

全球化加剧了城市贫困吗?

张茵 万广华*

摘要 本文考察了全球化对我国城市贫困人口收入的影响。我们发现, 尽管平均收入的增长伴随着收入分配的恶化, 但是全球化, 尤其是贸易开放, 提高了贫困人口收入占总收入的份额。我们还发现对外贸易和 FDI 对收入分配的影响不同。贸易对收入分配的有益效果并不局限于沿海省份。自 1992 年以来这一有益效果减弱了。

关键词 全球化, 贫困, 中国

一、引言

近期研究显示, 20 世纪 80 年代后期以来我国城市贫困率下降缓慢 (Ravallion and Chen, 2004), 甚至出现了反弹 (Hussain, 2003; Khan, Griffin and Riskin, 1999)。与此同时, 我国经济结构也发生了深刻变化。经济增长的驱动力由农村非集体化带来的农业增长, 转变为以国外直接投资带动的出口制造业的发展。鉴于近年来关于全球化是否会加剧贫困人口边缘化的争论, 有必要研究全球化对我国城市低收入阶层的影响。

尽管在中国的收入不平等和贫困这一主题上已经有了大量的文献, 关于全球化对贫困问题的影响的研究很少。在最近的两个相关研究中, Ravallion and Chen (2004) 和 Ravallion (2004) 发现贸易扩张与总体贫困减少之间的关联不明显。这一结果是基于在国家层面加总的贫困程度与贸易开放度的数据; 然而, 贸易开放度和贫困程度在中国各个省份之间区别很大。¹ 此外, 由于一般情况下城市居民比农村居民更受世界经济周期影响, 全球化对城市和农村贫困人群的影响也可能不同。因此, 即使全球化对贫困问题会产生正向或负向的冲击, 这些冲击也不一定会体现在国家层面加总的数据中。

全球化通过两个渠道对贫困人口发生作用: 增长效应和分配效应。绝大多数观点认为贸易 (和 FDI 流入) 对经济增长有正向的冲击, 而对收入分配的影响则无论在理论还是在实证中都存在争议。在理论上, 据 Stolper-Samuelson 定理的著名结论, 在一个 Heckscher-Ohlin 世界中, 贸易的开放会提高

* 张茵, 西北农林科技大学经济管理学院和 Department of Economic Studies, University of Dundee; 万广华, 西北农林科技大学经济管理学院。通讯作者及地址: 万广华, 西北农林科技大学经济管理学院, 712100; 电话: (029)87081209; E-mail: guanghuawan@yahoo.com。

¹ 区域贸易开放度的差别可见 Wei and Wu (2002) 和 Wan, Lu and Chen (2004); 区域贫困程度的差别可见 Khan (1998) 和 Hussain (2003)。

较充裕的生产要素对较稀缺的要素的相对价格。一般而言,相对低技术劳动力,高技术劳动力在发展中国家中比在发达国家中更加稀缺,因此发达国家与发展中国家之间贸易的增加将会降低发展中国家中高技术劳动力的工资升水,而提高发达国家高技术劳动力的工资升水。这也就是说,国际贸易会在发展中国家(发达国家)中导致更低的(更高的)收入不平等。但是,发展中国家不但和发达国家进行贸易,也和其他发展中国家贸易。对两个要素禀赋相对充裕程度差别较大的发展中国家,上述 Stolper-Samuelson 效果同样会发生作用。²因此,对于贸易开放会提高还是降低收入不平等程度,国际贸易理论没有给出确定的结论。

此外,国际贸易——商品和劳务在国与国之间的流动——只是全球化的一个方面。全球化的另一个重要表现是从发达国家到发展中国家的资金流动。Feenstra and Hanson (1997) 认为 FDI 可以增加资金流入国对高技术劳动力的相对需求量,从而加剧收入的不平等。他们的模型的一个重要假设是,对资金流入国而言,国外资本比国内资本更需要高技术劳动力。³如果外国企业并非更偏好于高技术劳动力,他们的结论就会反转过来。

对全球化与收入不平等之间关系的实证研究结果也是不明确的。对 20 世纪 70 年代至 20 世纪 80 年代亚洲“四小龙”经济起飞的研究表明,与世界经济越密切,工资收入的不平等就越小。然而,对 20 世纪 90 年代的拉美的研究显示出相反的结果 (Wood, 1997)。Dollar and Kraay (2002) 认为全球化对贫困人口的影响和对其他收入阶层一样,因此全球化对收入分配没有影响。比照这些不同的结果,全球化对我国收入分配的影响如何呢?

本文与之前的研究有三个不同点。第一,本文关注全球化对中国城市贫困人口收入的影响,是对之前研究整体影响和对农村收入影响的研究的补充。第二,本文同时研究了贸易开放和资本开放的影响。尽管全球化的这两个方面是密切相关的,它们对贫困人口的影响可能不同。下文将表明,中国的城市是两者存在不同点的一个例子。最后,本文将各省居民收入的数据汇集为面板数据,这样省间的异质性更容易被区分。

下文内容安排如下:第二部分阐释了我们如何从分组家庭调查数据中估计出三个贫困人口收入份额的指标。因为我们无法获得单个家庭数据或其他适合的数据,所以这样做是必须的。对这三个指标的时间趋势和区域差异的

² Davis (1996) 认为,影响一个国家贸易对收入分配的作用的重要因素,不是该国的资源禀赋相对于全球的充裕程度,而是相对于国际分工中与本国类似的国家的充裕程度。例如,相对全球而言,所有的发展中国家都可被归类为劳动力相对充裕的国家,但资本和劳动力禀赋在它们本身之间仍存在差别。贸易趋于自由化后,它们之中资本相对充裕的国家的工资回报/资本回报之比很可能下降。这一推理同样可用于预测自由贸易对高技能劳工的工资升水的影响。

³ Feenstra and Hanson (1997) 认为,发达国家输出资本的情况恰好相反——它们需要的是低技术的劳动力。这将抑制资本输入国家的低技术劳动力的工资增长,因此会恶化高技术与低技术劳动力的收入不平等。

初步分析也在这一部分。在第三部分，我们考察了全球化对这三个收入份额指标的影响，并检验了结果的稳健性。第四部分是结论。

二、估计贫困人群的收入份额

为了得到不同省的城市收入分配情况，我们利用了国家统计局的城市家计调查数据。这些数据发表在各省的统计年鉴中。⁴能获得的只有按收入分组的家庭数据，每组样本中家庭的个数、组内平均收入和家庭平均人数都被列出。我们一共收集到了 375 组收入分布，覆盖了中国内地 31 个省中的 29 个，样本期为 1988 到 2001 年。

根据这些数据直接计算产生的人口分位数不仅无规律，而且在不同省份和不同年份都有所不同。为了使跨地区和跨时的比较能够进行，需要根据现有数据估计出收入分配的概率密度函数 (PDFs)。许多参数模型都可以被用来达到这一目的，但还没有确定的证据表明这些模型中的某一种优于其他。考虑到这 375 个分布很可能在时间和空间上的变化都很大，并且能用于估计每一个分布的数据点的数量也不同，我们觉得试图寻找一个能很好地近似所有的分布的参数模型是不可行的。非参数方法的核密度估计是一个很好的替代方法，因为这一方法不需要事前假定分布的函数形式。⁵

核密度估计最近被 Sala-i-Martin (2002a, 2002b) 用于估计世界居民的收入不平等程度。⁶对这一方法的进一步介绍可参见 Sala-i-Martin 的文章。这里我们只说明，我们使用 Rosenblatt-Parzen 密度估计，以标准正态分布为核。⁷对每个省，核的带宽 (bandwidth) 设为 $0.9 \times \sigma \times n^{-1/5}$ ，这里 σ 为该省对数收入的标准差的均值， n 为数据点的数量。附录 B 中的图表给出了每个省三年的拟合概率密度函数：每个省样本的起始年、最后一年，以及 1995 年或 1996 年（取决于是否有该省 1995 年的数据）。⁸

从附录 B 可以明显地看出，这一时期中几乎对所有省的收入分布都向右移动了。这表明绝大多数城市居民的收入在这一时期都有所增加。除甘肃之

⁴ 大多数关于中国收入分配的研究依赖于国家统计局的数据。一些研究使用了中国社科院在一批海外经济学家协助下进行的调查的数据。这一调查覆盖了全国 1/3 的省份，但只有 1988 和 1995 两年的数据。

⁵ 我们也试验了对数正态分布、Beta 和一般二次 (GQ) 洛伦兹 (Lorenz) 曲线三个参数模型，并用 Shorrocks and Wan (2004) 的方法对参数模型生成的结果进行了调整。结果表明，后两个参数模型并不总是能得到有意义的洛伦兹曲线。而且，由参数模型得到的分布与用核密度估计的结果的区别主要在高收入一端。

⁶ Milanovic (2002) 对 Sala-i-Martin (2002a, 2002b) 文中的核密度估计方法提出质疑，认为 Sala-i-Martin 使用的五分位数的数据的信息量不足以推断出整体的分布，尤其是分布的上尾。这实际上是对数据的批评而非对方法的批评。任何的估计方法，无论参数的还是非参数的，都只能在数据允许的范围内给出接近实际分布的近似。本文的数据中，每个分布平均有 8 个数据点，并且主要集中在分布的下尾。

⁷ 使用 Epanechnikov 核，得到的结果类似。

⁸ 横轴为 1981 年价格衡量的收入的对数。

外(甘肃只有1990年到1997年的数据),所有省的收入不平等程度都提高了。在三个直辖市的收入分布的高收入一端,一个局部峰逐渐成形,表明存在两极分化的趋势。⁹

与贫困研究直接相关的是收入分布函数的低收入,即下尾一端。可以看出,所有省份收入分布的下尾都变得更长了。这说明在样本考察期间,贫困人口的收入增长率低于平均收入增长率。相应地,贫困人口的收入占总收入的份额必然下降了。此外,低收入阶层的收入增长速度从20世纪90年代中期开始明显放缓。在山西、安徽、湖南、贵州和广西等省份,贫困人口的实际收入可能反而下降了。

中国的区域差异问题最近得到了大量关注。为了弄清不同省份收入的概率密度函数是否存在明显的区域差异,附录B按照地理位置的不同将省份分成了六组(Démurger et al., 2002使用了类似的分组)。与预期的一样,较富裕的东部省份(包括沿海省份和三个直辖市)的收入分布在收入轴上更加偏右。然而,仅仅靠图像观察难以比较不同省份贫困人口的收入份额。我们下面使用一些量化的指标来测度贫困人口的收入份额。

我们将贫困人口定义为总人口中收入最低的5%,10%或20%。也就是说,对于给定的对数收入概率密度函数 $p(x)$,如果一个人的实际收入 Y 满足 $\int_{-\infty}^{\ln Y} p(x)dx < s$ ($s = 0.05, 0.1$ 或 0.2),他就被定义为贫困人口。收入最低的5%,10%和20%的人口的收入在总收入中的份额为¹⁰

$$s \frac{\int_{-\infty}^{\ln Y^*} e^x p(x) dx}{\int_{-\infty}^{+\infty} e^x p(x) dx}, \quad (1)$$

这里 $\int_{-\infty}^{\ln Y^*} p(x) dx = s, s = 0.05, 0.1, 0.2$ 。

图1是1988—2001年间三种收入份额的横截面柱状图。三种收入份额的横截面分布的散度没有明显变化,但三个份额的均值都明显随时间下降。为了估计下降的程度和是否存在地区差异,我们将全部省份用三种方法分组¹¹,对数据作了四个回归。表1的结果显示,离海岸线越远的省份,贫困人口的收入境况越差。在二区域(沿海—内陆)和三区域(沿海—中部—西部)分组中,沿海省份的贫困人口收入份额都明显高于内陆省份(根据回归2和3

⁹ 当然,这很可能与高收入组的数据存在更大的误差有关。

¹⁰ $\int_{-\infty}^{\ln Y^*} e^x p(x) dx = \bar{Y}^P$ 是贫困人口的平均收入, s 是贫困人口的比例, $\int_{-\infty}^{+\infty} e^x p(x) dx = \bar{Y}$ 是全部居民的平均收入,因此贫困人口的收入份额为 $\bar{Y}^P \times s / \bar{Y}$ 。

¹¹ 分组方法见表1的注释。

中不同组别虚拟变量的系数可得)。中部省份贫困人口的收入份额高于西部省份。当采用更细致的分类方法时,我们发现三个直辖市的贫困人口境况最好,其次是东北三省和其他沿海省份。人口密度低,资源丰富的西北省份的贫困人口收入份额最低。然而,组内各省的差别很大;在回归 4 中,沿海省份、中部省份、东北三省的平均收入份额与基准组——西南省份在统计意义上不能区别。尽管存在区域差异,可以确认的是三种收入份额指标都有所下降,下降幅度在 20%到 30%之间。我们还试图在回归 3 和 4 中加入时间和区域虚拟变量的交叉项,但由于区域虚拟变量和交叉项之间存在严重的共线性,交叉项难以精确估计,因此被排除在回归式外。

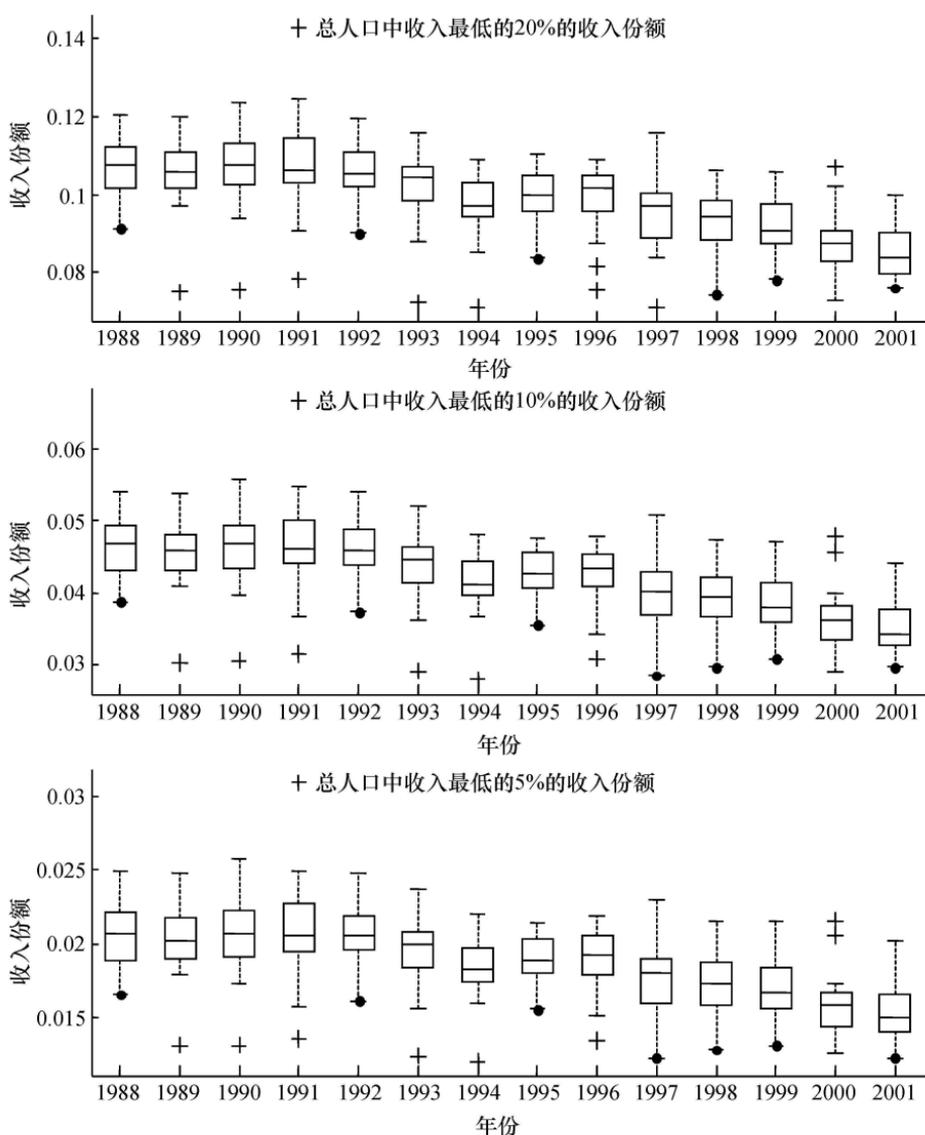


图 1 贫困人口收入份额柱状图

表1 贫困人口收入份额的趋势与地区差异

回归	回归 1			回归 2			回归 3			回归 4		
	20%	10%	5%	20%	10%	5%	20%	10%	5%	20%	10%	5%
截距	11.241 <i>0.000</i>	4.926 <i>0.000</i>	2.206 <i>0.000</i>	10.999 <i>0.000</i>	4.786 <i>0.000</i>	2.132 <i>0.000</i>	10.762 <i>0.000</i>	4.660 <i>0.000</i>	2.072 <i>0.000</i>	11.252 <i>0.000</i>	4.920 <i>0.000</i>	2.201 <i>0.000</i>
时间趋势	-0.179 <i>0.000</i>	-0.092 <i>0.000</i>	-0.044 <i>0.000</i>	-0.180 <i>0.000</i>	-0.092 <i>0.000</i>	-0.045 <i>0.000</i>	-0.179 <i>0.000</i>	-0.092 <i>0.000</i>	-0.044 <i>0.000</i>	-0.181 <i>0.000</i>	-0.093 <i>0.000</i>	-0.045 <i>0.000</i>
沿海 ^a				0.640 <i>0.000</i>	0.371 <i>0.000</i>	0.195 <i>0.000</i>	0.874 <i>0.000</i>	0.495 <i>0.000</i>	0.254 <i>0.000</i>	0.213 <i>0.124</i>	0.140 <i>0.046</i>	0.073 <i>0.035</i>
中部 ^b							0.449 <i>0.000</i>	0.238 <i>0.000</i>	0.115 <i>0.000</i>	0.098 <i>0.411</i>	0.051 <i>0.400</i>	0.022 <i>0.470</i>
3 直辖市 ^c										0.744 <i>0.000</i>	0.447 <i>0.000</i>	0.244 <i>0.000</i>
东北 ^d										0.181 <i>0.176</i>	0.113 <i>0.095</i>	0.060 <i>0.080</i>
西北 ^e										-0.816 <i>0.000</i>	-0.438 <i>0.000</i>	-0.221 <i>0.000</i>

注:斜体数字为估计系数的 t -统计量的边际显著水准。在回归 4 中,基准组为西南省份:广西、贵州、四川和云南。其他组定义如下:

a. 在回归 2、3 中,沿海省份包括北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、上海、山东、天津和浙江。在回归 4 中,北京、上海、天津和辽宁被划分到其他组。

b. 在回归 2、3 中,中部省份包括安徽、黑龙江、河南、湖北、湖南、内蒙古、江西、吉林和山西。在回归 4 中,黑龙江、吉林和内蒙古被划分到其他组。

c. 三个直辖市为北京、天津和上海。

d. 东北省份包括辽宁、黑龙江和吉林。

e. 西北省份包括甘肃、内蒙古、宁夏、陕西、青海和新疆。

上述结果中,全球化起到了怎样的作用? 仅仅考察全球化与贫困人口收入份额两者的二元关系并不能很好地回答这一问题,因为两者在空间上的关系和在时间上的关系似乎自相矛盾。中国全球化过程的两个众所周知的事实是:(1)从 20 世纪 80 年代中期开始,中国越来越融入世界经济体系;(2)东部省份对外开放的规模、强度和速度都明显高于内陆省份。因此,在时间尺度上,贫困人口收入份额的下降意味着全球化使富人获益更多,因此全球化不能改善贫困问题;而在空间尺度上,说全球化会使贫困恶化,又会与东部沿海省份的贫困人口收入份额高的事实矛盾。那么,这一矛盾是否说明全球化对收入分配的影响是中性的呢? 接下来我们对全球化和贫困人口收入份额之间的关系作更为严格的分析。

三、全球化与城市贫困

我们采用 Dollar and Kraay (2002) 中使用的计量模型:

$$\bar{y}_{kt}^p = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{y}_{kt} + \beta' x_{kt} + \mu'_k + \varepsilon_{kt}. \quad (2)$$

在这一模型中,在位置(省) k 和时间(年) t 的贫困人口的对数收入均

值 \bar{y}_{kt}^P 首先取决于该省的人均收入 \bar{y}_{kt} ；同时，它还受其他因素（由向量 x_{kt} 表示）和一系列不随时间变化的，因省而异的因素（由向量 μ_k 表示）影响。（2）式两边同时减去 \bar{y}_{kt} ，再进行适当变换，我们得到

$$l_{kt} = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{kt} + \beta_1 g_{kt} + \beta^* x_{kt} + \mu_k' + \varepsilon_{kt}, \quad (3)$$

这里 $l_{kt} = \bar{y}_{kt}^P - \bar{y}_{kt} + \log s^{12}$ ， $s=0.05, 0.1$ 或 0.2 ，是贫困人口的收入份额的对数， $\alpha_0^* = \alpha_0 + \log s$ ， $\alpha_1^* = \alpha_1 - 1$ ； g_{kt} 是当地全球化程度的指标（的对数）。本文主要关注的是， g_{kt} 在方程（3）中是否显著；如果是，系数 β_1 的符号是正是负。此外，从前一部分的初步分析来看，我们预期 α_1^* 为负，意味着平均收入上升时贫困人口的收入份额下降。

理论上来说，一个反映全球化的指标应当反映当地制度的“开放度”，也就是说，它应当反映当地法律和政府的规章制度对跨地域的商品劳务和资本流动的支持或限制情况。然而，这类数据难以获得，尤其是省一级的数据。因此，我们用进出口额与 GDP 之比衡量贸易开放程度，外国直接投资与 GDP 之比衡量资本开放程度。虽然这两个指标衡量了全球化的两个方面，但是在我们的数据中这两者高度相关，相关系数达到 0.79。为了避免多重共线性问题，同时也保证全球化的这两个方面都能出现在接下来的回归分析中，我们用这两个比例的第一主成分（first principle component）作为第三个全球化指标。¹³

在进行回归分析时，对 μ_k 可以采用两种处理方法。第一种是固定效应（fixed effect）估计。该方法相当于将每个变量转化为相对于相应横截面数据均值的偏移值，然后对已经转化后的数据进行回归。另一种方法是对回归式进行一阶差分来消掉 μ_k 。两种方法各有优劣。一阶差分估计会失去一些信息量，在我们的面板数据中许多省份的数据不连续，这一问题更加严重。¹⁴而如果使用固定效应估计，为保证估计量的一致性，需要方程右边的变量严格外生。这一假设很可能站不住脚，特别是人均收入 \bar{y}_k 可能受收入分配 l_k 影响，虽然这一影响的关系可能不是同期的。两种方法都可能因为测量误差而导致估计不满足一致性。这一模型省略了其他决定 l_k 的潜在变量，尽管这样能得到一个简洁的模型，但如果这些被省略的变量与其他解释变量相关的话，也可能导致与前面类似的问题。

为了解决这些问题，我们考虑了对方程（3）的几种不同的计量模型设定，下文讨论了这些结果。在这些回归中，我们对存在问题的变量 \bar{y}_k 和 g_{kt} 引

¹² 见脚注 8。

¹³ 第一主成分解释了两个指标方差的 90%。这些指标的构建和其他变量的定义可参见附录 A。Agénor (2003) 同样使用了主成分分析来得到“全球化指数”。

¹⁴ 一阶差分后，面板数据中的样本量减少了 38，是总样本量的 $\frac{1}{10}$ 。

入了工具变量。参照 Ravallion (2001), 我们用 (对数) 人均真实 GDP 作为 \bar{y}_k 的工具变量。尽管这两种收入的度量指标近年来在许多发展中国家 (包括中国) 差距增大¹⁵, 但这两个时间序列在我们的数据中高度相关。¹⁶ 对于全球化指标的工具变量, 我们尝试了它的滞后变量, 两年的均值, 和两者同时采用。我们先作了固定效应估计, 然后作了一阶差分估计。所有不同的尝试都得到了相近的结果; 特别是 \bar{y}_k 和 g_{kt} 的符号在所有结果中都一致。简短起见, 下面我们使用 g_{kt-1} 作为 g_{kt} 的工具变量。

(一) 贸易和 FDI 的不同效果

表 2 至表 4 给出了分别以收入最低的 20%, 10%, 5% 的城市居民收入份额的对数为被解释变量的回归结果。每个表分为三部分, 给出了采用不同的全球化指标的 10 个回归式的结果。第一列是简单 OLS 回归结果 (即 $\mu_k = \mu$, $k=1, \dots, 29$), 第二列是固定效应的 OLS 回归结果。根据上面的讨论, OLS 回归的结果可能不具有一致性; 这些结果在此仅用于比较。剩下八列都是使用工具变量的估计结果。

Dollar and Kraay (2002) 对 92 个国家长达 40 年的数据进行了研究, 得出了“贫困人口的收入与总平均收入同比增长”的结论。在方程 (3) 中, 这一命题相当于真实 GDP 的系数 α_1^* 在统计上不显著。从表 2 至表 4 来看, 我们的结果显示 α_1^* 不但显著, 而且为负。这一结果对所有三种收入份额指标, 不同的全球化指标, 模型设定和估计方法都成立。因此, 我国城市贫困人口的收入似乎并没有像 Dollar and Kraay (2002) 所说的那样随“水涨”而“船高”。考虑到在 20 世纪 80 年代中期之前我国的收入不平等程度很低, 中国成为 Dollar-Kraay 命题的一个例外也许并不令人惊讶。¹⁷ 虽然如此, 我们的结果还是说明不能把基于多国数据的一般结果简单地套用在单个国家上。

令人感到意外的是全球化指标系数 β_1 的估计结果。在表 2 至表 4 的第一部分中, 几乎对所有的回归, β_1 均显著为正 (只有第 2 列的固定效应的 OLS 的结果例外, 而且这一列很可能是有偏的)。Dollar and Kraay (2002) 以及近期若干使用多国数据的研究¹⁸ 发现, 贸易开放对收入不平等没有或者有负面影响。而我们的结果却显示, 贸易对贫困人口的收入份额有正面影响。但是, 这一良性影响的量级很小, 大约只相当于收入增长的负效果的 $\frac{1}{10}$ 。由表 2 可知, 假定其他条件不变, 贸易/GDP 之比升高一倍只能提高 20% 低收入人群

¹⁵ Ravallion (2003a) 考察了家计调查数据和国民经济核算数据之间的差异。

¹⁶ 这两个序列的相关系数为 0.86。

¹⁷ Ravallion (2003b) 发现, 发展中国家国内的收入不平等程度虽然差异较大, 但却呈现出向中等水平收敛的趋势。

¹⁸ 例如, Barro (1999), Spilimbergo, Londono and Szekely (1999)。

收入份额的 3%，例如从 12% 提高到 12.4%。这一效果对 10% 和 5% 的低收入人群稍大一些，但也很有限。

表 2 全球化与贫困人口收入份额：20% 最低收入人群

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
全球化指标：贸易/GDP 比										
全球化 g	0.029 0.001	0.011 0.301	0.030 0.021	0.032 0.052	0.028 0.035	0.029 0.028	0.030 0.028	0.025 0.057	0.040 0.007	0.045 0.003
人均收入 y	-0.145 0.000	-0.300 0.000	-0.319 0.000	-0.319 0.000	-0.338 0.000	-0.354 0.000	-0.338 0.000	-0.309 0.000	-0.372 0.000	-0.381 0.000
Coast $\times g$				-0.004 0.843						
p1992 $\times g$					-0.008 0.054	-0.010 0.026	-0.006 0.155	-0.008 0.058	-0.011 0.009	-0.012 0.008
市场自由化						0.046 0.113				0.063 0.038
经济结构							0.056 0.122			0.096 0.015
教育								-0.012 0.460		-0.011 0.510
通货膨胀									-0.100 0.016	-0.134 0.002
调整后 R^2	0.096	0.691	0.815	0.812	0.807	0.808	0.808	0.808	0.807	0.798
全球化指标：FDI 存量/GDP 比										
全球化 g	0.003 0.647	0.006 0.319	0.009 0.187	0.009 0.164	0.001 0.925	0.005 0.567	0.001 0.946	0.001 0.905	0.000 0.973	0.005 0.571
人均收入 y	-0.115 0.000	-0.309 0.000	-0.329 0.000	-0.320 0.000	-0.325 0.000	-0.351 0.000	-0.325 0.000	-0.295 0.000	-0.346 0.000	-0.355 0.000
Coast $\times g$				-0.008 0.249						
p1992 $\times g$					-0.009 0.004	-0.010 0.003	-0.009 0.008	-0.009 0.006	-0.012 0.000	-0.012 0.000
市场自由化						0.051 0.106				0.060 0.081
经济结构							0.034 0.332			0.060 0.099
教育								-0.013 0.443		-0.012 0.497
通货膨胀									-0.081 0.039	-0.104 0.009
调整后 R^2	0.094	0.689	0.809	0.808	0.805	0.803	0.804	0.804	0.804	0.797
全球化指标：贸易/GDP 与 FDI/GDP 的第一主成分										
全球化 g	0.011 0.035	0.008 0.073	0.013 0.024	0.039 0.053	0.032 0.001	0.029 0.025	0.033 0.001	0.032 0.004	0.039 0.000	0.048 0.004
人均收入 y	-0.133 0.000	-0.306 0.000	-0.323 0.000	-0.334 0.000	-0.346 0.000	-0.349 0.000	-0.350 0.000	-0.350 0.000	-0.373 0.000	-0.451 0.000

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Coast \times g				-0.025 <i>0.187</i>						
p1992 \times g					-0.012 <i>0.023</i>	-0.011 <i>0.051</i>	-0.011 <i>0.032</i>	-0.012 <i>0.025</i>	-0.014 <i>0.007</i>	-0.015 <i>0.013</i>
市场自由化						-0.026 <i>0.572</i>				-0.037 <i>0.426</i>
经济结构							0.155 <i>0.089</i>			0.258 <i>0.021</i>
教育								0.002 <i>0.931</i>		0.012 <i>0.487</i>
通货膨胀									-0.092 <i>0.025</i>	-0.124 <i>0.005</i>
调整后 R^2	0.097	0.690	0.815	0.814	0.806	0.805	0.804	0.804	0.805	0.798

注:变量的定义见附录。斜体数字为对应估计量的 t 统计量的边际显著水平。

每个回归的估计方法如下:

(1) 对混合数据做 OLS 回归。用 Newey-West 方法来修正估计量的标准差,考虑异方差与一阶自相关。

(2) 固定效应的 OLS 估计。

(3) — (10) 固定效应的 IV 估计。

表3 全球化与贫困人口收入份额:10%最低收入人群

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
全球化指标:贸易/GDP比										
全球化 g	0.040 <i>0.000</i>	0.015 <i>0.229</i>	0.040 <i>0.014</i>	0.039 <i>0.059</i>	0.037 <i>0.024</i>	0.039 <i>0.018</i>	0.038 <i>0.021</i>	0.033 <i>0.045</i>	0.047 <i>0.008</i>	0.052 <i>0.006</i>
人均收入 y	-0.170 <i>0.000</i>	-0.360 <i>0.000</i>	-0.385 <i>0.000</i>	-0.385 <i>0.000</i>	-0.408 <i>0.000</i>	-0.431 <i>0.000</i>	-0.408 <i>0.000</i>	-0.363 <i>0.000</i>	-0.439 <i>0.000</i>	-0.436 <i>0.000</i>
Coast \times g				0.003 <i>0.901</i>						
p1992 \times g					-0.010 <i>0.046</i>	-0.013 <i>0.018</i>	-0.008 <i>0.112</i>	-0.010 <i>0.049</i>	-0.013 <i>0.013</i>	-0.015 <i>0.009</i>
市场自由化						0.064 <i>0.070</i>				0.078 <i>0.037</i>
经济结构							0.052 <i>0.248</i>			0.089 <i>0.064</i>
教育								-0.018 <i>0.344</i>		-0.018 <i>0.366</i>
通货膨胀									-0.090 <i>0.076</i>	-0.126 <i>0.018</i>
调整后 R^2	0.082	0.681	0.809	0.810	0.804	0.802	0.803	0.804	0.803	0.795
全球化指标:FDI存量/GDP比										
全球化 g	0.007 <i>0.452</i>	0.006 <i>0.370</i>	0.010 <i>0.244</i>	0.010 <i>0.228</i>	-0.001 <i>0.882</i>	0.004 <i>0.693</i>	-0.002 <i>0.871</i>	-0.001 <i>0.906</i>	-0.002 <i>0.850</i>	0.004 <i>0.712</i>
人均收入 y	-0.135 <i>0.001</i>	-0.368 <i>0.000</i>	-0.391 <i>0.000</i>	-0.384 <i>0.000</i>	-0.386 <i>0.000</i>	-0.419 <i>0.000</i>	-0.386 <i>0.000</i>	-0.335 <i>0.000</i>	-0.403 <i>0.000</i>	-0.396 <i>0.000</i>

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Coast \times <i>g</i>				-0.006 0.481						
p1992 \times <i>g</i>					-0.013 0.002	-0.013 0.001	-0.012 0.003	-0.012 0.003	-0.015 0.000	-0.015 0.000
市场自由化						0.066 0.085				0.070 0.097
经济结构							0.024 0.572			0.048 0.284
教育								-0.022 0.280		-0.021 0.324
通货膨胀									-0.066 0.168	-0.093 0.054
调整后 R^2	0.081	0.680	0.809	0.809	0.803	0.801	0.803	0.802	0.803	0.794
全球化指标:贸易/GDP 与 FDI/GDP 的第一主成分										
全球化 <i>g</i>	0.012 0.040	0.013 0.020	0.021 0.004	0.051 0.036	0.045 0.000	0.045 0.000	0.046 0.000	0.046 0.001	0.052 0.000	0.057 0.000
人均收入 <i>y</i>	-0.151 0.000	-0.372 0.000	-0.395 0.000	-0.408 0.000	-0.425 0.000	-0.434 0.000	-0.430 0.000	-0.434 0.000	-0.453 0.000	-0.497 0.000
Coast \times <i>g</i>				-0.030 0.194						
p1992 \times <i>g</i>					-0.015 0.015	-0.018 0.008	-0.015 0.020	-0.015 0.016	-0.018 0.006	-0.021 0.003
市场自由化						0.164 0.201				0.237 0.083
经济结构							0.156 0.164			0.282 0.027
教育								0.004 0.878		0.006 0.782
通货膨胀									-0.094 0.062	-0.112 0.032
调整后 R^2	0.084	0.682	0.811	0.810	0.804	0.803	0.804	0.804	0.803	0.796

注:见表 2 注。

表 4 全球化与贫困人口收入份额:5%最低收入人群

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
全球化指标:贸易/GDP 比										
全球化 <i>g</i>	0.046 0.000	0.013 0.372	0.040 0.032	0.036 0.119	0.036 0.055	0.038 0.042	0.037 0.050	0.031 0.093	0.047 0.022	0.051 0.017
人均收入 <i>y</i>	-0.179 0.000	-0.393 0.000	-0.420 0.000	-0.421 0.000	-0.450 0.000	-0.478 0.000	-0.450 0.000	-0.401 0.000	-0.484 0.000	-0.481 0.000
Coast \times <i>g</i>				0.008 0.799						
p1992 \times <i>g</i>					-0.012 0.027	-0.016 0.009	-0.011 0.064	-0.012 0.029	-0.016 0.008	-0.019 0.005
市场自由化						0.077				0.091

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
						0.055				0.032
经济结构							0.048			0.089
							0.346			0.105
教育								-0.020		-0.020
								0.373		0.380
通货膨胀									-0.096	-0.133
									0.097	0.029
调整后 R^2	0.068	0.663	0.808	0.809	0.801	0.801	0.802	0.803	0.803	0.784
全球化指标: FDI 存量/GDP 比										
全球化 g	0.009	0.007	0.012	0.012	-0.001	0.006	-0.001	-0.001	-0.002	0.005
	0.373	0.373	0.219	0.205	0.923	0.648	0.914	0.946	0.890	0.668
人均收入 y	-0.143	-0.404	-0.433	-0.426	-0.427	-0.467	-0.427	-0.373	-0.447	-0.443
	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Coast $\times g$				-0.007						
				0.495						
p1992 $\times g$					-0.015	-0.015	-0.014	-0.014	-0.017	-0.017
					0.002	0.001	0.002	0.003	0.000	0.000
市场自由化						0.078				0.082
						0.075				0.089
经济结构							0.022			0.049
							0.654			0.334
教育								-0.023		-0.023
								0.310		0.351
通货膨胀									-0.076	-0.104
									0.165	0.059
调整后 R^2	0.068	0.662	0.808	0.808	0.799	0.798	0.797	0.798	0.796	0.785
全球化指标: 贸易/GDP 与 FDI/GDP 的第一主成分										
全球化 g	0.014	0.015	0.025	0.059	0.053	0.053	0.054	0.055	0.061	0.067
	0.041	0.021	0.003	0.035	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
人均收入 y	-0.158	-0.409	-0.439	-0.453	-0.473	-0.483	-0.478	-0.491	-0.506	-0.562
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Coast $\times g$				-0.033						
				0.206						
p1992 $\times g$					-0.017	-0.020	-0.017	-0.018	-0.021	-0.024
					0.015	0.008	0.020	0.016	0.006	0.003
市场自由化						0.184				0.268
						0.208				0.088
经济结构							0.170			0.318
							0.185			0.031
教育								0.007		0.010
								0.794		0.706
通货膨胀									-0.110	-0.130
									0.057	0.032
调整后 R^2	0.070	0.663	0.811	0.809	0.799	0.799	0.798	0.799	0.797	0.785

注: 见表 2 注。

将贸易开放度与地区虚拟变量（是否沿海）或时间虚拟变量（是否 1992 年后）的交叉项加入回归式后¹⁹，上述关于 α_1^* 和 β_1 的结果保持不变。此外，第 4 列的结果显示贸易开放减少收入差距的效果并不局限于沿海省份；而第 5 列的结果则说明这一效果从 20 世纪 90 年代初开始变弱，并且对越贫困的阶层效果弱化越明显。

表格的第二部分是以 FDI/GDP 之比为全球化指标的回归结果。这里我们发现全球化不再对贫困人口的收入份额有显著的影响。而且，全球化与时间虚拟变量的交叉项 ($p_{1992} \times g$) 的系数显著为负，显示自 1992 年来全球化使收入不平等增加了。造成第一部分与第二部分的回归结果不同的主要原因显然是因为它们使用了不同的全球化指标。本文在此对贸易开放与对外资本开放的效果为何不同不展开分析，也不考虑使贸易的有益效果减弱的机制是什么。已有文献中的许多模型表明，贸易与 FDI 对收入分配的影响因劳动力转移的难易、市场扭曲、生产技术和分工，及许多其他初始条件等的不同而不同。上面的结果很可能是有许多因素共同作用而导致的。但我们仍给出两点推测：（1）我国外资出口企业采用的技术比本土出口企业要先进，因此需要雇佣更高比例的高技术劳动力；（2）我国的出口增长越来越由外资企业驱动。如果第一个假设成立，那么本土企业的出口增长会提高对低技术劳动力的需求，从而改善贫困人口的境况；而外资企业的出口增长会提高对高技术劳动力的需求，不会影响，甚至会降低贫困人口的收入份额。本土企业与外资企业都参与贸易，因此，只要贸易总额中本土企业的份额是增加的，我们会观察到贸易开放对贫困人口收入份额的影响为正，而 FDI 开放则没有效果；而如果贸易的增加如假设（2）所述主要由外资企业贡献，贸易对收入分配的正面效果就会减少。²⁰

既然贸易与 FDI 对收入分配的效果不同，全球化的影响整体上如何？各表格第三部分的结果给出了答案。这里使用的全球化指标由贸易/GDP 比与 FDI/GDP 比计算得出，可以同时反映两者的变化。可以看出，这样得到的结果类似于第一部分。因此，可以认为，总体上全球化提高了贫困人口的收入份额。内陆地区的贫困人口并非像一般观点所认为的那样被排除在全球化的影响之外。不仅如此，内陆贫困人口受益的幅度甚至大于沿海省份贫困人口。但是，全球化的有益效果自 20 世纪 90 年代以来减弱了。

（二）敏感性检验

在上述回归分析中，我们把模型设定的复杂度控制到了最低。这样做的

¹⁹ 邓小平 1992 年的南巡被广泛认为是中国改革开放进程自 1989 年停滞后再次复兴的标志。

²⁰ 这里我们给出这两个推测的两个事实依据。第一，许多中国的本土出口企业是乡镇企业，从事衣服、鞋、玩具等非资本密集性的行业。第二，20 世纪 90 年代 FDI 的流入显著高于 20 世纪 80 年代。

明显好处是可以省下自由度。令人欣慰的是,采用固定效应的回归的调整后 R^2 平均高于0.81。然而,这样简化的模型很可能因为错误的函数形式假定或忽略重要的解释变量而导致严重的偏误。因此,我们做了一系列的敏感性检验来检验(一)中的结果的稳健性。

我们首先考虑了全球化对收入分配的效果是非线性的可能性。第一种非线性的情况是全球化的效果与经济发展程度有关。第二种非线性的情况是全球化的效果初始时为负,在超过某一临界值后转为正,呈“拉弗曲线”的形状。²¹为了检验这两种非线性的情况,我们在第五列的回归式中加入了 \bar{y}_{kt} 和 g_{kt} 的交叉项,以及 g_{kt} 的平方项。无论这两项是分别还是同时进入回归式,它们的系数都不显著,而 \bar{y}_{kt} , g_{kt} 和 g_{kt} 与时间虚拟变量的交叉项的系数都没有实质上的变化。因此我们可以得出结论,非线性的可能性可以安全排除。

我们还检验了区别出口与进口的效果的情况。用出口/GDP之比取代贸易/GDP之比不造成质的变化。用进口/GDP之比作为全球化指标时,它的系数在所有情况下都不显著,并且在大多数情况下为负(结果请参见附录C中的表A1)。进口与贫困人口收入份额缺乏联系这一事实在我们意料之外,因为中国的贸易主要是制造加工业,进口与出口的增长应当是紧密联系的。一个可能的解释来自Davis(1996),他的模型的一个重要结论是,如果一种进口商品并不属于一国在自由贸易下的产品集,那么进口这种商品对该国的要素价格没有影响。²²对一个发展中的经济体而言,许多奢侈品都可以被归为这一类。此外,奢侈品进口的增长意味着收入分配中高收入人群的收入份额增加,低收入人群的收入份额减少;因此在进口和贫困人口收入份额之间出现了负相关。

前述全球化的有益效果有可能是由于全球化和贫困人口收入份额同时受第三个变量/因素影响的结果。我们考察了经常在相关研究中被提到的四个可能的变量。第一个是市场化改革的进展程度。越开放的市场也是越自由市场,一个自由的市场给了私有经济更大的空间,因此提高了贫困人口受雇用的机会。我们用非国有企业雇用的劳动力份额作为自由化程度的代理变量。加入这一变量的回归的结果在表2至表4的第6列。可以看出,市场自由化对贫困人口的收入份额存在正面的影响,但这一效果不能取代全球化的正面影响。²³

我们考虑的第二个因素是当地经济的结构。在一个对中国贫困问题的研究中,Ravallion and Chen(2004)发现农业的增长对贫困减少的影响比工业

²¹ Agénor(2003)考察了全球化对贫困的绝对量的“拉弗曲线”效果。

²² 还可见脚注2。

²³ 当使用非国有企业产值占总工业产值的份额作为市场自由程度的度量时,我们得到的结果是相似的。

或服务业的的增长的影响更大。这一结论对城市贫困人口是否成立？表 2 至表 4 的第 7 列列出了加入制造业占 GDP 份额这一变量后的回归结果。在这一列的 9 个回归中，全球化的系数仍然显著，而新加入的这一变量并不显著。当我们将这一变量换为所有工业占 GDP 的份额之后，贫困人口收入份额与经济结构之间仍然没有表现出显著的联系。需要指出的是，由于省一级的数据中没有城市 GDP 的分行业数据，我们用的是全省的数据。因此，这一数据可能不能很好地描述城市的经济结构情况。

我们考虑的下一个变量是平均人力资本存量。测试这一变量影响的理由在于，我国人力资本的分布与实物资本一样集中在沿海省份。由于没有更好的度量变量，劳动力的平均受教育年限被作为人力资本存量的度量加入回归式，结果见第 8 列。贫困人口收入份额与平均受教育年限的关系很小，不显著，在大多数情况下为负。但是这里需要指出，平均受教育年限不是衡量获取劳动收入能力的理想指标。基础教育和职业训练的完成情况与此更加相关，但对这些情况我们没有足够的依据。因此，第 8 列的结果不能排除人力资本的作用。

我们考虑的最后一个因素是通货膨胀率。对于中国这样一个大国来说，各地区的物价水平差别通常较大。以往的研究显示，通货膨胀对贫困人口的影响比对其他阶层要大。²⁴Ravallion and Chen (2004) 发现通货膨胀会使贫困增加。如果一个省份的开放程度与通货膨胀率负相关，那么即使全球化与贫困人口收入份额之间没有直接关系，回归结果也会显示两者正向相关。然而，第 9 列的结果显示通货膨胀确实会使贫困恶化，但全球化的效果仍然存在。

作为最终的检查，我们把所有的控制变量放入模型作回归。第 10 列的结果显示，在第一和第三部分中 g_{kt} 的系数仍然显著为正， g_{kt} 与时间虚拟变量的交叉项系数显著为负。综上所述，第三部分（一）中的结果未受额外的控制变量和函数形式的非线性的影响，因此是稳健的。

四、结 论

本文从考察了全球化对我国城市贫困人口收入份额的影响。我们的目的有二：第一，在数据层面上，我们从省一级进行分析。这使得我们能够充分考虑各省之间在发展和开放程度上的差别，从而优于多国或单国研究。第二，在方法层面上，我们将多国研究中的统计学方法和计量模型用于省一级的分析。我们采用了 Sala-i-Martin (2002a, 2002b) 中的核密度估计 (kernel density

²⁴ 例如 Easterly and Fischer (2001)。

estimation) 方法来从分组调查数据估计出省一级的收入分布, 得到了三组最低收入人群的收入份额, 然后将其用于 Dollar and Kraay (2002) 的计量模型。

与以往多国研究的结果相比, 我们所得的结果或是不同, 或是被以往研究所忽略。我们发现: 第一, 平均收入的增长与贫困人口的收入份额负向相关; 而全球化, 特别是贸易开放, 与贫困人口的收入份额正向相关。这两个结果都与 Dollar and Kraay (2002) 中的结果不同。第二, 贸易开放度与 FDI 开放度对收入分配的影响即使不是完全相反的, 也是有区别的。贸易对收入不平等的减少的作用自从 1992 年以来明显减弱, 这说明贸易增长的方式和贸易对劳动力市场的影响方式可能发生了变化。最后, 全球化对贫困人口的影响不仅仅局限在沿海省份。在考虑了全球化的非线性效果和加入额外控制变量后, 上述结果仍然成立。

经济发展史上的一个基本事实是经济发展伴随着城市化。尽管目前我国大多数人口仍然居住在乡村, 然而毋庸置疑, 一旦取消内部人口迁移的限制后, 城市化进程将加速进行。城市贫困问题是城市化过程中许多可能的“发展期阵痛”之一。相比农村贫困, 消除城市贫困的问题也将会日益重要。发展国际贸易和 FDI 能否起到帮助? 本文的证据表明, 一方面, 全球化不仅仅对先富起来的省份或沿海省份有影响; 另一方面, 需要进一步研究造成 FDI 的负效果以及贸易使贫困人口收入增加的作用的减弱的原因。

附录 A 数据来源与变量定义

家庭收入的数据来自于各省的统计年鉴。其他所有变量的数据来自于《新中国 50 年统计资料汇编》(中国统计出版社, 1999), 和《中国统计年鉴》2000—2002 年。

第三部分中的回归所涉及的变量定义如下:

(1) l : 收入最低的 20%, 10% 和 5% 的居民的收入份额的对数。计算收入份额的方法见正文第二部分。

(2) y : 真实人均收入的对数。用 Brandt and Holz (2004) 的省级价格数据对调查数据中的名义收入进行处理后得到。

(3) g : 分别定义为进出口总额与 GDP 之比, FDI 存量与 GDP 之比, 前两个比例的第一主成分。FDI 存量由永续盘存 (perpetual inventory) 方法对年度 FDI 利用量数据进行加总后得到。FDI 的名义值被转换为真实值。折旧率被设为 0.09。

(4) Coast: 沿海省份的虚拟变量, 包括北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、上海、山东、天津和浙江。

(5) Time: 1992—2001 年的虚拟变量。

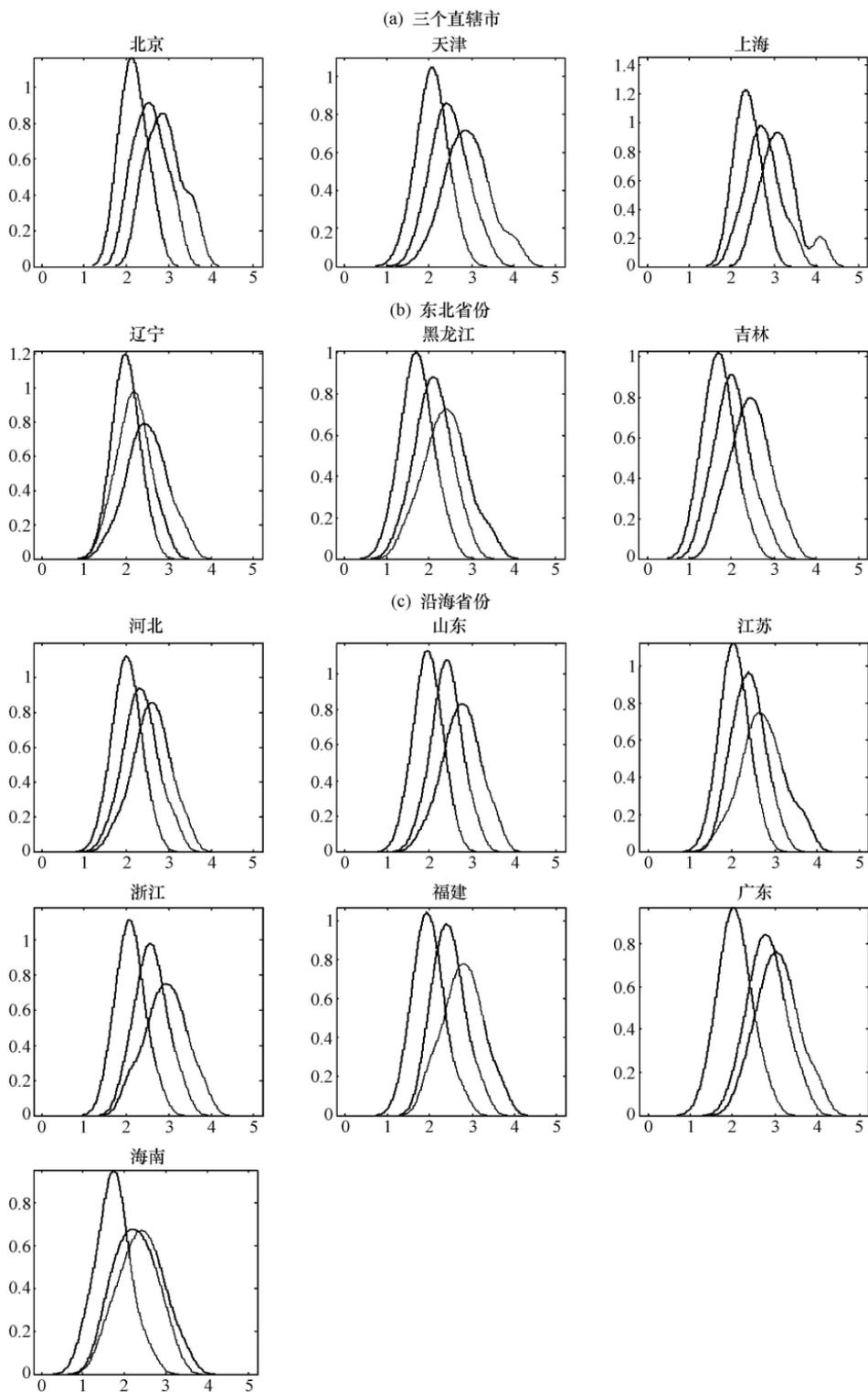
(6) Liberalization: 非国有部门劳动力雇用数占总体比例的对数。

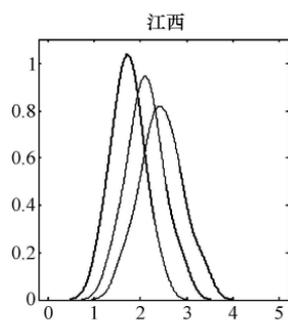
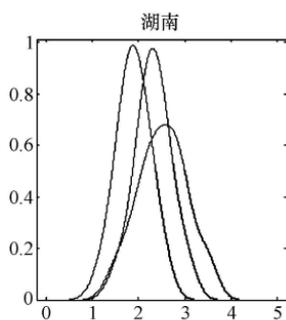
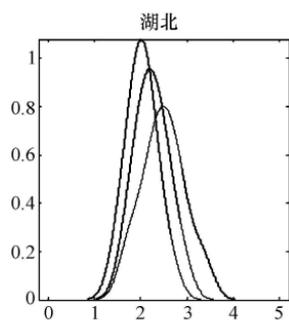
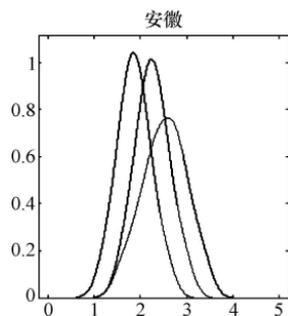
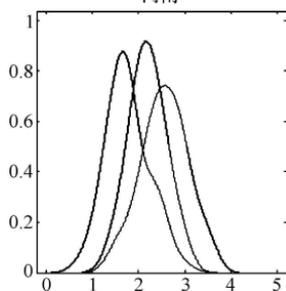
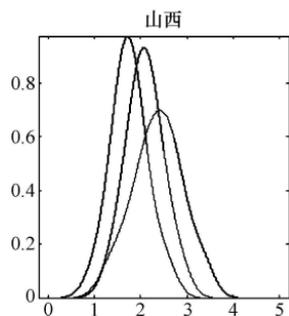
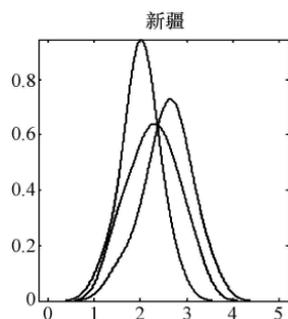
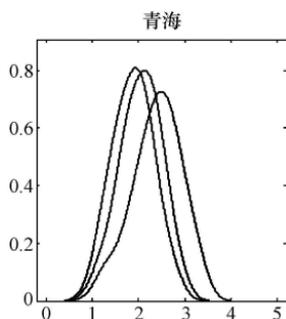
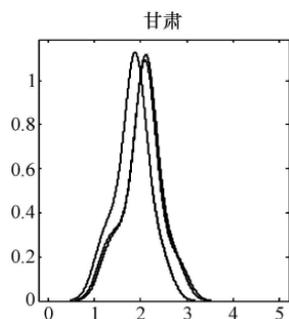
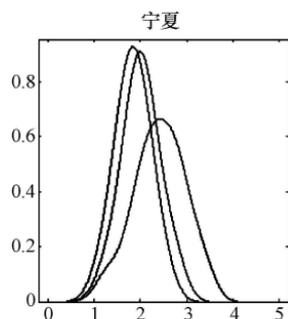
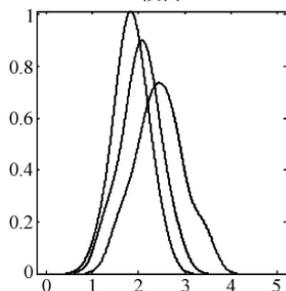
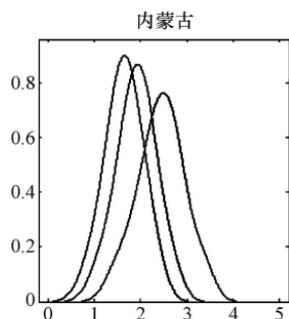
(7) Economic structure: 制造业占省 GDP 的份额的对数。

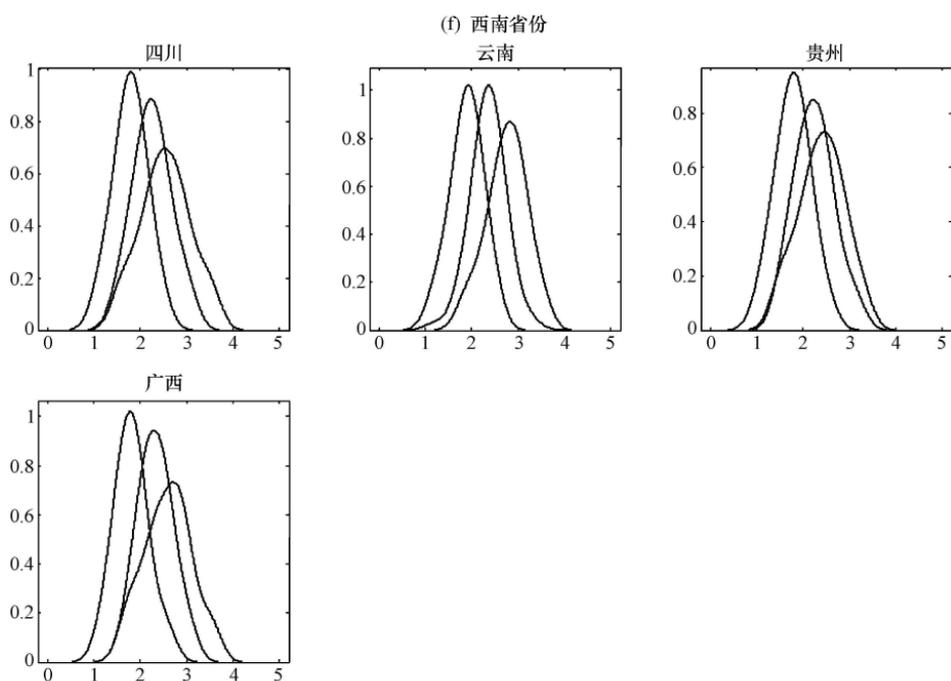
(8) Education: 平均受教育年限, 来自 Wan, Lu 和 Chen (2005)。

(9) Inflation: 年度通货膨胀率。由 Brandt and Holz (2004) 给出的价格水平计算得到。

附录 B 估计的对数收入的概率密度函数



(d) 中部省份
河南(e) 西北省份
陕西



附录 C

表 A1 出口、进口与贫困人口收入份额

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
全球化指标：出口/GDP										
全球化 g	0.134	0.144	0.047	0.042	0.043	0.043	0.043	0.042	0.051	0.051
	0.012	0.030	0.001	0.021	0.002	0.002	0.002	0.003	0.000	0.001
人均收入 y	-0.132	-0.302	-0.309	-0.311	-0.336	-0.352	-0.336	-0.325	-0.376	-0.401
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Coast $\times g$				0.014						
				0.637						
p1992 $\times g$					-0.008	-0.010	-0.007	-0.008	-0.012	-0.015
					0.028	0.015	0.071	0.033	0.001	0.001
市场自由化						0.043				0.066
						0.136				0.030
经济结构							0.053			0.089
							0.139			0.018
教育								-0.005		-0.003
								0.771		0.876
通货膨胀									-0.115	-0.136
									0.005	0.001
调整后 R^2	0.110	0.692	0.800	0.800	0.804	0.804	0.805	0.805	0.802	0.804
全球化指标：进口/GDP										
全球化 g	0.043	0.051	-0.009	-0.005	-0.014	-0.010	-0.014	-0.015	-0.007	0.001
	0.314	0.277	0.363	0.665	0.212	0.359	0.231	0.195	0.558	0.933

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
人均收入 y	-0.114	-0.300	-0.285	-0.284	-0.314	-0.334	-0.315	-0.299	-0.339	-0.356
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Coast \times g				-0.012						
				0.309						
p1992 \times g					-0.009	-0.010	-0.009	-0.009	-0.010	-0.010
					0.002	0.001	0.007	0.003	0.001	0.003
市场自由化						0.049				0.061
						0.084				0.044
经济结构							0.023			0.060
							0.528			0.134
教育								-0.006		-0.008
								0.705		0.601
通货膨胀									-0.060	-0.091
									0.165	0.055
调整后 R^2	0.087	0.689	0.805	0.806	0.806	0.806	0.806	0.807	0.805	0.807

注:所有回归中的被解释变量都是20%低收入人口的收入份额。另见表2的附注。

参 考 文 献

- [1] Agénor, Pierre-Richard, "Does Globalization Hurt the Poor?" Mimeo, World Bank, Washington D. C., 2003.
- [2] Barro, Robert J., "Inequality, Growth and Investment", NBER Working Paper No. 7038, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 1999.
- [3] Brandt, Loren and Carsten A. Holz, "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications", Manuscript, Social Science Division, Hong Kong University of Science and Technology, Hong Kong, 2004.
- [4] Davis, Ronald R., "Trade Liberalization and Income Distribution", NBER Working Paper No. 5693, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 1996.
- [5] Démurger, Sylvie, Jeffrey D. Sachs, Wing Thye Woo, Shuming Bao, Gene Chang and Andrew Mellinger, "Geography, Economic Policy, and Regional Development in China", NBER Working Paper No. 8897, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 2002.
- [6] Dollar, David and Aart Kraay, "Growth is Good for the Poor", *Journal of Economic Growth*, 2002, 7(3), 195—225.
- [7] Easterly, William and Stanley Fischer, "Inflation and the Poor", *Journal of Money Credit and Banking*, 2001, 33(2), 160—178.
- [8] Feenstra, Robert and Gordon Hanson, "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras", *Journal of International Economics*, 1997, 42(3/4), 371—393.

- [9] Hussain, Arthur, "Urban Poverty in China: Measurement, Patterns and Policies", International Labour Office, Geneva, 2003.
- [10] Khan, Azizur, "Poverty in China in the Period of Globalization: New Evidence on Trend and Pattern", Issues in Development Discussion Paper 22, International Labour Office, Geneva, 1998.
- [11] Khan, Azizur, Keith Griffin and Carl Riskin, "Income Distribution in Urban China during the Period of Economic Reform and Globalization", *American Economic Review*, 1999, 89(2), 296—300.
- [12] Milanovic, Branko, "The Ricardian Vice: Why Sala-i-Martin's Calculations of World Income Inequality are Wrong". Mimeo. World Bank, Washington D. C. , 2002.
- [13] Ravallion, Martin, "Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages". *World Development*, 2001, 29(11), 1803—1815.
- [14] Ravallion, Martin, "Measuring Aggregate Welfare in Developing Countries: How well do National Accounts and Surveys Agree?" *Review of Economics and Statistics*, 2003a, 85(3), 645—652.
- [15] Ravallion, Martin, "Inequality Convergence". *Economics Letters*, 2003b, 80(3), 351—356.
- [16] Ravallion, Martin, "Looking Beyond Averages in the Trade and Poverty Debate", Policy Research Working Paper 3461, World Bank, Washington D. C. , 2004.
- [17] Ravallion, Martin and Shaohua Chen, "China's (uneven) Progress Against Poverty", Policy Research Working Paper 3408, World Bank, Washington D. C. , 2004.
- [18] Sala-i-Martin, Xavier, "The Disturbing Rise in Global Income Inequality". NBER Working Paper No. 8904, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 2002a.
- [19] Sala-i-Martin, Xavier, "The World Distribution of Income", NBER Working Paper No. 8905, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 2002b.
- [20] Shorrocks, Anthony F. and Guanghua Wan, "A Simple Method for Generating Income Data from Lorenz Coordinates", Mimeo, World Institute for Development Economics Research, United Nations University, Helsinki, Finland, 2004.
- [21] Spilimbergo, Antonio, Juan Luis Londono and Miguel Szekely, "Income Distribution, Factor Endowments, and Trade Openness". *Journal of Development Economics*, 1999, 59(1), 77—101.
- [22] Wan, Guanghua, Ming Lu and Zhao Chen, "Globalization and Regional Income Inequality: Evidence from within China", Discussion Paper No. 2004/10, World Institute of Development Economics Research, United Nations University, Helsinki, 2004.
- [23] Wei, Shang-Jin and Yi Wu, "Globalization and Inequality without Differences in Data Definition, Legal System and Other Institutions", Manuscript, International Monetary Fund, Washington DC, 2002.
- [24] Wood, Adrian, "Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom", *World Bank Economic Review*, 1997, 11(1), 33—57.

Has Globalization Worsened Urban Poverty?

YIN ZHANG

(Northwest A&F University & University of Dundee)

GUANGHUA WAN

(Northwest A&F University)

Abstract This paper examines the distributional impact of globalization on the poor in urban China. We find that average income growth is associated with worsening income distribution while globalization in general, and trade openness in particular, raises the income shares of the poor. It is also found that trade openness and FDI have differential distributional effects. The beneficial effect of trade was not restricted to the coastal provinces, but weakened significantly after 1992. These findings are robust to allowing for nonlinearity in the effect of globalization and to controlling for the influence of several other variables.

JEL Classification O15, O53, C81