

●体育人文社会学●

劳动收入份额变化对我国体育用品出口影响的实证研究

崔惠斌¹, 宋婷婷²

(1. 华南师范大学 环境学院, 广东 广州 510006; 2. 华南师范大学 国际商学院, 广东 广州 510631)

摘要: 劳动收入份额的变化会通过劳动生产率、总需求等来影响体育用品出口贸易。本文从我国劳动收入份额变化和体育用品出口贸易的特征化事实入手, 基于 Bhaduri-Marglin 模型分析劳动收入份额对体育用品出口作用效应, 采用自回归分布滞后模型(ARDL 模型)对劳动收入份额变化对体育用品出口贸易的长短期影响进行实证考察。研究发现: 劳动收入份额变化会通过消费需求效应、出口竞争力效应、劳动生产率效应对我国体育用品出口贸易产生影响, 从短期来看, 劳动收入份额每降低 1%, 会促进我国体育用品出口增加 5.51%。为促进体育用品产业发展, 应保持合适的劳动收入份额, 兼顾体育用品的出口与内销, 加大体育用品制造业科技投入, 持续技术创新, 降低劳动投入, 提高劳动生产率。

关键词: 体育产业; 体育用品出口; 劳动收入份额; 自回归分布滞后模型

中图分类号: G812.78 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-983X(2023)09-0753-05

An Empirical Study on Impact of Change of Labor Income Share on China's Sports Goods Export

CUI Huibin¹, SONG Tingting²

(1. School of Environment, South China Normal University, Guangzhou Guangdong, 510006; 2. School of International Business, South China Normal University, Guangzhou Guangdong, 510631)

Abstract: The change of labor income share will affect the export trade of sports goods through labor productivity, aggregate demand and so on. Based on the characteristic fact of the change of labor income share and the export trade of sporting goods, this paper analyzes the effect of labor income share on the export of sporting goods based on Bhaduri-Marglin model, and uses the autoregressive distributed lag model (ARDL model) to conduct an empirical study on the long-term and short-term impact of labor income share change on the export trade of sporting goods. The study found that the change of labor income share will have an impact on the export trade of sports goods through the effect of consumption demand, export competitiveness and labor productivity. In the short term, every 1% decrease of labor income share will promote the increase of sports goods export by 5.51%. In order to promote the development of sports goods industry, it is necessary to maintain an appropriate share of labor income, take into account the export and domestic sales of sports goods, increase scientific and technological investment in sports goods manufacturing industry, continue technological innovation, reduce labor input and improve labor productivity.

Keywords: sports industry; sports goods export; labor income share; ARDL model

1 问题的提出

体育产业作为未来国民经济发展的支柱产业, 代表着人民对美好生活向往的方向, 大力发展体育产业是当前提高经济发

展质量、优化产业结构的必然要求。2014年, 国务院颁布的《关于加快发展体育产业促进体育消费的若干意见》, 将发展体育产业上升到国家战略层面, 重要性和紧迫性进一步上升。为了推动体育产业快速发展, 近年来国家不断利用各种政策工具, 逐步形成了“市场主导、政府驱动”的良性局面。从增速看, 2012—2019年我国体育产业产值的平均增速为 19.4%, 高于同期国内 GDP 增速。2019年, 全国体育产业总规模为 29 483 亿元, 增加值达到 11 248 亿元, 产业规模占国内生产总值的比重为 2.99%, 虽然和发达国家相比仍有差距, 但已表现出强劲的发展潜力。同时, 体育产业与其他产业关联度很高, 有典型的正外部性, 大力发展体育产业对有效转变经济增长模式, 加速区域经济转型升级, 实现高质量发展有重要的现实意义。

收稿日期: 2023-07-21

基金项目: 国家自然科学基金项目(71673063)。

第一作者简介: 崔惠斌(1982~)男, 陕西西安人, 博士, 副研究员, 研究方向: 市场经济理论与政策。

通讯作者简介: 宋婷婷(1999~), 女, 四川巴中人, 硕士, 研究方向: 国际商务, E-mail: 20081067@m.scnu.edu.cn。

从贸易情况看,我国体育用品累计销往全球 110 个国家或地区,全世界超过 2/3 的体育用品都产自中国^[1]。2019 年,我国体育用品及户外(用品)进出口贸易总额达 1 382 亿美元,其中出口额为 1 276 亿美元,占体育用品贸易总额的 92% 以上,贸易收入和利润也实现了同步增长。由此可见,发展我国体育用品贸易是促进我国体育行业快速发展重要举措,在加速我国体育用品制造业总规模扩大和制造业高质量转变上都起到了关键作用。

随着中国特色社会主义市场经济体系逐步确立和不断完善,我国要素收入分配结构发生了显著变化。20 世纪 90 年代以来,我国居民的劳动收入份额持续下降,同时资本要素的收入份额逐步提高^[2]。有研究发现,居民劳动收入份额降低会抑制居民的消费需求,但对投资和净出口需求又会产生促进作用^[3],作用效果存在着行业间异质性。具体到体育产业,我国体育用品制造业仍具有劳动密集型特征,企业主体数量多且经营规模差异较大,劳动收入份额变化将直接反映在企业的生产成本与结构上,进而对企业的出口贸易产生影响。因此,厘清劳动收入份额变化对体育用品出口贸易的影响,对科学描述企业成本结构及变化,促进体育用品贸易持续增长有积极意义。本文试图在当前“双循环”发展格局下,基于劳动收入份额变化的特征化事实,实证分析劳动收入份额变化对体育用品出口的影响机制和作用效果,进一步为加速体育产业转型升级,实现高质量发展提供政策依据。

2 特征化事实

2.1 我国劳动收入份额变化的特征化事实

本文选取为 1992—2019 年的劳动收入份额变化进行考察。多数文献测度发现:我国劳动收入份额在 20 世纪 90 年代前基本处于稳定状态,满足“卡尔多定律”,而从 1995 年开始出现较为显著的下降,背离“卡尔多定律”^[4-5];从 1995 年开始,我国劳动收入份额连续降低,2007 年降至 44.92%。自 2007 年起,劳动收入份额以平均 1.87% 的增长率开始增加,到 2009 年达到 46.62%,在经过缓慢上升以后,2019 年我国的劳动收入份额为 48.04%。

劳动收入份额的不断变化表明我国国民收入在初次分配上的调整,劳动收入份额从 1992 年的 50.62% 降至 2019 年的 48.04%,在 2003 年最低为 46.16%,这说明劳动生产要素所获得的报酬占国民经济收入的比重不断减少,会抑制我国居民的劳动生产积极性和消费需求。同时,对劳动密集型产业来说,由此带来的劳动力成本变化也会对企业生产经营行为产生直接影响。

2.2 我国体育用品出口贸易的特征化事实

我国体育用品进出口贸易长期处于贸易顺差,出口规模大,出口产品也不断多样化。如图 2 所示,从 1992—2019 年,我国体育用品整体表现出增长态势,仅 2015 和 2016 年出现负增长。1992—1997 年,我国的体育用品出口额虽然整体较小,但增长趋势没有改变。1998 年,我国体育用品出口总额突破百亿关口,同比增长率超过 50%。加入 WTO 后,我国体育用品出口总额从 2002 年开始快速增长,制造业对外贸易条件的极大改善进一步加速了我国体育用品出口。2008—2011 年,虽

然经历了全球金融危机,我国体育用品出口规模整体上依旧增长。“十二五”期间,我国体育用品出口额累计达到 5 717 亿美元,其中 2011 年出口额为 1 084 亿美元,2014 年达 1 234 亿美元,平均年增长率为 5.97%。2015 年,我国体育用品出口额出现负增长,直至 2017 年开始恢复增长,2019 年,我国体育用品出口额达 1 277 亿美元。虽然受到国内外因素的冲击,波动较为明显,但整体上我国体育用品出口贸易仍呈现出稳定增长的发展态势。

3 劳动收入份额变化影响体育用品出口的作用机理

3.1 消费需求效应

经济新常态下,我国消费需求不足与要素收入分配结构失衡导致的结构扭曲存在一定关系^[6]。资本收入用于消费的边际倾向是远小于劳动收入消费边际倾向的,因此过低的劳动收入份额对于消费需求会产生显著的抑制作用。进一步根据 B-M 模型中的“消费不足论”发现,提高劳动收入份额,则在同等收入条件下,会使消费需求上升。我国为“工资拉动型”总需求机制国家^[7],因此居民劳动收入份额增加,意味着居民会更多地用于消费,进而增加对体育用品的消费需求,在其他条件不变的情况下,对体育用品的投资倾向小于对体育用品的消费倾向,使得消费需求增加,会使得我国对体育用品的出口减少。

3.2 出口竞争力效应

出口价格相对变化是影响体育产品出口的重要因素,通常用实际汇率波动来进行表征,国外价格与国内价格的比率以及名义汇率共同决定了实际汇率。从生产要素结构看,多数体育用品制造厂商属于劳动密集型企业,劳动收入份额上升会显著推动其生产成本的增加,进一步提高体育用品的价格,不利于出口,削弱了我国体育用品的国际竞争力。因此,劳动收入份额的上升会因为体育用品出口竞争力的下降而带来出口规模的下降。

3.3 劳动生产率效应

根据引致性技术进步与效率工资假说,劳动生产率增长率会因为实际工资增长率的增长而提高。进一步袁兰飞^[8]在经典模型基础上,引入了影响生产率变化的多个因素,分析得出总产出增长率与劳动生产率增长率之间呈正相关关系。当实际工资发生外生性变动时,均衡状态下的劳动生产率增长率会随之发生变动,进而使总产出生生变化。体育用品制造业是劳动密集型产业,劳动者生产要素至关重要,当体育用品制造业劳动者的实际工资增加时,即劳动收入份额增加,会使得体育用品制造业的劳动生产率提高。

另一方面,劳动者们平均受教育年限会随着我国劳动收入份额的上升而增加,促进人力资本积累,由此提高劳动收入份额有利于促进人力资本对全要素生产率的增长作用,同时对提升技术效率具有积极作用^[9]。所以当劳动收入份额的增加时,会提高体育用品制造业人力资本对技术效率和全要素生产率促进作用,进而提升劳动生产率。已有文献表明,提升生产率是提高出口产品附加值的重要举措^[10],所以劳动收入份额增加会引致体育用品制造业企业的劳动生产率提升,带来

体育用品制造企业出口即体育用品出口的增加。

4 变量、数据与模型

4.1 变量选取与数据来源

我国劳动收入份额在 20 世纪 90 年代之前较为稳定,从 90 年代中开始出现变化,整体呈下降趋势。另外,我国在 2001 年正式加入世界贸易组织(WTO)极大地改善了进出口贸易条件。因此,为讨论劳动收入份额变化对我国体育用品出口的影响,结合数据获取情况,本文选取时间序列数据年份区间为 1992—2019 年。

我国体育用品出口(Sge)贸易状况,即被解释变量,通过中国体育用品出口贸易额进行衡量。选取 1992—2019 年我国体育用品出口总额数据,其中 1992—1997 年的数据根据海关信息网和联合国贸易统计数据计算得到,1998—2019 年的数据来自国家统计局的出口贸易数据库。

本文主要研究我国的劳动收入份额(Ls)对体育用品出口的影响,因此劳动收入份额是核心解释变量。劳动收入份额在定义上是指劳动收入占国民总产值的比重,不同学者在度量劳动收入的时选取的衡量指标有所不同,本文采用收入法核算的 GDP 数据。数据来源于《中国统计年鉴》和《国内历史核算资料 1952—2004》。

体育用品出口的变化受到多重因素影响,为了更好地反映影响出口的其他因素,本文设置了汇率(Exchange)和贸易政策(Pol)2 个控制变量。根据传统经济学理论,出口国商品的出口竞争力会因为本国货币的贬值而增加,用外币表示的本国商品价格降低,使得出口增加。所以当人民币汇率相对发达国家升值时,体育用品出口会受到负向影响。本文采用的汇率为间接汇率,数据来自世界银行数据库。体育用品出口会受到宏观贸易政策的影响,但贸易政策量难度较大。本文借鉴王学实^[1]的处理方法,采用进出口总额占国民生产总值的比重(即贸易依存度)进行度量,相关数据来自世界银行(World Bank)数据库。

4.2 单位根检验

本文采用的数据是时间序列数据,动态计量经济实证分析要求使用平稳时间序列数据,所以先对所有变量进行对数处理,并采用 Eviews10.0 软件对我国劳动收入份额(lnls)、汇率(lnexchange)、贸易政策(lnpol)、体育用品出口额(lnexp)进行 ADF 单位根平稳性检验。

从表 1 检验结果看出,被解释变量体育用品出口额(lnexp)的原始序列是不平稳的,一阶差分处理后,体育用品出口额(lnexp)的 ADF 统计量小于 5%水平下临界值的统计量, p 值小于 0.05,说明体育用品出口额(lnexp)的一阶差分序列(d. lnexp)是平稳的,即被解释变量体育用品出口额(lnexp)是一阶单整 $I(1)$ 。

解释变量劳动收入份额(lnls)以及控制变量汇率(lnexchange)和贸易政策(lnpol)的原始序列均是不平稳的,进行一阶差分后,ADF 统计量全部小于 5%临界值的统计值,而 p 值小于 0.05,说明劳动收入份额(lnls)、汇率(lnexchange)和贸易政策(lnpol)的一阶差分序列是平稳的,即这些变量都是一阶单整 $I(1)$ 。

表 1 ADF 单位根平稳性检验结果

变量	检验形式 (T, n)	ADF 统计量	5% 临界值	相伴 概率	平稳性
lnexp	(0, 0)	-1.844	-2.976	0.352 4	不平稳
d.lnexp	(0, 0)	-3.869	-2.981	0.006 9	平稳 $I(1)$
lnls	(0, 0)	-1.452	-2.976	0.541 8	不平稳
d.lnls	(0, 0)	-4.358	-2.981	0.002 1	平稳 $I(1)$
lnexchange	(0, 0)	-2.482	-2.981	0.131 2	不平稳
d.lnexchange	(0, 0)	-4.539	-2.981	0.001 4	平稳 $I(1)$
lnpol	(0, 0)	-1.240	-2.981	0.641 2	不平稳
d.lnpol	(0, 0)	-4.111	-2.981	0.003 9	平稳 $I(1)$

注:表中的 T 为趋势项(T 为 0, 则无趋势项), n 为滞后阶数, d 为一阶差分。

4.3 边界协整检验

本文采用自回归分布滞后模型(ARDL)进行均衡关系分析,该模型可以满足变量是非同阶单整的,同时可以允许不同变量有不同的滞后阶数,且在小样本分析中结果更加稳健。此外,ARDL 模型还具有能够根据原模型推导出动态的误差修正模型,即 ARDL-ECM 模型,实现从长期和短期分别对时间序列进行动态效应分析。

本文以体育用品出口贸易额(lnexp)作为被解释变量,劳动收入份额(lnls)作为解释变量,引入汇率(lnexchange)、贸易政策(lnpol)两个控制变量,构建包含短期和长期信息的非受限误差模型(1)进行边界协整检验,以此来判断长短期自变量和因变量之间是否存在协整关系。在模型(1)中, t 是各个变量的滞后期数, n 为自变量的滞后阶数, α_0 是常数项, α_{1i} 、 α_{2i} 、 α_{3i} 、 α_{4i} 是变量系数, ε_t 是白噪声, Δ 是变量的一阶差分。

$$\begin{aligned} \Delta \ln \exp = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln \exp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \ln ls_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \ln \text{exchange}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta \ln \text{pol}_{t-i} + \alpha_5 \ln \exp_{t-1} + \alpha_6 \ln ls_{t-1} + \\ & \alpha_7 \ln \text{exchange}_{t-1} + \alpha_8 \ln \text{pol}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

通过模型(4-1)进行边界协整检验,原假设是自变量和因变量之间不存在协整关系,即 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ 。备择假设是模型中的变量间存在协整关系,即 $H_1: \alpha_1$ 、 α_2 、 α_3 、 α_4 不全为零。通过对比 Pesaran 计算的临界值和 F 统计值大小,判断是否存在协整关系。具体而言,如果模型检验的 F 统计量小于 Pesaran 下临界值,则拒绝原假设,即变量间是存在协整关系的,如果 F 统计值在上、下临界值中间,则无法判断各变量之间是否存在长期的均衡关系。

根据模型(1)进行边界协整检验,首先利用 Eviews10 软件,根据 SC 准则和 AIC 准则确定模型的最优滞后阶数,并考虑模型的残差序列自相关因素,最后确定最优滞后阶数为 4。对模型的 F 统计量进行计算,结果如表 2 所示,显著性水平 10%、5%、1%的上边界值统计量分别为 3.2、3.67、4.66,模型(1)的 F 统计量为 4.709 631,均大于上边界临界值,所以拒绝原假设,接受备择假设,即该模型中自变量和因变量间存在协整关系。

表 2 ARDL 模型(1)的边界协整检验结果

F 统计量	k	显著性水平/%	I(0)	I(1)
		10	2.37	3.20
4.709 631	3	5	2.79	3.67
		1	3.65	4.66

4.4 长期弹性系数估计

通过检验,模型(1)具有协整关系,进一步建立模型(2)来估计解释变量我国劳动收入份额与被解释变量我国体育用品出口之间的长期弹性系数,并分析二者间的长期动态关系。在模型(2)中, α_0 是常数项, n 是自变量的滞后阶数, t 是各个变量的滞后期数, ε_t 是白噪声。

$$\ln \exp = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \ln \exp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \ln l s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \ln \text{exchange}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \ln \text{pol}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

通过模型(2)来估计劳动收入份额对体育用品出口的长期影响,使用 Eviews10.0 软件得出 ARDL 的最优选择为(3,0,1,4),对模型进行检验,模型的拟合优度为 79.82%,拟合程度较高,且模型 F 统计量的 p 值为 0.015 721 < 0.05,说明模型是合适的。ARDL 模型(2)的德宾-沃森检验值等于 2.662 037 > 2,则表明该模型的残差序列不存在序列自相关的现象。

表 3 ARDL 模型(2)的长期系数回归结果

变量	系数	标准误	t-统计值	p
lnls	-1.196 120	1.196 892	-0.999 355	0.339 1
lnexchange	-2.097 764	0.435 373	-4.818 320	0.000 5***
lnpol	0.948 516	0.273 583	3.467 009	0.005 3***
c	0.094 741	0.010 040	4.335 580	0.000 0***
R-squared		0.798 197		
p(F 统计量)		0.015 721**		
D-W		2.662 037		

注:*** 为 1%显著性水平下显著,** 为 5%显著性水平下显著,* 为 10%显著性水平下显著;下同。

估计结果如表 3 所示,劳动收入份额的系数为-1.196,即劳动收入份额每增加 1%,我国体育用品出口贸易额就会减少 1.196%,但是该负向影响是不显著的。从长期来看,我国劳动收入份额增加会对我国体育用品出口贸易产生不显著的抑制作用。表明我国劳动收入份额变化通过需求效应对体育用品出口贸易产生的抑制作用大于劳动生产率效应产生的促进作用。另外,贸易政策对我国体育用品出口具有显著正向影响,而汇率水平对我国体育用品出口则有显著负向影响。

4.5 短期弹性系数估计

ARDL 模型(2)的残差序列不存在序列自相关,为分析劳动收入份额对我国体育用品出口的短期影响,以模型(2)的残差序列 ECM 来构建劳动收入份额与体育用品出口间的短期动态 ARDL-ECM 模型。构建的 ARDL-ECM 模型为模型(3)。

在模型(3)中, n 为自变量的滞后阶数, t 是各个变量的滞后期

数, α_0 是常数项, Δ 是变量的一阶差分, ε_t 是白噪声,ECM_{t-1}是模型(2)的残差序列滞后误差修正项。

$$\Delta \ln \exp = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln \exp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \ln l s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \ln \text{exchange}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta \ln \text{pol}_{t-i} + \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

通过 ARDL-ECM 模型(3)来估计劳动收入份额对体育用品出口的短期影响,该模型最优滞后阶数选择为(3,0,1,3),ARDL-ECM 模型短期系数结果如表 4 所示。对模型进行检验,模型的拟合优度 R^2 为 88.63%,模型的拟合程度较好,而模型 F 统计量 p 值为 0.002 196 < 0.05,说明模型是合适的。ARDL-ECM 模型(3)的 D-W 检验值为 2.299 689(D-W 值越接近 2 越佳),则说明该模型的残差序列是不存在序列自相关的。

表 4 ARDL-ECM 模型(3)的短期系数回归结果

变量	系数	标准误	t-统计值	p
D(lnexp(-1))	0.254 665	0.243 181	1.047 225	0.319 6
D(lnexp(-2))	-0.353 907	0.181 134	-1.953 841	0.079 2*
D(lnexp(-3))	-0.708 332	0.220 278	-3.215 633	0.009 2***
D(LNLS)	-5.511 644	2.241 198	-2.459 240	0.033 7**
D(LNEXCHANGE)	-2.453 048	0.764 524	-3.208 596	0.009 4***
D(LNEXCHANGE(-1))	-1.747 175	0.805 413	-2.169 291	0.055 2*
D(lnpol)	0.335 493	0.340 180	0.986 222	0.347 3
D(lnpol(-1))	-0.102 490	0.265 563	-0.385 934	0.707 6
D(lnpol(-2))	0.049 329	0.230 344	0.214 155	0.834 7
D(lnpol(-3))	0.682 289	0.196 613	3.470 218	0.006 0***
ECM(-1)	-1.156 761	0.364 784	-3.171 086	0.010 0**
C	0.164 677	0.040 070	4.109 750	0.002 1***
R-squared		0.886 305		
p(F 统计量)		0.002 196***		
D-W		2.299 689		

如表 4 所示,从短期来看,劳动收入份额对我国体育用品出口的回归系数为-5.511 644,表示劳动收入份额每增加 1%,我国体育用品出口相应减少约 5.5%,且在 5%的显著性水平下是显著的。因此在短期,我国劳动收入份额增加对体育用品出口额具有显著的抑制作用。说明在短期,劳动收入份额增加通过需求效应产生的抑制作用大于劳动生产率效应带来的促进作用。汇率对体育用品出口的回归系数为-2.453 048,通过了 1%水平下的显著性检验,这表明汇率在短期会对体育用品产生显著的抑制作用;前一期的汇率(lnexchange(-1))回归系数为-1.747 175,在 10%的显著性水平下是显著的,说明汇率波动会对体育用品出口产生负向影响,这也符合“J 曲线效应”的基本判断。另外,贸易政策对体育用品出口的回归系数为 0.335 493, $p=0.347 3$,说明在短期,贸易政策对我国体育用品出口具有不显著的促进作用;滞后一期的贸易政策(lnpol(-1))和滞后两期的贸易政策(lnpol(-2))的回归系数分别为-0.102 490 和 0.049 329,滞后一期的贸易政策对体育用品出口有抑制作用,而滞后两期的贸易政策对体育用品出口有促进作用,但是他们都是不显著的;但是滞后三期

的贸易政策($\ln pol(-3)$)对体育用品出口的回归系数为 0.682 289,且通过了 1%水平下的显著性检验,说明滞后三期的贸易政策对我国体育用品的出口会产生显著的促进作用。需要指出的是,本文中贸易政策测度指标是进出口贸易额占国民收入总值的比例,进出口贸易额越大,比例越大,则说明贸易政策越宽松,利好的态势会促进体育用品行业的出口,但是由于政策具有滞后性,其对体育用品的出口作用自然也会滞后。

ARDL-ECM 模型中的 ECM 误差修正系数为 -1.156 761,且在 5%的显著性水平下是显著的。误差修正项 ECM_{t-1} 的系数越大,表明当上一期因外部冲击使得系统偏离长期均衡状态时,该系统由偏离调整至长期均衡状态的速度越快。通过表 4 中 ECM 误差修正系数可知,当我国体育用品出口在上一期因冲击与长期均衡状态发生偏差时,系统以 1.156 7 的速度调整至长期均衡,这说明该系统具有较强的短期误差修正动力。

4.6 稳健性检验

采用递回归残差累计和检验(CUSUM 检验)和递回归残差平方累积和检验(CUSUMSQ 检验)对 ARDL-ECM(3-3)模型估计的参数进行稳定性检验,利用 Eviews10 软件得出检验结果如图 1 和图 2 所示(其中图 1 为 CUSUM 检验结果,图 2 为 CUSUMSQ 检验结果):CUSUM 值和 CUSUMSQD 值均小于 5%显著性水平的上、下边界临界值。这说明在 5%的显著性水平上,本文采用的自回归分布滞后模型所得到的回归参数都是稳定的,实证结果是可置信的,能够为从劳动收入份额视角优化体育用品出口提供政策依据。

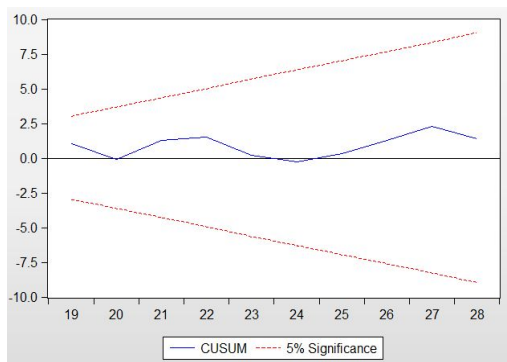


图 1 CUSUM 检验结果

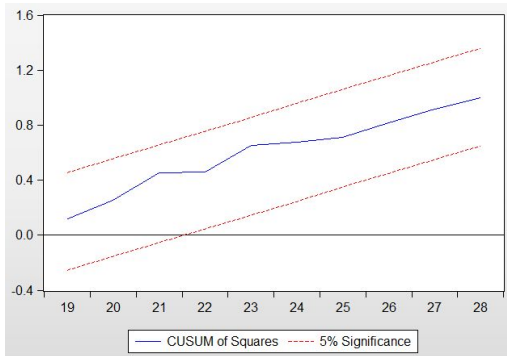


图 2 CUSUMSQD 检验结果

5 结论与政策建议

本文以总结劳动收入份额变化对体育用品出口影响的规

律为目的,通过理论推导和实证分析,从实证结果发现:从短期看,我国居民劳动收入份额增加对体育用品出口贸易具有显著的抑制作用。我国居民劳动收入份额每增加 1%,体育用品出口贸易规模将会减少约 5.5%。从长期看,我国居民劳动收入份额增加对体育用品出口贸易具有不显著的抑制作用。我国居民劳动收入份额每增加 1%,体育用品出口贸易规模将会减少约 1.2%。最后,整个贸易系统具备较强的短期误差修正机制。如果我国体育用品的出口在短期中受到外部冲击与长期均衡状态出现偏差时,系统将以 1.156 7 较快的速度从短期非均衡状态恢复至长期均衡状态。

政策建议方面,过低的劳动收入份额表明要素分配的不公平,会背离共同富裕的发展目标,抑制劳动者的劳动积极性和消费需求。因此遵循“双循环”的发展战略,一方面企业应该关注国际市场的发展,提升产品的出口竞争力,扩大体育用品出口;另一方面国家也要积极地调控,保持适当的劳动收入份额,促进分配公平以提升国内消费者的购买力,加快完善内需体系,扩大体育用品国内消费市场,缓解对出口的依赖。除此之外,还应充分利用劳动收入份额降低对体育用品出口的促进作用,完善体育用品制造业创新政策,通过鼓励性政策来驱动整个体育用品制造行业的转型升级,使我国体育用品制造业实现从低附加值的产业链低端向高产高质的高端环节转化,形成体育用品制造业的创新型经济模式。体育用品制造业的大企业,应积极响应国家创新驱动发展战略,扩大研发投入,吸纳人才,提高产品产量和附加值,实现体育用品的科技化,打造更多国际化品牌;对于小企业,应更多地投入固定资产,引进先进设备,减少手工劳动,抓住出口贸易政策,扩大出口。只有这样,我国体育用品才能在国际贸易竞争中占据优势,确保出口的稳定增长,在全球价值链中的地位不断攀升,产业实现转型升级和可持续发展。

参考文献:

- [1] 王学实,潘磊.人民币有效汇率变动对我国体育用品制造业进出口贸易的影响:基于 2003—2014 年度数据的实证分析[J].武汉体育学院学报,2018,52(4):38-43.
- [2] 谭晓鹏,钞小静.中国要素收入分配再测算[J].当代经济科学,2016,38(6):7-16+122.
- [3] 罗鑫.劳动收入份额对消费需求的影响研究[J].投资与创业,2021,32(18):181-184.
- [4] 白重恩,钱震杰.劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J].世界经济,2010,33(12):3-27.
- [5] 罗长远,张军.经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究[J].中国社会科学,2009(4):65-79+206.
- [6] 刘伟,蔡志洲.完善国民收入分配结构与深化供给侧结构性改革[J].经济研究,2017,52(8):4-16.
- [7] 刘盾.中国的经济增长属于“利润拉动”还是“工资拉动”?再测功能性收入分配对我国需求增长与结构的影响[J].南开经济研究,2020(1):70-95.
- [8] 袁飞兰.劳动收入份额、经济波动与经济增长[D].武汉大学,2018.
- [9] 徐常建.劳动收入份额、人力资本积累与全要素生产率[J].统计与决策,2020,36(9):67-71.
- [10] 毛其淋,赵柯雨.外资银行进入是否影响了中国企业进口?[J].经济科学,2022(1):5-19.