

人口结构变动对地区外贸出口的影响

——基于31个省市的面板数据

徐元国^{1,2}, 张陈宇², 阴雪松²

(1. 浙江工商大学应用经济学研究基地, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江工商大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

摘 要: 本文在理论模型和现状分析的基础上, 选取中国31个省市的2000~2014年的统计数据建立固定效应回归模型, 将人口结构各因素对地区出口优势的影响及区域间存在的差异进行实证分析。研究结果表明, 人口结构对地区出口优势具有显著影响, 劳动力年龄人口、人口教育结构和人口城乡结构均对地区出口优势产生正向影响, 而人口性别结构和人口抚养比对地区出口优势具有负向影响。因此, 深入了解各地区的人口结构变动状况, 并与当地经济、政策和环境及时协调是充分发挥地区出口优势和缩小地区出口差异的关键。

关键词: 人口结构; 比较优势; 地区出口贸易; 经济增长

中图分类号: F740

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)07-0012-08

一、问题的提出

“新常态”下的我国经济已由高速增长转向中高速增长, 出现了明显不同于以往的许多特征。经济发展“新常态”从表面上看是经济增速换挡, 实质是经济结构重构和增长动力重塑的过程。人口和外贸作为促进我国经济长期增长的两大动力, 现已进入了结构重塑阶段。改革开放以来, 我国依靠丰富的劳动力资源和较低的人口抚养比, 大力发展劳动密集型出口产业并取得巨大成功。然而, 随着自然生育率的下降和平均预期寿命的延长, 劳动人口比例不断下降, 我国的“人口红利”逐渐消失, 人口结构正朝着不利于外贸出口的方向转变, 这对中国的经济和出口优势产生重要而深远的影响^[1]。

人口结构因老龄化或性别失衡等因素在总体上不再富有生产性时, 通常意义上的人口红利便相应丧失。其中, 人口结构的变动不仅包括人口年龄结构上的变化, 还包括性别结构、教育结构和城乡结构等。这些人口结构问题使长期依赖初级要素禀赋的贸易模式难以维持原有优势, 而新的比较优势还尚未形成, 结果便是外贸拉动经济增长的动能不断衰竭, 从而影响到整体经济增长水平的下降。但“新常态”下我国地区的外贸出口优势变化是否确实与人口结构变动有关及外贸出口优势受人口结构影响的程度等均有待实证检验。

相关文献研究了人口转型及其对经济增长的影响^{[2][3]}, 也有文献探讨了国际贸易如何促进经济增长^{[4][5][6][7][8]}。基于诸多文献对人口结构与外贸优势间接逻辑关系的研究, 本文进一步探析人口

收稿日期: 2017-02-10

基金项目: 浙江省高校重大人文社科项目攻关计划青年重点资助项目(2013QN051)

作者简介: 徐元国(1977-), 男, 山东巨野人, 浙江工商大学应用经济学研究基地副研究员, 浙江工商大学经济学院副教授; 张陈宇(1989-), 男, 浙江绍兴人, 浙江工商大学经济学院硕士生; 阴雪松(1990-), 女, 河北衡水人, 浙江工商大学经济学院硕士生。

结构与国际贸易间的直接逻辑机理,并以31个省市的面板数据为样本,从理论和实证两方面分析人口结构变动的不同维度(年龄结构、性别结构、教育结构和城乡结构)对地区出口优势的影响。

二、理论模型与作用机理

关于人口、贸易与经济增长三者的理论关系,要素禀赋理论进行了经典的解析。其中,人口之于经济增长的影响,贸易与经济增长的关系,现在仍是理论研究的热点领域。田巍等(2013)认为人口与贸易间的内在逻辑似乎缺少应有的关注^[9]。一些学者研究劳动年龄人口份额或人口抚养比对经济增长的影响,基于跨国数据的实证分析表明劳动年龄人口份额对经济增长有着显著的正向影响,而人口抚养比则对经济增长产生显著的负向影响^[10]。但少有文献在此基础上进一步将研究拓展到人口结构对区域贸易出口的影响上^[11]。

(一)理论模型

从出口国的角度来看,较高的劳动人口比意味着这个国家有着相对丰裕的劳动力禀赋,进而带来较高的产出和更多的出口。区域贸易和人口结构均与经济增长有着密切联系,这是研究人口结构与区域贸易关系的理论基点。本文在索洛模型的基础上加入净出口这一影响因素,将其拓展到开放条件下的理论模型,再引入劳动人口比作为人口结构的代表变量,在模型中体现劳动人口比变动与净出口的逻辑关系。

1. 开放条件下的经济增长模型。在开放经济下,一国经济并不必然时刻保持内部平衡。当国内总需求大于总供给(即国内出现储蓄投资缺口)时,可通过向外国借入储蓄的方式为缺口融资,以满足投资需求,此时的资本总量 K 变为国内的资本积累 K_d 和资本流入 K_f 两部分之和。开放经济条件下索洛模型的标准生产函数可表示为:

$$Y = F(K_d + K_f, AL) \quad (1)$$

其中, Y 是总产出, A 代表劳动的有效性, L 为劳动投入, AL 则代表有效劳动投入。

由于索洛模型假设生产函数为规模报酬不变,经济的规模(采用工人人数来衡量)并不影响每个有效劳动的产出 Y/AL 与每个有效劳动的资本量 K/AL 之间的关系,因此我们可把生产函数以人均形式写为 $y = f(k)$ 。在开放经济条件下考虑净出口后,有效劳动的人均产出 y 、来自人均消费 c 、人均投资 i 和净出口 nx 的国民收入恒等式为 $y = c + i + nx$,它是开放经济下国民收入核算恒等式的人均形式。在封闭经济中,每年人们把收入 y 的 s 部分用于储蓄、 $(1-s)$ 部分用于消费。开放经济条件下的储蓄将不再完全等于投资,一个开放经济既可通过积累资本存量用于投资,也可通过获得国外资本来进行投资。另外,利用 $f(k)$ 替代生产函数中的 y ,把人均投资表示为人均资本存量的生产函数,所以消费函数与投资函数可分别表示为 $c = (1-s)y = (1-s)f(k)$ 和 $i = sy - nx = sf(k) - nx$ 。

同封闭经济条件下一样,资本积累与投资 and 折旧有关,包含人均资本、人均劳动和技术进步三个影响因素。假定 δk 为折旧资本, nk 为新工人需提供的资本, gk 为技术进步需提供的资本,我们可得开放经济条件下的资本存量变动情况:

$$\Delta k = (sf(k) - nx) - (\delta + n + g)k \quad (2)$$

上式为开放条件下索洛模型的拓展。与封闭条件下的资本存量变动相比,资本存量变动不仅与投资 and 折旧有关,还与净出口额相关,表明单位有效劳动的平均资本存量的变动率是平均实际投资 $sf(k) - nx$ 和收支相抵的投资 $(\delta + n + g)k$ 的差额。

2. 引入劳动人口比例的开放增长模型。总人口 N 分为劳动人口 L_w 和非劳动人口 L_d 且 $N = L_w + L_d$ 。非劳动人口比例为 α_d ,劳动人口比例为 α_w ,则有 $\alpha_w + \alpha_d = 1$ 和 $L_d/N = 1 - \alpha_w$ 。假定非劳动人口无储蓄能力、仅进行消费,将总国民收入分为非劳动人口消费部分 Y_d 和劳动人口用于消费及储

蓄的部分 Y_w ，因此有 $Y = Y_d + Y_w$ 。引入一个非劳动人口人均消费和人均国民生产总值之比的概念

$$\beta = \frac{\frac{Y_d}{L_d}}{\frac{Y}{N}} = \frac{Y_d}{Y} \frac{1}{1 - \alpha_w}, \text{ 从而有 } Y_d = \beta(1 - \alpha_w)Y。$$

在区分劳动人口和非劳动人口在生产性方面的差异后，开放增长模型中的有效劳动产出是扣除非劳动人口消费份额后的部分 $Y_w = [1 - \beta(1 - \alpha_w)]Y$ 。开放条件下加入人口劳动比例后，增长模型的人均生产函数仍为 $y = f(k)$ 。那么，开放经济中的消费函数和投资函数分别为 $c = (1 - s)y_w$ 和 $i = sy_w - nx$ 。同时，在考虑人口劳动比变动后，假定劳动人口增长速度为 n ，单位有效劳动的平均资本存量 k 的动态变化方程为：

$$\Delta k = sy_w - nx - (\delta + n + g)k = [1 - \beta(1 - \alpha_w)]sy - nx - (\delta + n + g)k \quad (3)$$

上式表示单位有效劳动的平均资本存量的变动率，它取决于实际投资项 $[1 - \beta(1 - \alpha_w)]sy - nx$ 和持平投资项 $(\delta + n + g)k$ 的差额。为保持劳动者的平均资本存量，需进行投资来弥补资本折旧、有效劳动投入的增加和技术进步对资本的额外需求。开放经济条件下，实际投资项中还包含净出口额，式(3)可变为：

$$nx = [1 - \beta(1 - \alpha_w)]sy - nx - (\delta + n + g)k - \Delta k \quad (4)$$

假定资本存量 k 处于黄金律水平，即消费水平达到最大时资本存量 k 的稳定状态值（以 k^* 表示）。此时，式(4)中的资本变动存量可假定是外生的并表示为：

$$nx = [1 - \beta(1 - \alpha_w)]sy - nx - (\delta + n + g)k^* - \Delta k^* \quad (5)$$

由此可以得出，当人口劳动比 α_w 增加时，储蓄的一部分 $[1 - \beta(1 - \alpha_w)]sy - nx$ 是增加的，资本变动存量和总折旧不变，净出口额 nx 是增加的，即劳动人口比与出口呈正相关关系。

(二) 人口结构变动对地区外贸出口优势的影响机理

一般而言，人口因素对出口优势的影响具有四种机制：首先，劳动力数量增长有助于形成规模经济，获取出口成本优势，即劳动力数量增长提高要素市场竞争，降低交易成本；其次，劳动力流动和资源优化配置可提高劳动生产率和资源使用效率；再次，劳动者再教育、人力资本培训等一系列有关改善劳动力素质的经费投入可刺激投资和消费的需求；最后，劳动力和资本组合的优化促进劳动力升级且可持续^[12]。本文依据这四种机制将人口结构分为年龄结构、性别结构、教育结构和城乡结构四个维度，进一步研究其对外贸出口优势的具体影响机理。

1. 人口年龄结构变化改变了国民收入中消费和储蓄分配比例，这是人口转变影响经济增长的主要路径^[13]。生命周期理论认为人们的储蓄和消费在不同年龄时期是不一样的。一般情况下，人们在成年时期因具有较强的劳动能力而倾向于进行正储蓄，消费倾向降低。在内需不足时只能依靠外部市场来消化产品，增加出口就成为必然选择。在儿童和老年时期因无劳动能力或劳动能力已退化而进行消费和负储蓄，此时的储蓄下降会抑制出口。此外，老龄化的加剧不仅降低劳动参与率及全社会储蓄率，还影响企业的人力资本投资意愿，阻碍企业出口^[14]。

2. 人口性别比的变动对出口优势的影响可能存在两种传导机制。基于比较优势理论的传导机制：假设 A、B 国具有同样劳动人口比，因性别差异而引致 A 国女性的经济生产参与率高于 B 国，B 国男性的经济生产参与率高于 A 国，则 A、B 两国在贸易结构和出口优势上必然有着显著不同。因此，国家或地区的出口优势大小取决于性别特质是否满足当地的产业需求。当人口性别结构出现失衡时，男性或女性的过剩供给均无法与当地产业结构的劳动性别需求相匹配，对该地区的生产、分配和消费带来一系列冲击，最终阻碍该地区的出口。但从竞争性储蓄的传导机制来看，性别比偏离均衡水平越高，基于保持竞争力的考虑，整个社会的储蓄率越高，储蓄的增加造成消费的减少。

因此,人口性别结构失衡会造成国内需求不足,供给大于需求的产品需通过出口途径来消化,从而促进总体出口水平的提升。对以上两个不同的传导机制而言,性别比失衡对贸易产生两种截然相反的影响,理论上难以判断人口性别比对贸易产生积极还是消极影响。因此,本文通过实证的方法,基于中国31个省市的面板数据,研究中国的性别比失衡对地区贸易的现实影响。

3. 教育是人力资本培养最主要的形式,有效率的教育体制是人力资本积累与劳动力市场有效连接的渠道^[15]。人力资本水平的提高使劳动者掌握更高的技能,提高对物质资本的使用效率,从而通过推动资本密集型和技术密集型产业的发展来转变出口优势。同时,若劳动力素质低、学习能力差、生产率低,企业需花费大量的成本来培训员工,无疑削弱劳动力成本优势。人力资本增加使劳动者素质得到改善的同时劳动力成本会上升,但劳动生产效率的增长速度超过劳动力成本的上升速度,则人力资本存量的增加总体上有利于出口。

4. 很多发展中国家二元经济结构特征显著。人口城乡结构在变动过程中大量剩余劳动力从低效率的农业部门集聚到高效率的城市工业部门,有利于提高劳动力资源配置效率,增加城市累积的资本存量。资本存量的增长又促进农村劳动力的需求,从而形成更大的产业生产规模,提高城市规模经济效益,强化低成本优势,从而有利于出口。对二元经济显著的发展中国家而言,大量的农村剩余劳动力几乎都配置在劳动密集型产业中,生产丰富的劳动密集型产品,国内的有效需求与供给无法实现均衡,只能依赖国际市场销售,进而形成出口劳动密集型产品的“出口优势”。当然,这种无限劳动供给是不可持续的,随着生育率不断下降,“人口红利”逐步耗竭,二元经济结构转型中的“刘易斯拐点”对宏观经济和出口的持续增长势必形成掣肘^[1]。

人口结构的四个维度对出口优势的影响机理如图1所示。

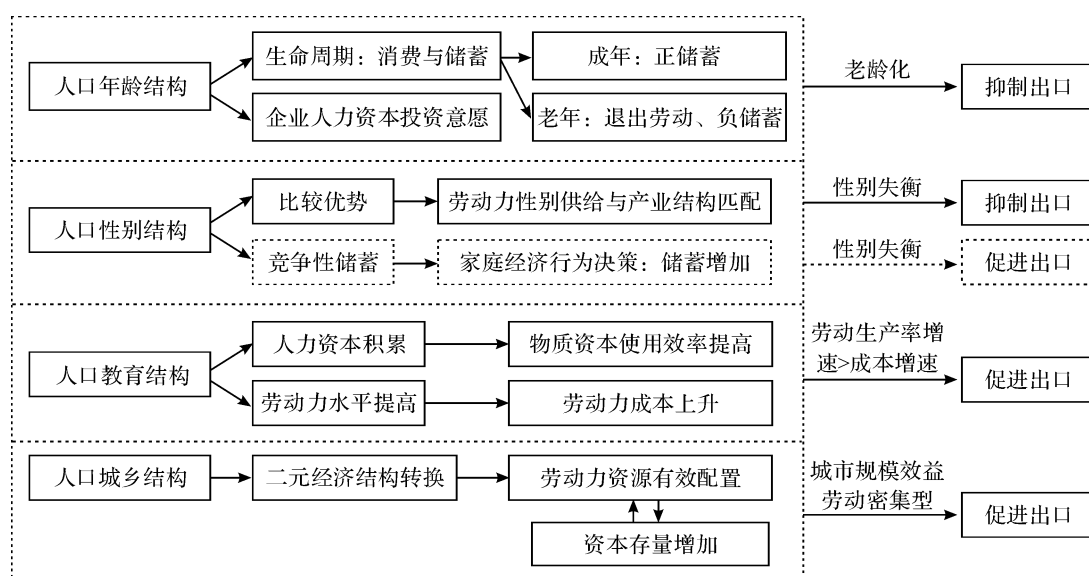


图1 人口结构变动与地区外贸出口优势的影响机理

三、实证检验过程及结果分析

(一) 计量模型设定与数据说明

1. 模型设定。前文理论部分初步论证了劳动人口与出口间的函数关系,即式(6):

$$nx = [1 - \beta(1 - \alpha_w)] sy_w - (\delta + n + g)k^* - \Delta k^* \quad (6)$$

结合机理部分的分析, 本文采用如下的方程进行计量估计和检验:

$$\begin{aligned} \ln EX_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln WORKER_{it} + \beta_2 \ln AGE_{it} + \beta_3 SEX_{it} + \beta_4 \ln URBAN_{it} + \beta_5 \ln HC_{it} + \\ & \beta_6 \ln RDR_{it} + \beta_7 \ln FDIR_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, 下标 i 代表地区, t 表示时间, μ_i 为观察不到的地区效应, ε_{it} 为随机扰动项; 被解释变量为 $\ln EX_{it}$, 表示 i 地区 t 年的出口贸易额的对数; $\ln WORKER_{it}$ (劳动人口比的对数)、 $\ln AGE_{it}$ (总抚养比的对数)、 SEX_{it} (男女性别比)、 $\ln URBAN_{it}$ (城乡人口比的对数) 和 $\ln HC_{it}$ (高素质人口教育比的对数) 作为反映人口结构变动的核心解释变量。

为避免因遗漏变量导致的内生性, 我们还引入被证实对地区出口贸易有着重要影响的控制变量——研发投入 $\ln RDR_{it}$ (各地的研发经费与各区域生产总值比的对数) 和外商直接投资 $\ln FDIR_{it}$ (各地区外资流入存量占 GDP 百分比的对数)。

2. 数据说明。本文将各省市的出口贸易额作为被解释变量并取对数, 选取中国 31 个省市在 2000~2014 年的出口贸易面板数据, 数据来源于各年份的《中国统计年鉴》。人口结构是分析地区出口的主要解释变量, 数据来源于各年份的《中国统计年鉴》《中国人口统计年鉴》和《新中国 60 年统计资料汇编》等。 $\ln FDIR_{it}$ 的数据来源为《中国统计年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》, $\ln RDR_{it}$ 的数据来源为《中国统计年鉴》和各年份的《全国科技经费统计公报》。各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变 量		均 值	标准差	最小值	最大值	样本数
LnEX	overall		1.799949	11.11	19.8	N = 465
	between	15.57163	1.654257	12.53	19.16	n = 31
	within		0.765389	13.41	17.88	T = 15
LnWORKER	overall		0.073562	0.364	0.778	N = 465
	between	0.551265	0.065624	0.407	0.717	n = 31
	within		0.03514	0.464	0.673	T = 15
LnAGE	overall		7.297321	19.27	57.58	N = 465
	between	37.87415	6.299136	25.10	51.30	n = 31
	within		3.843045	29.09	53.27	T = 15
SEX	overall		3.668657	92.25	118.62	N = 465
	between	104.3529	2.635224	98.67	111.26	n = 31
	within		2.593099	96.28	118.14	T = 15
LnURBAN	overall		0.382921	2.94	8.09	N = 465
	between	3.816022	0.302396	3.071	4.488	n = 31
	within		0.240716	3.259	8.009	T = 15
LnHC	overall		0.058117	0.000	0.41	N = 465
	between	0.082215	0.050345	0.022	0.285	n = 31
	within		0.030321	-0.023	0.201	T = 15
LnRD	overall		1.079061	0.12	7	N = 465
	between	1.207398	1.04742	0.224	5.875	n = 31
	within		0.316837	0.236	2.332	T = 15
LnFDI	overall		1.975956	0.69	15.09	N = 465
	between	11.76123	1.763205	7.259	14.39	n = 31
	within		0.943034	5.191	14.26	T = 15

(二) 模型回归与结果分析

我们通过 Hausman 检验选择固定效应模型进行回归分析 (具体结果见表 2 所示)。为观察估计结果的稳健性, 先加入解释变量考察人口结构各因素对区域出口贸易优势的影响 (见表 2 中的 (1))

所示), 然后加入控制变量进行比较(如表 2 中的(2)所示)。从整体上看, 模型(1)的 R^2 值为 0.6715, 加入控制变量后的拟合优度为 0.7731, 拟合优度上升, F 检验统计量的值由 175.3902 上升到 207.8258, 各项结果通过了统计检验。随着控制变量的增加, 各变量的符号没有发生显著变化, 说明回归结果稳健。

表 2 回归结果

变 量	(1) fe	(2) fe	(3) xtgl
LnWORKER	6.8693 *** (0.8251)	3.0323 *** (0.7417)	2.9749 *** (0.6724)
LnAGE	-0.0381 *** (0.0080)	-0.0187 ** (0.0068)	-0.0154 ** (0.0056)
SEX	-0.2736 ** (0.0082)	-0.19722 ** (0.0071)	-0.0085 * (0.0046)
lnURBAN	0.4347 *** (0.0976)	0.2427 ** (0.0824)	0.0727 * (0.0423)
LnHC	8.9306 *** (1.0059)	4.9058 *** (0.9120)	3.0740 *** (0.8094)
LnRDR		0.3190 *** (0.0710)	0.1403 ** (0.0526)
LnFDIR		0.3568 *** (0.0284)	0.4346 *** (0.0303)
_ cons	13.6889 *** (1.1960)	10.7551 *** (1.0417)	9.5387 *** (0.7862)
N	465	465	465
R^2	0.6715	0.7731	
F	175.3902	207.8258	
p	0.0000	0.0000	

注: *、**和 ***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

在面板数据中, 考虑到扰动项可能存在组间异方差、组内自相关或组间同期相关的问题, 需进一步检验固定效应模型。固定效应模型扰动项的异方差和自相关检验结果如表 3、4 所示。

表 3 异方差检验结果

统计量	P
chi2(31)	722.70
Prob > chi2	0.0000

表 4 序列相关检验

统计量	P
F(1,30)	72.656
Prob > F	0.0000

由表 3、4 可知, P 值为 0 且强烈拒绝原假设, 因此误差项之间存在异方差和一阶自相关, 需对回归结果作进一步调整。由于本文的 OLS 估计结果并不理想, 采用对异方差或自相关的具体形式进行假设, 然后使用广义最小二乘法(FGLS)估计, 从而修正异方差和序列相关(结果如表 2 中的(3)所示)。从修正后的结果可以看出, 解释变量和控制变量的符号均未发生变化, 而全面的 FGLS 估计是最有效率的, 说明回归结果是有效的且具有经济意义。

表 2 的回归结果显示, 劳动人口比与地区出口优势呈正相关关系且在 1% 的统计水平上显著。模型修正后的回归结果表明, 劳动人口每增加 1%, 地区出口优势将上升 2.9771%, 这意味着我国劳动力禀赋对地区外贸出口优势存在重要而显著的影响。

人力资本对地区出口影响较大且在 1% 的统计水平上显著。人力资本水平每上升 1%, 地区出口将增加 3.067%, 在所有变量中对地区出口的作用最大。一个地区良好的人力资本状况使大量拥有知识和技能的劳动力不再停留在单一的生产环节, 而是进入到创新和研发部门, 从而提高本区域的生产效率和技术水平。

人口总抚养比的增加与地区出口呈负相关且在 5% 的统计水平上显著。区域的总抚养负担每增加 1%, 地区出口则下降 0.0156%。可见, 少儿抚养比虽呈下降趋势, 但过高的老龄化比重使总体的抚养负担加重, 从而削弱了该地区的出口比较优势, 这与前文的理论分析相符。

人口性别比与地区出口呈负相关关系, 这与人口性别比基于比较优势理论传导机制的结论相吻

合,说明各地区男女人口比例的变大对地区出口优势具有削弱作用。人口性别比变大造成严重的男女性别失衡,这对家庭的建立与稳定性产生不利影响,并对企业的生产和出口环节造成冲击,从而影响到一个地区的出口。从回归结果看,人口性别比每增加 1%,地区出口将下降 0.8758%。与此同时,实证检验也为前文的理论机制进行了明确的界定。我国的人口性别比失衡是基于比较优势理论的传导机制,对地区贸易产生负向影响。

人口城乡结构对地区外贸出口影响较小且在 10% 的水平上显著。从修正后的回归结果来看,人口城乡比例每增加 1%,地区出口优势将增加 0.0729%。如果一个国家或地区的教育水平较高,人力资本积累有助于提高平均劳动生产率和技术水平,当地更倾向于生产和出口资本密集型和技术密集型产品^[16],这与发展中国家的经济现状十分相符。因此,出口优势的转型升级要求必须摆脱依靠低成本、高投入的劳动密集型产业,逐步转向依靠提高技术水平和加大人力资本投入^[17]。

修正后的回归结果显示,研发投入每增加 1%,地区出口优势将增加 0.14% 且在 5% 的水平上显著。对外直接投资与地区出口也呈正相关关系,外资进入每增加 1%,地区出口优势随之增加 0.4349%。两个控制变量的回归结果也与理论分析的结论相一致。

四、结论与启示

本文分析开放经济条件下经济增长模型中人口结构变动对出口的影响,剖析人口结构的四个维度对地区出口的影响机理,利用全国 31 个省市的面板数据实证检验人口结构对地区出口优势的影响。理论分析结论与实证检验结果均显示,劳动力年龄人口、城乡人口和人力资本与地区出口优势呈正相关关系,人口抚养比、性别比与之呈负相关关系。

研究表明,劳动年龄人口越多、总抚养比越小,地区出口优势则更为明显。15~64 岁的劳动年龄人口占比相对稳定是一个地区保持经济参与率的基本条件,年龄结构优势可提高地区企业的生产效率,有助于该地区的出口。人口抚养比反映了地区的人口抚养负担状况,老龄化程度越高、人口抚养比越大,人口红利被严重削弱,阻碍该地区的出口优势。东部地区面临着较高的劳动年龄人口和抚养比,但出口优势仍显著,说明该地区的劳动力仍具有较大的人口优势。中西部地区的劳动年龄人口较少而抚养负担较重,这与中西部地区的劳动力向东部地区流动有关,因此地区出口优势相对较弱。人口性别比与地区出口优势呈负相关关系,其直接原因在于转移劳动力中的女性凭借自身较低的工资成本优势更适于在资本密集度低、规模小的工厂从事低技能和低收入的工作,并倾向于聚集在出口导向的行业。人力资本对地区出口优势具有显著的正向影响,人力资本累积丰富的地区和产业生产能力更强,这一要素无疑是地区出口优势提升的重要推动力^[18]。人口城乡比对地区出口优势具有显著的正向影响,表明我国不断提升的城镇化水平将持续增强外贸出口竞争力。

当前,我国正处于经济增长动力转换的“新常态”中,继续发挥外贸出口拉动和劳动力资源等传统优势的作用,对防止经济增长在这一特殊时期出现“失速”现象具有重要意义。人口老龄化问题凸显、性别比失衡是影响地区出口优势提升的重要因素,人口教育结构、城乡结构的改善则有助于外贸优势的提升。各地需结合国家新的人口政策,统筹考虑人口年龄结构和性别结构状况,加大教育投入以改善人口教育结构,提高城镇化水平以改善人口城乡结构,努力保持外贸的长期稳健发展。

参考文献:

- [1] 王伟同. 中国人口红利的经济增长“尾效”研究——兼论刘易斯观点后的中国经济 [J]. 财贸经济, 2012, (11): 14-20.
- [2] Bloom D., Finlay J. Demographic Change and Economic Growth in Asia [J]. Asian Economic Policy Review, 2009, (1): 45-64.

- [3] Bloom D. D. Canning, J. Sevilla. The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change [J]. Foreign Affairs, 2003, 82(3): 148.
- [4] Yu Miaojie. Trade, Democracy and the Gravity Equation [J]. Journal of Development Economics, 2010, 91(2): 289 – 300.
- [5] Poole W. Changing World Demographics and Trade Imbalances [J]. Speech, 2007, 16(4): 115 – 125.
- [6] Andrea Ferrero. Demographic Trends, Fiscal Policy and Trade Deficits [J]. Job Market Paper, New York University, 2005, December, 13.
- [7] Brooks R. Population Aging and Capital Flows in a Parallel Universe [J]. IMF Staff Papers, 2003, (50): 200 – 221.
- [8] Jelassi M. M., Sayan S. Population Growth Differentials and the Long-run Trade Equilibrium [J]. Journal of Population Economics, 2004, (31): 96 – 99.
- [9] 田巍, 姚洋, 余森杰, 周羿. 人口结构与国际贸易 [J]. 经济研究, 2013, (11): 87 – 99.
- [10] Bloom David E., Jeffrey G. Williamson. Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia [J]. World Bank Economic Review, 1998, (12): 419 – 455.
- [11] 姚洋, 余森杰. 劳动力、人口和中国的出口导向的增长模式 [J]. 金融研究, 2009, (9): 1 – 13.
- [12] 张茉楠. 由“人口红利”转型为“经济增长红利” [J]. 经济研究信息, 2009, (12): 41 – 42.
- [13] 汪伟. 人口结构变化与中国贸易顺差: 理论与实证研究 [J]. 财经研究, 2012, (8): 26 – 37.
- [14] 何凌霄, 南永清, 张忠根. 老龄化、服务性消费与第三产业发展——来自中国省级面板数据的证据 [J]. 财经论丛, 2016, (10): 11 – 18.
- [15] 陆旸, 蔡昉. 人口结构变化对潜在增长率的影响: 中国和日本的比较 [J]. 世界经济, 2014, (1): 3 – 29.
- [16] 冯远. 我国高新技术产品出口发展问题的人力资本分析 [J]. 财贸经济, 2005, (11): 90 – 94.
- [17] 袁志刚. 劳动力资源的优化配置及其在中国的特别意义——评蔡昉等著《中国劳动力市场转型与发育》 [J]. 经济研究, 2006, (1): 123 – 125.
- [18] 邵文波, 李坤望, 王永进. 人力资本结构、技能匹配与比较优势 [J]. 经济评论, 2015, (1): 26 – 39.

Demographic Changes and Regional Export Advantage ——Based on the Panel Data of 31 Provinces

XU Yuanguo^{1,2}, ZHANG Chenyu², YIN Xuesong²

(1. Base of Applied Economics Research, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: This paper makes use of the statistical data of 2000 ~ 2014 in 31 provinces of China to construct a panel regression model and empirically analyzes the impact of the population structure on regional trade and regional differences. The results showed that the population structure has a significant impact on the regional export advantage, that the labor-age population, the education structure of the population and the population structure of the urban and rural areas have positive effects on the region's exports advantage, whereas the gender structure of the population and the dependency ratio of the population have negative effects. Therefore, the key to give full play to regional export advantage and reduce regional export differences is to fully understand the changes of the population structure in various regions and to coordinate with the local economy, policy and environment in time.

Key words: Population Structure; Comparative Advantage; Regional Exporting; Economic Growth

(责任编辑: 化 木)