade: Evidence from French Firm Level Data [R]. CEPII Working Papers, 2008, 6.
- [10] AMURGO-PACHECO A. Preferential Trade Liberalization and the Range of Exported Products: The Case of the Euro-Mediterranean FTA [R]. HEI Working Paper, 2006, 18.
- [11] SCOTT L S, BAIER L, BERGSTRAND J H, et al. Economic Integration Agreements and the Margins of International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 93 (2): 339-350.
- [12] MARTÍNEZ-ZARZOSO I, VOICU A M, VIDOVIC M. Central East European Countries' Accession into the European Union: Role of Extensive Margin for Trade in Intermediate and Final Goods [J]. *Empirica*, 2015, 42 (4): 825-844.
- [13] EATON J, ESLAVA M, KUGLER M, et al. The Margins of Entry into Export Markets: Evidence from Colombia [M]. In *The Organization of Firms in a Global Economy*, ed. Elhanan Helpman, Dalia Marin, and Thierry Verdier, Cambridge, Harvard University Press, 2008: 231-272.
- [14] CEBECI T, FERNANDES A M. Micro Dynamics of Turkey's Export Boom in the 2000s [R]. The World Bank Policy Research Working Paper, 2013, 6254.
- [15] CEBECI T, FERNANDES A M, FREUND C, et al. Exporter Dynamics Database [R]. The World Bank Policy Research Working Paper, 2012, 6229.
- [16] KIMURA F, OBASHI A. International Production Networks: Comparison between China and ASEAN [R]. FE-RIA Discussion Paper, 2009.
- [17] KANG K. The Path of the Extensive Margin (Export Variety): Theory and Evidence [R]. University of California, Davis Working Paper, Mimeo, 2004.
- [18] 郑小碧. 贸易中介空间集聚如何提升出口边际沟通外溢性视角 [J]. *世界经济研究*, 2019 (9): 46-66.
- [19] 李丽丽. 中间品进口多样化与企业创新二元边际——基于中国微观企业的证据 [J]. *财经论丛*, 2019 (1): 3-11.

- [20] 毛其淋, 盛斌. 贸易自由化与出口动态、企业异质性——来自中国微观企业数据的证据 [J]. 管理世界, 2013 (3): 48-65.
- [21] AMITI M, FREUND C. An Anatomy of China's Trade Growth [R]. Paper presented at the Trade Conference, IMF Working Paper, 2007.
- [22] MA Y, TANG H, ZHANG Y. Factor Intensity, Product Switching and Productivity: Evidence from Chinese Exporters [J]. Journal of International Exporters, 2014, 92 (2): 349-362.
- [23] DU J, LU Y, TAO Z, et al. Do Domestic and Foreign Exporters Differ in Learning by Exporting? Evidence from China. [J]. China Economic Review, 2012, 23 (2): 296-315.
- [24] 李春顶. 中国出口企业是否存在“生产率悖论”: 基于中国制造业企业数据的检验 [J]. 世界经济, 2010 (7): 64-81.
- [25] 张杰. 进口行为、企业研发与加工贸易困境 [J]. 世界经济研究, 2015 (9): 22-36.
- [26] 王泽填, 姚洋. 结构转型与巴拉萨—萨缪尔森效应 [J]. 世界经济, 2009 (4): 38-49.
- [27] MAYER T, MELITZ M J, OTTAVIANO G. Market Size, Competition and the Product Mix of Exporters [J]. American Economic Review, 2014, 104 (2): 495-536.
- [28] 蔡昉, 王美艳, 曲玥. 中国工业重新配置与劳动力流动趋势 [J]. 中国工业经济, 2009 (8): 5-16.
- [29] 李宏兵, 文磊, 林薛栋. 中国对外贸易的“优胜优出”战略: 基于产品质量与增加值率视角的研究 [J]. 国际贸易问题, 2019 (7): 33-46.
- [30] 魏方. 中国出口质量的空间分布、阶梯动态与结构分解 [J]. 国际贸易问题, 2019 (1): 54-66.

(责任编辑 蒋荣兵)

The Agricultural Labor Transferring Affects Dual Margin of Export Growth in China

XIANG Songlin

Abstract: China's export growth has always been characterized by intensive margin. The purpose of this paper is to study how the agricultural labor transferring affects the dual margin of export growth. The theoretical model in this paper shows that the more transferring of the agricultural labor, the lower zero profit export condition of the old product, and higher zero profit export condition of the new, both of them are more conducive to the intensive margin of export growth in China. Based on the HS-6 data of China's exports to 209 countries in 1995-2017 by using PPML method, this paper also finds that through the "low labor cost", the agricultural population transferring is indeed conducive to promoting the intensive marginal growth, but not the extensive margin.

Keywords: Agricultural Population; Transfer; Export; Dual Margin; Supply-side Structure