

西部地区对外贸易对经济增长影响实证研究

张 鹏,陶秀玲

(重庆大学 贸易与行政学院,重庆 400044)

摘要:运用面板数据方法及相应的模型,从出口和进口两个方面实证分析了中国西部地区1997-2004年对外贸易对经济增长的影响。实证分析结果表明,对外贸易对西部地区经济增长具有重要的推动作用,出口与进口贸易对西部地区经济发展的影响基本相同。因此,主张加快发展西部对外贸易以促进西部经济加快增长,并在实施中要注意进口与出口并重。

关键词:西部地区;对外贸易;经济增长;实证研究

中图分类号:F752.8

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2009)02-0015-04

改革开放以来,中国西部经济总体上呈现高速增长的状态,1996年西部地区的人均GDP为3462.5元,2000年,这一数据增长到了4713.9元;2005年,西部各地区的人均GDP更是高达9092.1元。从1996-2005年期间,年均增长速度高达12%。

西部地区1995年的进出口总额为1362亿元,占全国的6%;2005年,西部地区的进出口总额达4072亿元,占全国总进出口规模的3.4%。这说明,虽然西部地区的进出口贸易在增长,但其在全国的比重却在下降,也就是说西部地区的贸易发展速度要远远落后于其他地区。1995年,西部地区的进出口总额与GDP比重值为0.13,而到了2005年反而下降到了0.12。

国内近年来对外贸与经济增长的定量、实证研究大体可以分为以下几类:(1)运用线性回归模型对外贸与增长的关系进行分析。如:杨全发(1998)、许和连和赖明勇等(2002),均采用线性回归对外贸依存度、进口依存度、出口依存度等贸易开放度指标和人均产出增长、资本增长、劳动力增长、技术进步等指标之间的影响机制进行了分析,得出了不同的结论^[1-2];(2)运用协整和误差修正模型研究该问题。如:刘晓鹏(2001)均运用协整理论或格兰杰因果检验研究了对外贸易与经济增长之间的相关性^[3];(3)运用灰色关联分析法研究开放与增长之间的关系。如:王英、刘思峰(2003)对中国经济增长与对外开放度进行的灰色关联分析^[4]。此外,姚丽芳(2001)运用净出口分析法、出口总量分析法、进口分解分析法对贸易对经济增长拉动的作用分别进行了测算^[5]。与此同时,对于西部地区的相关研究较少,李勋来、李国平(2005)对西部地区对外贸易与经济增长关系进行了实证分析,并提出加快发展西部对外贸易以促进西部经济加快增长,并在实施中要注意进口与出口并重^[6]。

从以上可以看出现有的研究主要集中在时间序列的研究方法,在研究对外

收稿日期:2008-10-20

基金项目:教育部规划项目(08JA840029);重庆市社科规划项目(2008141)

作者简介:张鹏(1966-),男,汉族,四川蒲江人,重庆大学贸易与行政学院副教授,主要从事贸易及产业经济研究。

欢迎访问重庆大学期刊网http://qks.cqu.edu.cn

贸易与区域经济之间的关系时,我们更需关注没有被方程控制的省份之间的“个体效应”,如果忽略这种个体效应,方程的估计效应将会受到偏误和一致性的影响,而面板数据正是解决个体效应的良好估计方法;为此笔者运用面板数据对西部贸易和经济增长关系进行估计。

一、模型及相关说明

笔者依据已经广泛应用于实证研究的内生经济增长模型的基本解释变量。首先引入道格拉斯生产函数可以得到开放条件下的扩展型总量生产函数:

$$Y_i = AK_i^\alpha L_i^\beta Z_i^\gamma e^u$$

上述模型中, Y_i 是产出变量, K_i 、 L_i 、 Z_i 分别为资本、劳动力投入要素和贸易因素, A 为常数,代表外生技术进步因素, α 、 β 和 γ 分别为资本、劳动力和贸易的产出弹性, e 为随机误差。 A 、 α 、 β 和 γ 为待估参数。为探讨中国贸易因素与经济增长的相关关系,需对上述模型进行回归分析。将模型进行对数处理得到

线性对数计量模型如下:

$$\ln Y_i = \ln A + \alpha \ln K_i + \beta \ln L_i + \gamma \ln Z_i + u$$

首先利用中国 1997 - 2004 年西部各地区的省级面板数据对西部地区出口与经济增长之间的关系进行检验。总产出(Y) 采用实际国内生产总值反映,采用 GDP 实际增长进行计算;劳动(L) 采用就业总人数(各年年底值)来表示;由于缺少各地区的资本存量(K) 的数据,所以文中采用各地区固定资产投资规模来反映。关于外贸的指标,目前的研究主要采用进口额(IM)、出口额(EX) 或进出口总额(TX);基数据来源于历年《中国统计年鉴》中的“各地区按经营单位所在地分商品进出口总额”项目。

二、实证研究过程

(一) 混合最小二乘法(pool OLS) 估计结果

首先,对西部地区出口与经济增长的关系、进口与经济增长的关系分别采用混合最小二乘法进行参数估计,其估计结果分别列在表 1 和表 2 中。

表 1 西部出口与经济增长的混合 OLS 估计

解释变量	常数项	LnI	LnL	LnEX	R ²	F
被解释变量: LNY	-0.328 050 3 (-0.218 8)	0.604 0 * * * (-0.050 9)	0.328 7 * * * (-0.026 3)	0.112 5 * * * (-0.042 1)	0.982 8	1 757.01

表 2 西部进口与经济增长的混合 OLS 估计

解释变量	常数项	LnI	LnL	LnEX	R ²	F
被解释变量: LNY	0.322 3 * * (-0.125 8)	0.541 1 * * * (-0.040 4)	0.337 1 * * * (-0.023 6)	0.145 8 * * * (-0.025 9)	0.986 2	2 198.72

注:括号内为标准差,*、* * 和 * * * 分别表示通过 10%、5% 和 1% 的显著性水平检验。

由以上表可知,模型的拟合优度 R^2 以及 F 统计量显示方程的估计效果比较理想,且所有解释变量都通过了经济学及统计学检验,接下来进行其他的检验。

(二) 检验不变截距与变截距模型的优劣

首先假定 $H_3: \alpha_i = \alpha$ and $\beta_i = \beta$

构造如下的 F 统计量:

$$F_3 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N - 1)(K + 1)]}{S_1 / [NT - N(K + 1)]}$$

$$F((N - 1)(K + 1), N(T - K - 1))$$

其中 S_3 为式 $y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_{it}$ 的残差平方和; S_1 为式 $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ 的残差平方和。如果 $F_3 < F_\alpha$,表

明接受 H_3 假设,直接选择混合的 OLS 方法即可。否则, $F_3 \geq F_\alpha$,表明拒绝原假设,应进入下一步检验。

经过计算,出口与经济增长关系模型的 F 统计量值为 50.60,进口与经济增长关系模型 F 统计量值为 27.52,都通过了 1% 的显著性水平检验,拒绝了不变截距的原假设,说明变截距模型优于不变截距模型。

(三) 判断两种变截距模型的优劣

变截距模型设定有两种形式的估计方程:固定效应模型与随机效应模型。比较两者的优劣通常选用 Hausman 检验。现在先给出两种模型的估计结果。

表 3 出口与经济增长的两种变截距模型估计结果

解释变量	常数项	LnI	LnL	LnEX
固定效应模型	0.128 5 (1.598 5)	0.501 7 * * * (0.029 8)	0.311 1 (0.245 7)	0.139 9 * * * (0.022 7)
随机效应模型	-0.374 1 (0.288 7)	0.500 3 * * * (0.026 1)	0.386 6 * * * (0.042 5)	0.138 9 * * * (0.022 3)

表4 进口与经济增长的两种变截距模型估计结果

解释变量	常数项	LnI	LnL	Ln/M
固定效应模型	0.486 7	0.585 7 * * *	0.326 8	0.051 8 * * *
	(1.848)	(0.029 0)	(0.284 5)	(0.017 9)
随机效应模型	0.050 1	0.580 0 * * *	0.384 4	0.058 6 * * *
	(0.233 1)	(0.024 1)	(0.036 7)	(0.017 7)

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示通过10%、5%和1%的显著性水平检验。

提出原假设:随机效应模型优于固定效应模型。

构造如下的 Hausman 统计量:

$$H = [\beta_{CV} - \beta_{LSDV}]' [Var(\beta_{CV} - Var(\beta_{LSDV}))][\beta_{CV} - \beta_{LSDV}] : \chi^2(K)$$

当统计量 H 大于 χ^2 临界值时,拒绝原假设,表明固定效应模型优于随机效应模型;而当统计量 H 小于 χ^2 临界值时,表明接受随机效应模型优于固定效应模型的原假设。

经计算,出口模型中 Hausman 检验统计量为 1.22,没有通过显著性检验;接受随机效应模型优于固定效应模型的原假设。进口模型中 Hausman 检验统计量为 4.45,也没有通过显著性检验,同样接受随

机效应模型优于固定效应模型的原假设。

(四) 异方差和自相关检验

为了保证模型参数估计的一致性与有效性,我们对估计方程进行了 Wooldridge 自相关性检验和 LR 异方差性检验。

出口模型中, Wooldridge 自相关性检验得到 F 的统计量值为 38.324,拒绝了无自相关性的原假设;而 LR 检验得到的统计量值为 93.00 拒绝了无异方差性的原假设,表明方程同时存在自相关性与异方差性,所以文章最后采用了可行的广义最小二乘法进行重新估计,结果列于表 5 中, Wald 显示了方程良好的估计效果。

表5 出口与经济增长的广义最小二乘法估计结果

解释变量	常数项	LnI	LnL	LnEX	Wald Test
被解释变量:LNY	-0.397 9 * * *	0.559 2 * * *	0.431 2 * * *	0.079 0 * * *	3 822.56 * * *
	(-0.154 1)	(-0.030 6)	(-0.024 6)	(-0.022)	

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示通过10%、5%和1%的显著性水平检验。

参数估计结果说明,西部地区投资、劳动投入和出口贸易对经济增长都具有显著的影响,其中投资与劳动力投入对经济增长起了主要的决定作用。参数估计结果表明进口贸易每增加一个百分点,产出增加 0.079 019 个百分点。这说明,西部地区出口贸易对经济增长的贡献都要弱于投资与劳动力投入。

进口模型中, Wooldridge 自相关性检验得到的 F

统计量值为 25.052,拒绝了无自相关性的原假设;而 LR 检验得到的统计量值为 78.90 拒绝了无异方差性的原假设,表明方程同时存在自相关性与异方差性,所以文章最后采用了可行的广义最小二乘法进行重新估计,结果列于表 6 中, Wald 显示了方程良好的估计效果。

表6 进口与经济增长的广义最小二乘法估计结果

解释变量	常数项	LnI	LnL	Ln/M	Wald Test
被解释变量:LNY	-0.184 5 * *	0.566 4 * * *	0.401 6 * * *	0.077 1 * *	7 469.61
	(0.089 1)	(0.027 0)	(0.019 3)	*(0.016 4)	

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示通过10%、5%和1%的显著性水平检验。

参数估计结果说明,西部地区投资、劳动投入和进口贸易对经济增长都具有显著的影响,其中投资与劳动力投入对经济增长起了主要的决定作用。参数估计结果表明,投资对产出的弹性为 0.566 417 7,而劳动的产出弹性为 0.401 571 7,而进口贸易对产出增长的弹性为 0.077 089,表明进口贸易每增加一个百分点,产出增加 0.077 个百分点。

由以上分析可知,中国西部地区对外贸易与经济增长间存在显著的相关性,由 GDP 与进出口额的

参数估计结果可知,1998 年以来,中国西部地区出口贸易对 GDP 的弹性系数达 0.079 019,而进口贸易对 GDP 的弹性系数达 0.077,对外贸易对西部经济增长表现出较强的拉动作用。

三、结论及政策建议

(一) 基本结论

根据基本的面板数据的估计程序,选择扩展的新古典生产函数进行估计。模型的基本结论支持理论分析的假说。

一是西部地区投资、劳动投入和出口贸易对经济增长都具有显著的影响,其中投资与劳动力投入对经济增长起了主要的决定作用。即西部经济增长过程中依然是粗放型的增长模式。

二是中国西部地区对外贸易与经济增长间存在显著的相关性,即对外贸易促进了西部地区的经济增长。而且在结构上,出口贸易与进口贸易对西部地区经济发展的影响基本相同。例如,西部地区出口贸易对GDP的弹性系数为0.079 019,而进口贸易对GDP的弹性系数为0.077,二者并无显著差异,但是都相当显著地证明对外贸易对西部经济增长表现出较强的拉动作用。

(二)政策建议

1. 遵循比较优势,实现竞争优势

实现西部地区的经济增长,需要产业国际竞争力提高,应当从比较优势走向竞争优势。利用资源的比较优势是西部产业发展的出发点。由于西部地区拥有丰富的资源优势出发,便于迅速积累优势,赢得较快的发展速度。但是,如果将目标停留在比较优势上,而不是通过比较优势去争取竞争优势。那么资源优势可能变成资源劣势,导致其他产业的萎缩和技术创新不足

2. 转变对外贸易结构

如上文分析所示:进口与出口在经济增长中所起的作用存在差别。出口对经济的拉动作用比进口要大,因此西部经济在发展过程中要充分发挥资源优势,加大出口力度,扩大西部地区具有竞争优势的产品出口,拓展市场空间。但是如果完全强调出口的内需带动作用,极有可能造成资源枯竭和劳动力

成本优势丧失。所以,这就需要在出口的同时,调整优化进口结构,加大先进设备的进口力度,加快西部工业化进程。出口是为了更好地进口,因此在西部经济发展中应进出口并重,发挥二者的协同效应,带动西部经济的更快发展。

3. 加大政策支持力度,促进对外贸易发展

在西部大开发的背景下,为了加速西部地区对外开放步伐,增强其参与国际竞争的能力,促进对外贸易的健康发展,国家应加大对西部地区的政策支持力度。例如,对西部具有比较优势的产品,应在出口配额、出口信贷和出口信用保险等方面给予支持;调整西部产业布局,促进贸易结构升级,获得对外贸易的规模经济收益。

参考文献:

- [1] 杨全发. 中国地区出口贸易的产出效应分析[J]. 经济研究, 1998(7): 23-25.
- [2] 赖明勇. 出口贸易与内生经济增长的实证研究[J]. 财经理论与实践, 2002(6): 59-60.
- [3] 刘晓鹏. 协整分析与误差修正模型——中国对外贸易与经济增长的实证研究[J]. 南开经济研究, 2001(5): 54-55.
- [4] 王英, 刘思峰. 中国经济增长与对外开放度的灰色关联分析[J]. 对外经贸实务, 2003(2): 6-7.
- [5] 姚丽芳. 对外贸易对中国经济增长的贡献分析[J]. 统计研究, 2001(1): 20-22.
- [6] 李勳来. 西部对外贸易与经济增长关系的实证分析[J]. 探索, 2005(3): 170-171.

An Empirical Study on the Effects of the International Trade on the Development of Economy in the West of China

ZHANG Peng, TAO Xiu-ling

(College of Trade and Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: Through the panel data, this paper studies the effects of the international trade on the development of economy in the west of China from the perspective of export and import. The results show that the international trade has very important role in the western economy, and the export and import has the equal role. So it can promote the lever of the western economy by developing the international trade and pay attention to the import as much as the export.

Key words: the west of China; international trade; economic growth

(责任编辑 傅旭东)