

贸易开放、要素禀赋与就业增长

——基于中国省际面板协整的实证研究

余官胜¹, 马颖²

(1. 温州大学 商学院, 浙江 温州 325035; 2. 武汉大学 经济发展研究中心, 湖北 武汉 430072)

摘要: 本文借鉴国际贸易模型和失业搜寻模型分析框架, 利用省际面板数据, 对中国改革开放以来贸易开放对就业的效应进行实证研究。研究发现, 贸易开放对就业没有直接影响, 贸易开放对就业的间接影响则取决于一个地区的要素禀赋: 若一个地区的资本—劳动比率偏高, 贸易开放将减少就业; 反之, 若一个地区的资本—劳动比率偏低, 贸易开放则有可能增加就业。

关键词: 贸易开放; 要素禀赋; 就业; 面板协整

中图分类号: F740 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 01-0033-06

Trade Openness, Factor Endowments and Increase of Employment: An Empirical Study Based on China's Inter-provincial Panel Co-integration

YU Guan-sheng¹, MA Ying²

(1. Business School, Wenzhou University, Wenzhou 325035, China;

2. Center of Economic Development Research, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: In this paper, we adopt the models of international trade and search unemployment. Using China's inter-provincial panel data this paper analyzed how trade openness affects employment since China has started reform and opening. We found that there's no direct effect of trade openness on employment while the indirect effect of trade openness on employment depend on the factor endowments of a region: if the capital-labor ratio of a region is relatively high, trade openness would reduce employment while if the capital-labor ratio of a region is relatively low, trade openness would increase employment.

Keywords: trade openness; factor endowments; employment; panel co-integration

自 20 世纪初以来, 在西方国际经济学界逐步确立了以赫克歇尔—俄林模型为代表的新古典国际贸易理论分析框架的主导地位, 而该理论几乎忽视了贸易开放对就业的影响。然而, 近年来经济学界

收稿日期: 2010-07-10; 修订日期: 2010-11-01

作者简介: 余官胜 (1983-), 浙江乐清人, 温州大学商学院讲师, 经济学博士, 研究方向为国际经济学。

对贸易开放如何影响就业和失业问题的研究取得了重要进展。经济学家们把国际贸易理论模型同近年来兴起的失业搜寻理论模型相结合,把传统的充分就业模型转变成允许存在失业的更为接近现实的模型,从不同角度对贸易开放对就业或失业所产生的影响展开了分析。本文正是借鉴达特(Dutt)等人的分析框架^[1],利用中国的省际面板数据来研究贸易开放对就业所产生的效应,采用面板协整方法对中国的省际面板数据进行实证分析。本文的研究结果表明,贸易开放和就业之间存在着长期协整关系。并且发现在中国贸易开放造成的李嘉图效应并不显著,而H-O效应却尤为明显,这意味着在中国贸易开放对就业没有带来直接效应,贸易开放通过要素禀赋给就业带来了间接效应。

一、文献综述

有关贸易开放影响就业的文献可以分为理论研究和实证研究两种类型。在理论研究方面,戴维德森(Davidson)等结合国际贸易模型和失业理论中的搜寻模型,把标准的赫克歇尔-俄林模型扩展为存在失业的一般均衡模型,首次分析了国际贸易对失业的影响^[2]。赫尔普曼(Helpman)和伊茨霍基(Itskhoki)将工作搜寻融入企业异质性贸易模型中,建立起一个同时存在同质产品和异质产品的两部门模型,异质性产品部门由于工作搜寻而存在失业,因此贸易开放通过扩大异质性部门的规模,缩小同质性部门的规模而增加经济的总体失业率^[3]。达特及其合作者在其国际贸易模型中增加了对因搜寻而引起失业的分析,把分别由李嘉图效应和由H-O效应而产生的比较优势对就业的影响做了区分:当贸易是唯一地由李嘉图比较优势所驱动时,那么贸易开放将导致失业减少;而当贸易是由基于H-O模型的比较优势所驱动时,贸易开放将减少资本相对充裕地区的就业而增加劳动相对充裕地区的就业。此外他们利用跨国数据进行实证研究发现,贸易开放对就业影响的李嘉图效应非常显著,而H-O效应不明显^[4]。

在实证研究文献方面,瑞维甘(Revenga)从美国1977~1987年间制造业面板数据中发现,进口商品价格的下降会减少进口替代行业的就业水平^[5];科勒特泽(Kletzer)考察1979~1994年间美国行业数据发现,进口竞争不仅减少了进口替代行业的就业量,同时也减少了其他行业的就业^[6];格罗斯曼(Grossman)则考察美国1967~1979年间9个部门的数据后发现,进口贸易只减少了9个部门中1个部门的就业,对其他8个部门没有显著影响^[7];查克拉帕提(Chakrabarti)利用美国1982~1992年间行业季度面板数据,用面板协整方法证实贸易开放和就业之间不存在长期的关系^[8]。

在对发展中国家进行实证研究的文献中,莫瑞拉(Moreira)和纳加伯格(Najberg)指出巴西20世纪90年代初实行贸易开放在短期内对就业有较弱的负效应^[9];贾金斯(Jenkins)和森(Sen)对比分析了孟加拉国、肯尼亚、南非和越南4国的贸易开放与制造业就业二者之间的关联,发现贸易开放对这4个国家的影响是不同的^[10];费斯特洽(Feenstra)和常(Chang)研究了中国的出口对就业所产生的影响,发现中国在加入WTO之前,出口贸易对就业的贡献并不是很大,而在加入WTO之后,出口贸易对就业的贡献显得越来越重要^[11]。

俞会新和薛敬孝发现,中国的出口导向政策有助于促进就业增加^[12]。周申和李春梅则认为,中国制成品贸易结构的变化不利于增加就业,与发达国家的贸易则对就业有积极作用^[13]。蒋荷新的研究发现,贸易开放对中国的就业有促进效应,然而这种效应却在逐渐减弱,相反在加工贸易外资企业中,对就业的促进效应却在加强^[14]。

二、基于中国省际面板协整的实证研究

1. 方程设定和数据说明

本文的实证研究部分旨在利用中国的省际面板数据,对贸易开放影响就业的机制展开分析。本文利用达特等人提供的分析框架,对中国实行贸易开放以来影响各地区就业的李嘉图效应和H-O效应分别进行检验。鉴于H-O效应意味着贸易开放对就业的影响取决于一个地区的要素禀赋,目前中国

大部分地区主要的要素投入仍然以资本和劳动力为主，因此，本文主要用资本—劳动比率来度量要素禀赋。由此，本文建立以下计量方程。

$$\log(emp_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 trade_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\log(emp_{it}) = \beta_0 + \beta_1 trade_{it} + \beta_2 \log(k_{it}) \times trade_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， emp_{it} 为就业量，用 i 地区 t 时的从业人员度量； $trade_{it}$ 为贸易开放，用 i 地区 t 时进出口贸易占 GDP 的比重来度量； k_{it} 为资本—劳动比率，用 i 地区 t 时物质资本存量和劳动力人数的比值来度量； u_i 为地区变量； v_t 为时间变量； ε_{it} 为回归残差。

本文的样本为中国 1978 ~ 2005 年间 28 个省（自治区、直辖市）的面板数据。由于海南于 1988 年独立设省，重庆市于 1997 年改设直辖市，为了保持统计数据上的一致性，本文分别将海南和重庆并入广东省和四川省；西藏则由于缺乏数据没有包含在本文的样本内。本文的数据除了物质资本存量取自张军等人^[15]的数据之外，其他数据均由历年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》中的数据整理而得。表 1 列出了相关数据的基本信息。

笔者建构方程 (1)，旨在检验李嘉图效应。达特的经验研究表明，李嘉图效应有利于增加就业，因此，若在中国李嘉图效应能够成立的话，则应该满足 $\alpha_1 > 0$ 。笔者建立方程 (2) 的目的，是为了检验 H-O 效应。达特的经验研究表明，贸易开放通过 H-O 效应将增加劳动相对充裕地区的就业，但却会减少资本相对充裕地区的就业，因此，如果该效应在中国成立，则系数应该满足 $\beta_1 > 0$ 和 $\beta_2 < 0$ 。如果各变量序列是非平稳的，那么直接对方程 (1) 和 (2) 进行回归可能会产生谬误结果，因此，本文的策略是首先对各变量进行面板单位根检验，然后对各变量之间的协整关系进行检验。如果变量之间存在着面板协整关系，则应当使用面板误差修正模型对方程 (1) 和 (2) 进行估计。

表 1 变量数据基本信息

变量	全国	东部	中部	西部
$\log(emp_{it})$	3.172 (0.361)	3.226 (0.335)	3.272 (0.218)	2.979 (0.451)
$trade_{it}$	0.197 (0.003)	0.443 (0.467)	0.069 (0.043)	0.063 (0.042)
$\log(k_{it})$	3.574 (0.465)	3.750 (0.531)	3.388 (0.377)	3.491 (0.376)
观测数	784	280	280	224

注：①表内数值为均值，括号内为标准差；就业量的单位为万人；资本劳动比的单位为元/人（1952 年不变价格）。

②东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、河南、江西、湖南、湖北和广西；西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

表 2 面板单位根检验

变量	LLC 检验	IPS 检验	CH 检验	
			ADF-Fisher	PP-Fisher
$\log(emp_{it})$	-0.819 (0.207)	3.836 (0.999)	30.380 (0.998)	22.904 (1.000)
$trade_{it}$	3.815 (0.999)	4.704 (1.000)	32.950 (0.994)	34.363 (0.990)
$\log(k_{it}) * trade_{it}$	4.130 (1.000)	6.604 (1.000)	21.193 (1.000)	23.498 (1.000)
$\Delta \log(emp_{it})$	-13.135* (0.000)	-12.832* (0.000)	286.952* (0.000)	344.190* (0.000)
$\Delta trade_{it}$	-19.874* (0.000)	-19.442* (0.000)	413.953* (0.000)	442.505* (0.000)
$\Delta \log(k_{it}) * trade_{it}$	-20.094* (0.000)	-18.855* (0.000)	420.331* (0.000)	447.030* (0.000)

注：括号内为 P 值， Δ 表示差分项，各变量依据其图形确定是否有常数项和时间趋势，并根据 Schwarz 原则自动确定滞后阶数，* 表示拒绝存在面板单位根的原假设。

2. 面板单位根检验

本文分别使用 LLC 方法、IPS 方法以及 CH 方法对 $\log(emp_{it})$ 、 $trade_{it}$ 以及 $\log(k_{it}) \times trade_{it}$ 进行面板单位根检验，所得到的结果见表 2。

从表 2 中可见，三种检验方法都无法拒绝变量 $\log(emp_{it})$ 、 $trade_{it}$ 和 $\log(k_{it}) \times trade_{it}$ 存在面板单位根的原假设，但是却能拒绝这些变量一阶差分项存在面板单位根的原假设。由此可见，这些变量均

为一阶单整变量。

3. 面板协整检验

为了更详细而准确地检验变量之间的协整关系，本文分别用 Pedroni 方法和 Westerlund 方法进行面板协整检验。

表 3 中列出了方程 (1) 和方程 (2) 的 Pedroni 面板协整检验结果，表 4 中列出了方程 (1) 和方程 (2) 的 Westerlund 面板协整检验结果。从表 3 和表 4 可以看到，对于回归方程 (1)，Pedroni 面板协整检验中 7 个统计量中的 5 个均表明变量之间存在协整关系，而 Westerlund 面板协整检验中的 4 个统计量均表明变量之间存在协整关系。对于回归方程 (2)，Pedroni 面板协整检验中 7 个统计量中的 4 个表明变量之间存在协整关系，而 Westerlund 面板协整检验中的 4 个统计量均表明变量之间存在协整关系。

表 3 Pedroni 面板协整检验

统计量	方程 (1)		方程 (2)	
	统计值	P 值	统计值	P 值
面板 - v 统计量	-1.005	0.843	-0.747	0.773
面板 - ρ 统计量	-1.823	0.034	-0.726	0.234
面板 - PP 统计量	-2.918	0.002	-2.862	0.002
面板 - ADF 统计量	-2.843	0.002	-3.306	0.001
组间 - ρ 统计量	0.534	0.703	1.460	0.928
组间 - PP 统计量	-1.843	0.033	-1.637	0.051
组间 - ADF 统计量	-1.745	0.041	-2.346	0.010

表 4 Westerlund 面板协整检验

统计量	方程 (1)		方程 (2)	
	统计值	P 值	统计值	P 值
G_r 统计量	-1.336	1.000	-1.290	1.000
G_α 统计量	-2.721	1.000	-2.227	1.000
P_r 统计量	-9.162	0.989	-3.786	1.000
P_α 统计量	-3.945	1.000	-0.805	1.000

由此我们基本上可以做出如下判断，即方程 (1) 和方程 (2) 中的变量均存在面板协整关系。

4. 面板误差修正模型

由于在方程 (1) 和方程 (2) 中存在着面板协整关系，由此我们可以建立以下面板误差修正模型，并对这两个方程进行估计：

$$\Delta \log(emp_{it}) = \alpha_1 \Delta trade_{it} + \delta \hat{u}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\Delta \log(emp_{it}) = \beta_1 \Delta trade_{it} + \beta_2 \Delta \log(k_{it}) \times trade_{it} + \eta \hat{v}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 \hat{u}_{it-1} 和 \hat{v}_{it-1} 分别为方程 (3) 和方程 (4) 普通最小二乘法回归残差的滞后一期值， δ 和 η 分别为误差修正系数。表 5 列出了方程 (3) 和方程 (4) 的回归结果。

表 5 面板误差修正模型回归结果

变量	方程 (3)			方程 (4)		
	1978 ~ 1994	1995 ~ 2005	1978 ~ 2005	1978 ~ 1994	1995 ~ 2005	1978 ~ 2005
$trade_{it}$	0.002 (0.42)	0.007 (0.70)	0.003 (0.56)	0.029 (0.63)	0.204* (1.72)	0.178*** (3.44)
$\log(k_{it}) * trade_{it}$	—	—	—	-0.006 (-0.60)	-0.048* (-1.73)	-0.041*** (-3.40)

注：括号内为 t 统计量；* 表示在 10% 水平上显著，** 表示在 5% 水平上显著，*** 表示在 1% 水平上显著。

众所周知，中国于 1994 年取消实行多年的双重汇率制度，这不仅标志着中国经济体制改革进一步走向深入，而且意味着进一步实行以市场为主导的贸易开放政策。鉴于此，本文把中国改革开放以来 30 年数据划分为 1978 ~ 1994 年，1995 ~ 2005 年和 1978 ~ 2005 年 3 个时间段，以便对李嘉图效应和 H-O 效应进行检验。从表 5 可见，在回归方程 (3) 中，贸易开放的系数在 3 个时间段内均不显著。这表明由贸易开放带来相对技术差异的李嘉图效应在中国不显著，换言之，贸易开放并未对就业直接产生影响。回归方程 (4) 则显示，贸易开放系数在 1978 ~ 1994 年间不显著；在 1995 ~ 2005 年和 1978 ~ 2005 年这两个时间段内，贸易开放显著为正，而贸易开放和资本—劳动比率乘积的系数显著为负。这种情况说明，在 1994 年我国取消双重汇率制之前，贸易开放对就业没有影响，1994 年取

消双重汇率制之后，由贸易开放带来要素禀赋差异的 H-O 效应非常明显，而且从改革开放之初一直到 2005 年间 H-O 效应也非常显著。由此可见，自中国实行改革开放以来，贸易开放影响就业的李嘉图效应并不明显，而通过贸易开放对就业施加影响的 H-O 效应则相当明显。本文采用达特等人的分析框架来分析中国贸易开放对就业的影响，得到的却是相反的结论，即在中国贸易开放对就业的影响是间接的，这意味着当资本—劳动比率较高时，贸易开放将减少就业；而当资本—劳动比率较低时，贸易开放将增加就业。

此外，从笔者在回归方程（4）中对 1978~2005 年间所做估计的结果可见，贸易开放减少就业的拐点出现在 $\log(k_{it}) = 4.341$ 时：即当资本—劳动比率的数值小于 4.341 时，贸易开放有助于增加就业；而当资本—劳动比率的数值大于 4.341 时，扩大贸易开放会降低就业。从分地区的数据中还可以发现，在经过多年的投资积累和经济增长之后，在中国的部分省（区、市）（例如：北京、天津、山西、内蒙古、上海、山东、新疆），资本—劳动比率已经越过了贸易开放对就业增长起促进作用的拐点，因此，对于这些地区而言，进一步提升贸易开放反而会减少就业。

5. 内生性

为了明确反映贸易开放和就业之间的长期协整关系，本文在模型中并没有包含其他的控制变量，而是将其他变量归纳到回归残差中。这样处理的好处在于能清晰简练地反映出贸易开放和就业之间的长期协整关系，但是除了贸易开放外，影响就业的因素还包括经济增长和投资等变量，而且这些变量同时都会对贸易开放产生影响，因此将这些变量归入残差很可能会产生解释变量和残差相关的内生性问题，由此导致回归结果的偏差。为了解决这种内生性问题产生的偏差，本文使用贸易开放及相关变量的滞后一期值对误差修正模型（3）和（4）进行回归，得到表 6 的结果。

表 6 滞后一期值回归结果

变量	方程 (3)			方程 (4)		
	1978 ~ 1994	1995 ~ 2005	1978 ~ 2005	1978 ~ 1994	1995 ~ 2005	1978 ~ 2005
$L. trade_{it}$	0.019* (1.53)	0.008 (0.82)	0.001 (0.26)	0.515*** (3.66)	-0.60 (-0.55)	0.094* (1.76)
$L. [\log(k_{it}) * trade_{it}]$	-	-	-	-0.147*** (-3.55)	0.016 (0.62)	-0.022* (-1.75)

注：前缀 L 代表滞后一期值；括号内为 t 统计量；* 表示在 10% 水平上显著，** 表示在 5% 水平上显著，*** 表示在 1% 水平上显著。

相比于表 5 的回归结果，方程（3）中除了 1978~1994 年的回归结果变得显著外，其他两个时间段的回归结果不变。方程（4）中则前两个时间段的回归结果显著性均有变化，但是 1978~2005 年间的总体样本回归结果则和表 5 一致。由于无论是方程（3）还是方程（4），总时间段 1978~2005 年的回归得出和表 5 一致的结果，即贸易开放对就业没有直接的影响，而贸易开放对就业的间接影响则取决于要素禀赋，因此表明在处理了内生性问题后，本部分得出了和前文一致的结果。

三、结论与政策含义

近年来，国际学术界关于贸易开放影响就业的最新研究所取得的重要进展，为分析中国改革开放以来贸易开放与就业之间关系提供了可供借鉴的分析工具。本文正是借鉴国外最新的有关贸易开放与就业之间关系的理论框架，在搜集中国省际面板数据的基础上，用资本—劳动比率来度量要素禀赋，并利用面板协整技术来控制变量的非平稳性，进而对贸易开放对中国各地区就业的影响进行了实证研究。本文的实证分析表明，贸易开放对就业具有间接影响，而且此种影响还取决于要素禀赋的构成。这意味着，对于资本—劳动比率较高的地区来说贸易开放将减少就业；而对于资本—劳动比率较低的地区来说，贸易开放有助于增加就业。

目前，举国上下都在努力实现我国政府提出的“保增长、保稳定、保民生”的经济工作任务。

在这一背景之下，就业问题尤其受到社会各界的关注，这是因为就业同这三大任务紧密联系在一起。本文对中国改革开放以来贸易开放对就业的影响做了实证分析，研究结果所具有的政策含义主要体现在两个方面：

第一，研究表明，扩大贸易开放不一定能增加就业。尤其是对地方政府而言，在准备实行更加开放的贸易政策之前，应当审视本地区的要素禀赋和比较优势，否则可能会造成贸易开放带来减少就业的负面效应。

第二，应该继续推动劳动密集型产业的发展。因为我国仍然是一个人口众多的发展中国家，农村剩余劳动力数目仍然较大，剩余劳动发生逆转的拐点仍未到来，加上近年来劳动力市场上呈现出农民工失业和大学毕业生失业相互叠加的态势，致使在中国就业市场上的结构性矛盾更加突出。在综合多种因素的基础上，我们主张在相当长一段时期内应继续推动劳动密集型产业的发展，充分利用我国劳动力资源禀赋相对充裕的比较优势，促使贸易开放为实现增加就业的目标服务。

参考文献：

- [1] Dutt P. , Mitra D. , Ranjan P. International Trade and Unemployment: Theory and Cross - national Evidence [J]. Journal of International Economics , 2009 , 78 (1) .
- [2] Davidson C. , Martin L. , Matusz S. Trade and Search - Generated Unemployment [J]. Journal of International Economics , 1999 , 48 (2) .
- [3] Helpman E. , Itskhoki O. Labor Market Rigidities , Trade and Unemployment [R]. NBER Working Paper , No. 13365 , 2007.
- [4] 同 [1] .
- [5] Revenga A. Exporting Jobs? The Impact of Import Competition on Employment and Wages in U. S. Manufacturing [J]. Quarterly Journal of Economics , 1992 , 107 (2) .
- [6] Kletzer L. Trade and Job Loss in U. S. Manufacturing , 1979 ~ 1994 [A]. In Robert C. Feenstra (ed.). The Impact of International Trade on Wages [C]. Chicago: University of Chicago Press , 2000. 349 - 393.
- [7] Grossman G. The Employment and Wage Effects of Import Competition in the U. S. [J]. Journal of International Economic Integration , 1987 , 2 (1) .
- [8] Chakrabarti A. Import Competition , Employment and Wage in U. S. Manufacturing: New Evidence from Multivariate Panel Cointegration Analysis [J]. Applied Economics , 2003 , 35 (5) .
- [9] Moreira M. , Najberg S. Trade Liberalization in Brazil: Creating or Exporting Jobs? [J]. Journal of Development Studies , 2000 , 36 (3) .
- [10] Jenkins R. , Sen K. International Trade and Manufacturing Employment in the South: Four Country Case Studies [J]. Oxford Development Studies , 2006 , 3 (1) .
- [11] Feenstra R. , Chang H. China's Exports and Employment [R]. NBER Working Paper , No. 13552 , 2007.
- [12] 俞会新, 薛敬孝. 中国贸易自由化对工资就业的影响 [J]. 世界经济, 2002, (10) .
- [13] 周申, 李春梅. 工业贸易结构变化对我国就业的影响 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006, (7) .
- [14] 蒋荷新. 中国对外贸易就业效应的实证研究——以外资企业为例 [J]. 国际贸易问题, 2007, (10) .
- [15] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1950 ~ 2000 [J]. 经济研究, 2004, (10) .

[责任编辑 冯 乐]