

全球化与地区间收入差距： 来自中国的证据^{*}

万广华 陆 铭 陈 钊

本文估计了一个包含贸易和 FDI 变量的收入决定函数，然后运用最新发展起来的夏普里值 (Shapley value) 分解法衡量了全球化和其他变量对地区间收入差距的影响。研究发现：(1) 全球化对于地区间收入差距的贡献显著为正，并且随着时间而加强；(2) 资本是导致地区间收入差距的最为主要且日益重要的因素；(3) 以非国有化为特征的经济改革对地区间收入差距有显著作用；(4) 教育、地理位置、城市化和人口负担率对地区间收入差距的相对贡献在减弱。

关键词 全球化 收入差距分解 夏普里值

作者万广华，1961 年生，联合国世界发展经济学研究院高级研究员、西北农林科技大学经济管理学院教授（杨凌 712100）；陆铭，1973 年生，经济学博士，复旦大学经济学系副教授（上海 200433）；陈钊，1973 年生，经济学博士，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心副教授（上海 200433）。

一、引 言

关于全球化如何影响收入差距的讨论非常激烈。Stiglitz、Hurrell 和 Woods 指出，全球化会导致收入差距扩大，因为贸易将加大教育和技能回报率的差异，全球化还导致特定人群或地区被边缘化，并且经济的自由化也往往缺乏足够的制度和治理结构作为前提。这种观点在中国等对外开放后收入差距显著扩大的转型经济中得到了经验支持，而在发达国家，收入差距的扩大也与贸易增长或国际分工密切相关。与此形成对照的是，另一些研究提出，全球化使收

* 非常感谢 Tony Shorrocks, Eric Thorbecke 和 Machiko Nissanke 对本文初稿提出的宝贵意见。本文的一个较早版本在联合国世界发展经济学研究院 (UNU-WIDER) 组织的国际会议“共享全球繁荣”上报告过 (赫尔辛基, 2003 年 9 月)。感谢复旦大学中国经济研究中心对本文数据编辑的支持和张爽提供的中文翻译。本文研究得到了国家自然科学基金 (70403004) 和教育部课题基金的资助，特此致谢。

J. E. Stiglitz, More Instruments and Broader Goals: Moving toward the Post-Washington Consensus, WIDER Annual Lecture 2, 1998; A. Hurrell, and N. Woods, Globalization and Inequality, in Richard Higgott (ed.), *The New Political Economy of Globalization*, Cheltenham, Edward Elgar, 2000.

J. Mazur, Labor's New Internationalism, *Foreign Affairs*, vol. 81, no. 1, 2000, pp. 79—93; N. Birdsall, Globalization and the Developing Countries: The Inequality Risk, Remarks at Overseas Development Council Conference, International Trade Center, Washington D. C., 1999.

A. B. Atkinson, and Andrea Brandolini, Promise and Pitfalls in the Use of “Secondary” Data-sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study, *Journal of Economic Literature*, vol. 39, no. 3, 2001, pp. 771—799.

入差距缩小，而这一观点也符合那些对外开放以后收入差距缩小的国家的经验。介于这两种对立观点之间的是，有些学者发现全球化和收入差距之间并没有显著的关系。

对这些观点的差异可以有很多解释。首先，既有的文献不仅在收入差距指数的选择上存在差异，而且对收入差距的度量角度也不一样。例如，一些研究关注个体间的收入差距，而另一些则关注国家间的收入差距。一些研究关注于一个国家或几个国家的收入差距，而另一些则讨论全球性的收入差距。其次，文献采用的分析方法也各不相同，大部分研究使用了跨国数据回归，另一些则讨论了收入差距与各种定义的全球化之间的偏相关性。当采用不同控制变量或不同的模型形式的时候，相关性分析很难控制其他的影响因素，因此，跨国数据回归就可能产生不同的结果。最后，不同研究的样本覆盖面（对国家和时段的选择）也有差异。

目前，中国经济已成为决定全球收入不平等趋势的重要因素，因此，本文主要着眼于检验全球化对中国地区间收入差距的影响。除此之外，本文也能减少在跨国数据分析中经常出现的数据异质性和数据可比性的问题。为了增强实证结果的稳健性，我们首先通过 Box-Cox 模型来模拟潜在的收入决定过程，然后用所有常规的收入不均等度量指数来量化地分析全球化对收入差距的影响。在对收入差距进行分解时，我们运用了夏普里值框架，它可以在收入函数的基础上，分解出决定收入的各个因素对收入差距的贡献。

更为具体地说，本文试图回答以下两个问题：在中国，全球化和地区间收入差距有什么关系？在中国，全球化对地区间收入差距的影响程度如何？第一个问题已经有文献进行了研究。Kanbur 和 Zhang 发现了开放程度（通过有效关税税率和贸易额/GDP 来衡量）和地区间收入差距的正向关系。Xing 和 Zhang 运用 FDI 作为开放程度的衡量指标得到了相似的结论。然而，

Bern-David, Dan, Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, no. 3, 1993, pp. 653—679; T. N. Srinivasan, J. Bhagwati, Outward orientation and Development: Are Revisionists Right? Economic Growth Center Discussion Paper 806, Yale University, 1999; R. H. Wade, The Rising Inequality of World Income Distribution, *Finance and Development*, vol. 38, no. 4, 2001.

X. Sala-i-Martin, The Disturbing “Rise” of Global Income Inequality, NBER Working Paper 8904, 2002; X. Sala-i-Martin, The World Distribution of Income, NBER Working Paper 8933, 2002; P. H. Lindert, and J. G. Williamson, Does Globalization Make the World More Unequal, NBER Working Paper 8228, 2001.

全球化的概念可以从很多角度来定义，从不同国家间经济活动的相互依赖到不同国家间思想的交流都属于全球化的范畴。在本文中，我们关注的是以商品和服务交换以及外国资本流入为主的经济全球化。由于劳动力流动、信息、意识形态、文化和生活方式的数据难以获得或者不完整，所以本文没有考虑这些因素。

A. B. Atkinson, Is Rising Inequality Inevitable? A Critique of the Transatlantic Consensus, WIDER Annual Lecture 3, UNU-WIDER, Helsinki, 1999; T. N. Srinivasan, J. Bhagwati, Outward orientation and Development: Are Revisionists Right? Economic Growth Center Discussion Paper 806, Yale University, 1999.

夏普里值框架是 Shorrocks 提出的，它的理论基础是合作博弈理论，参见 A. F. Shorrocks, Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value, Department of Economics, University of Essex, 1999。一些最近的研究都在使用这个方法，如 S. Kolenikov, and A. Shorrocks, A Decomposition Analysis of Regional Poverty in Russia, *Review of Development Economics*, 2005 (forthcoming); 以及 G. Wan, Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression Based Approach, *Journal of Comparative Economics*, vol. 32, no. 2, 2004, pp. 348—363。

Wei 和 Wu 则得到了城乡收入差距和贸易额/GDP 之间的负向关系。关于第二个问题,除了 Zhang 和 Zhang 的研究以外几乎没有文献涉及,他们建立了一个劳动生产率(GDP/劳动)函数,并且将劳动生产率不平等(变量的对数值方差)分解成许多部分,其中有的因素与开放有关。但是,变量对数值的方差作为不平等的衡量指标违反了不平等指标应该符合的转移原理,而且在中国,GDP/劳动也不一定与个人收入相关。

本文的结构如下:第二部分分析收入决定函数,第三部分讨论收入差距分解的结果,第四部分将指出本文的政策含义。

二、解释中国地区间收入差距

对外开放 20 多年以来,中国已成为外商直接投资(FDI)的主要接受国以及自 2002 年以来世界第五大贸易国。全球化进程所带来的利益和代价并不是在地区间或个人间均匀分配的,所以,在设计并实施控制中国迅速扩大的地区间收入差距的有效政策之前,我们很有必要分析一下全球化对于收入差距的影响。

为了得到收入差距与全球化之间的关系,首先需要建立一个收入决定函数,然后将收入差距的指标计算方法运用到这个函数的两端(对此将在后面加以讨论)。为了确定函数的形式,有必要对其他因素进行控制。许多人认为,政策倾向(包括投资、税收和财政支出,以及放松管制的政策)在导致地区收入差距扩大的因素中非常重要。我们将用人均资本变量来表示投资,用人均的用于经济发展的财政支出来表示财政扶持,用非企业职工在全部职工中的比率作为非国有化的指标来表示放松管制。此外,地理位置也是影响经济发展的重要因素。因此,我们需要引入东部、中部和西部的虚拟变量来控制地理因素和基础设施因素。进一步来看,地区之间的城市化程度不同,也影响了各地区的人均收入,进而影响了地区间的收入差距,这种影响可以用城市化指标来控制,本文使用非农业人口比率来作为城市化指标。最后,我们必须考虑资

R. Kanbur, and X. Zhang, Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey Through Central Planning, Reform and Openness, Review of Development Economics, 2005 (forthcoming); Y. Xing, and K. H. Zhang, FDI and Regional Income Disparity in Host Countries: Evidence from China, *International Economics*, 2005 (forthcoming); S. Wei, and Y. Wu, Globalization and Inequality: Evidence from within China, NBER Working Paper 8611, 2001.

X. Zhang, and K. H. Zhang, How does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China, *Journal of Development Studies*, vol. 39, no. 4, 2003, pp. 47—67.

林毅夫、刘培林:《中国的经济发展战略与地区收入差距》,《经济研究》2003 年第 3 期。对于收入差距而言, Bourguignon 和 Morrisson 认为应该用收入而不是 GDP 数据来分析,参见 F. Bourguignon, and C. Morrison, Inequality among World Citizens: 1820—1992, *American Economic Review*, vol. 92, no. 4, 2002, pp. 727—744。

参见杨开忠《中国区域经济差异的变动研究》,《经济研究》1994 年第 12 期;马拴友、于红霞《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》2003 年第 3 期; M. Raiser, Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces, *Journal of Development Studies*, vol. 34, no. 3, 1998, pp. 1—26; S. Dénurget, J. D. Sachs, W. T. Woo, S. Bao, G. Chang, and A. Mellinger, Geography, Economic Policy, and Regional Development in China, *Asian Economic Papers*, vol. 1, 2002, pp. 146—205。

S. Dénurget, Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China? *Journal of Comparative Economics*, vol. 29, 2001, pp. 95—117.

本、劳动力和教育这样的常规变量。给定中国劳动力过剩以及劳动力变量和人口负担率之间的线性关系，我们选择了人口负担率作为代表劳动的控制变量，人口负担率的收敛趋势意味着这个变量对于收入差距的影响程度在减弱。各变量的具体解释请参见附录。

除了中国台湾、香港和澳门，有中国 31 个地区（省、市、自治区）的数据。为了保证数据的一致性，重庆（成立于 1997 年的直辖市）和四川的数据合并在了一起。西藏由于缺乏完整的数据而未被包含在内。因此，本文的研究中包含了 29 个地区的数据。

关于资本的数据取自张军等人的估算^①，Zhang 和 Zhang 的研究也运用了同样的方法来估算资本数据，但张军等的研究没有把存货包括在资本形成里，而 Zhang 和 Zhang 的研究则把存货包含在内。张军等构造了资本存量从 1952 年以来的时间序列，而 Zhang 和 Zhang 构造的时间序列则从 1978 年开始，由于资本存量仅代表潜在的而不是有效的生产投入，并且它的估计偏差随着最初年份和当前年份的时间间隔的扩大而减小，所以本文将采用来自张军等人的数据。

简而言之，我们将会在下方的收入决定函数中引入以下变量：人均收入（Y）、人均资本投入（K）、用于代表劳动的人口负担率（Dep）、人均受教育的年份（Edu）、人均的政府用于经济建设的支出（Gov）、人均 FDI、贸易额/GDP（Trade）、用非国有企业职工占全部职工的比率表示的改革或非国有化（Reform）程度、用非农业人口比率（Urb）表示的城市化或工业化程度、表示中部和西部省份的虚拟变量（Central 和 West），以及 1992 年以来（D92）和 1996 年以来（D96）的虚拟变量。D92 反映了邓小平视察南方的影响，D96 反映了 1996 年以来的许多重大改革，特别是以大规模下岗为标志的劳动力市场改革。

为了减小模型误设所产生的误差，我们采用了 Box-Cox 和 Box-Tidwell 相结合的模型：

$$Y^{(\lambda)} = a_0 + a_1 X_1^{(\theta)} + a_2 X_2^{(\theta)} + \dots + a_K X_K^{(\theta)} + \text{虚拟变量} + u \quad (1)$$

在这里 λ 和 θ 都是变换参数，通过对数据进行变换，可以减少模型设定形式的误差。在这个模型里， $Y^{(\lambda)} = \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}$ ， $X_k^{(\theta)} = \frac{X_k^\theta - 1}{\theta}$ 。当 λ 接近于 0 时，根据罗毕塔法则， $\frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}$ 的极限可以用 $\ln Y$ 来表示；当 λ 取 1 时，就是数据本身；当 λ 取 -1 时，就是数据本身的倒数。同样的道理也适用于 $X_k^{(\theta)}$ 。很显然，我们可以设定这两个变换参数中的任何一个为 0，1，-1 或没有限制。这个 4 乘 4 的组合能产生 16 种不同的函数形式。此外，我们还可以设 $\lambda = \theta$ ，并且不对其取值进行限制。这样，在（1）式的基础上我们至少能得到 17 个不同的模型形式。

我们把这 17 个模型都用中国的数据进行了拟合。运用模型（1）和比它假设更严格的模型的对数似然值之差的两倍作为检验统计量，就可以用常规的 χ^2 检验来进行模型选择。检验结果表明只有两个模型未被拒绝。第一个模型是当 θ 为自由参数时 $\lambda = 0$ ，这实际上是一个半对数模型，第二个模型设 $\lambda = \theta$ 。从统计的角度来说，这两个模型都与（1）式等价，他们中的任何一个都能用作收入差距的分解。我们将选择半对数模型，这在很大程度上是为了和人力资本理论相一致，几乎所有人力资本的实证研究都在构造收入决定函数时对因变量运用了对数变换。

张军、吴桂英、张吉鹏：《中国省际物质资本存量估算：1952—2000》，《经济研究》2004 年第 10 期。

X. Zhang, and K. H. Zhang, How does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China, *Journal of Development Studies*, vol. 39, no. 4, 2003, pp. 47—67.

我们曾试图再加上人均劳动或家庭规模，但是它们都不显著。

与大多数研究一致，中部省份是指山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、湖南和广西；西部省份是指四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

表 1 收入决定函数估计

变量	系数	t 值	P 值	均值处的弹性	对数似然值	调整后的 R ²
K	0.034	4.612	0.000	0.105		
Dep	-0.064	-4.299	0.000	-0.118		
Edu	0.151	2.545	0.011	0.195		
Gov	0.054	4.976	0.000	0.110		
FDI	0.008	2.405	0.017	0.018		
Trade	0.038	4.350	0.000	0.058		
Reform	0.123	9.024	0.000	0.188	-2533.22	0.935
Urb	0.082	4.940	0.000	0.128		
Central	-0.072	-3.297	0.001	-0.025		
West	-0.168	-6.996	0.000	-0.046		
D92	0.083	4.818	0.000	0.056		
D96	0.170	9.527	0.000	0.068		
常数	4.796	32.950	0.000	4.796		
θ	0.133					

表 1 是半对数模型的估计结果。θ 系数的 t 检验值没有报告，因为它是由搜索得来的。模型选择过程中已经拒绝了双对数模型，这表明 θ 是显著不为零的。R² 很高，表明这个模型与数据的拟合度非常好。所有的参数在 1 %或 5 %的程度上都显著不为 0，并且所有参数估计的结果都和期望相一致。地理位置虚拟变量的估计系数也表明西部比中部贫穷，而中部又比东部贫穷。从弹性估计来看，收入增长对改革、教育、政府支持、城市化以及国内资本的变动都很敏感。FDI 的样本均值（517 元）相对于国内资本的样本均值（4403 元）来说比较小，所以，FDI 的低弹性值是可以理解的。由于人均国内资本是人均 FDI 的 8.5 倍，可以算出，FDI 对收入的边际影响比国内资本对收入的边际影响大 45 %，这也符合直觉。

三、地区收入差距的分解

为了分析收入差距而不是收入的对数的差距，我们需要写出收入变量 Y 的决定函数：

$$Y = \exp(\hat{\alpha}_0) \cdot \exp(\hat{\alpha}_1 X_1^{(t)} + \hat{\alpha}_2 X_2^{(t)} + \dots + \hat{\alpha}_K X_K^{(t)}) \cdot \exp(\text{虚拟变量}) \cdot \exp(\hat{u}) \quad (2)$$

在 (2) 式中 $\exp(\hat{\alpha}_0)$ 成为一个常量，当运用收入差距的相关指标时，它能够从方程中去掉而不会产生任何影响。同样道理，由于收入差距能够按年份来度量和分解，年份虚拟变量也能从方程中去掉。

我们用 (2) 式对整个 Y 的差距进行分解，第一步先确定残值 $\hat{u}$ 的影响。这可以通过 Cancian 和 Reed 提出的“之前—之后” (before-after) 原理得到。换句话说，我们能够通过计算初始收入 Y 的差距与假设 $\hat{u} = 0$ 时的收入差距之间的差来得到残差项的影响。将 $\hat{u} = 0$ 时的收入用 $\bar{Y}$ 表示，用 I 表示收入差距指数，残差的影响就等于 $I(Y) - I(\bar{Y})$ ，其中：

$$\bar{Y} = \exp(\hat{\alpha}_0) \cdot \exp(\hat{\alpha}_1 X_1^{(t)} + \hat{\alpha}_2 X_2^{(t)} + \dots + \hat{\alpha}_K X_K^{(t)}) \cdot \exp(\text{虚拟变量}) \quad (3)$$

同样道理，年份虚拟变量和 $\exp(\hat{\alpha}_0)$ 也能从 (3) 式中移除而不会影响分析结果。需要注意的是， $\bar{Y}$ 实际上已经包含了 $\exp(0.5\sigma^2)$ 这一项 (σ^2 是根据误差项估计出的方差)，因而与根据

M. Cancian, and D. Reed, Assessing the Effects of Wives Earning on Family Income Inequality, *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, 1998, pp. 73—79.



半对数模型预测出的 Y 是不同的。

以 Gini 指数作为指标说明收入差距的分解结果参见表 2。总收入差距表现出了明显的上升趋势，从 1987 年到 2001 年增长了 24 %。在用其他指标时，收入差距增长也非常明显。Gini 系数的值可能比通常人们认为的水平更低，这是因为它们仅表示了地区间的收入差距部分，而没有考虑地区内部的收入差距。为了计算地区内部的收入差距需要用个人或家庭的数据。

总的收入差距和残差引起的收入差距之间的差就是收入决定函数中自变量的影响，因此，残差的作用可以表述为此函数包含的变量所不能解释的收入差距部分。换句话说，残差影响代表了被排除在外的变量对收入差距的作用。在理想的状态下，残差的影响为零，这时总收入差距几乎 100 %都能被解释，这需要收入决定函数达到完美的拟合。一般来说，残差不为零是通常情况而不是例外。残差的负影响和正影响都表明估计的收入决定函数对总收入差距还缺乏解释力，残差的正（负）影响表明未包括的变量更有利于富裕群体（贫困群体）。因此，我们用残差影响的绝对值与总收入差距的比率来表示没有被解释的收入差距部分，而 1 减这个比率就表示得到解释的收入差距部分，反映了这个模型起作用的程度。当模型和数据的拟合度很低时，这个比率就会比较低，那么与此相关的研究成果价值也很低，基于这些研究上的政策建议就会没有效率。从这个角度来看，我们的建模是成功的，因为我们能够解释最高达到 99.4 %的总收入差距。甚至在 1993 年最不理想的情况下，也有几乎 90 %的总收入差距能够被解释。

表 2 总收入差距和被解释比例

年份	总 Gini 系数	影响程度		被解释比例 = 100 × (1 - 残差 / 总数)
		自变量	残差	
1987	0.172	0.159	0.013	92.4
1988	0.176	0.163	0.012	93.2
1989	0.183	0.167	0.016	91.3
1990	0.174	0.173	0.001	99.4
1991	0.182	0.172	0.011	94.0
1992	0.187	0.172	0.014	92.5
1993	0.201	0.178	0.022	89.1
1994	0.206	0.187	0.019	90.8
1995	0.210	0.198	0.012	94.3
1996	0.206	0.202	0.004	98.1
1997	0.203	0.206	- 0.003	98.5
1998	0.199	0.204	- 0.004	98.0
1999	0.206	0.209	- 0.003	98.5
2000	0.208	0.211	- 0.003	98.6
2001	0.214	0.210	0.003	98.6

现在我们用 Shorrocks 提出的夏普里值过程来看解释变量对收入差距的贡献。收入差距分别由 Gini 系数、广义熵指标（GE₀ and GE₁）、Atkinson 指数，以及变异系数（CV）的平方来表示。正如所预期的那样，运用不同的收入差距指标得到的分解结果也不同，因为不同的指标对应着不同的社会福利函数和对收入差距厌恶的假定，而且对 Lorenz 曲线不同部分的重要程度的

当 $R^2 = 1$ 或 0 时，被解释比例为 1 或 0。当用 CV^2 作为收入差距的指标，被解释比例总是等于 R^2 。为此，联合国世界发展经济学研究院（UNU-WIDER）开发了一个 Java 程序，这个程序能在任何函数形式下将作为因变量的不平等分解成与任何数量的自变量相关的部分。



定义也不同。在我们使用的指标中，变异系数平方违背了有关收入差距指标的转移原理，而 Atkinson 指数的整个度量结果能被表示为 GE 指数的单调变换，因此两者是序数等价的。鉴于此，在以下的讨论中我们只使用 Gini、Theil 指标（GE₁），以及对数离差均值（GE₀）。

不同的收入差距指标都显示出相似的增长趋势，但不同的指标下变量贡献的排序有些不同，详见表 3。然而，对于不重要的变量的影响，用不同的指标得到的排序大体是一致的。举例来说，三个指标都表明人口负担率是最不重要的变量，而且它们都将 FDI 列为第二不重要的变量，教育为第三不重要的变量。此外，使用不同的收入差距指标都表明资本和城市化是导致收入差距的最重要变量。在较早的年份中，改革和贸易，甚至政府支持的排序都明显一致。在后期的年份中，诸如地理位置和政府对其经济发展的财政支持这些变量的重要性排序出现了变化。

表 3 在不同收入差距指标下变量的相对影响的排序

年份	K	Dep	Edu	Gov	FDI	Trade	Reform	Urb	Location
1987	3	9	7,7,6	4	8	5	6,6,7	1	2
1988	3	9	7,7,6	4	8	5	6,6,7	2,1,1	1,2,2
1989	3,3,2	9	7,7,6	4	8	5	6,6,7	2,1,1	1,2,3
1990	3,3,2	9	7,7,6	5,5,4	8	4,4,5	6,6,7	2,1,1	1,2,3
1991	3,3,2	9	7	5,5,4	8	4,4,5	6	2,1,1	1,2,3
1992	3,1,1	9	7,8,8	5,4,4	8,7,7	4,5,5	6	2,3,2	1,2,3
1993	2,1,1	9	7	6,4,4	8	5	4,6,6	3,3,2	1,2,3
1994	2,1,1	9	8	5,4,4	7	6,6,5	4,5,6	3	1,2,2
1995	1	9	8	4,3,2	7	6	3,5,5	5,4,4	2,2,3
1996	1	9	8	4,3,2	7	6	3,5,5	5,4,4	2,2,3
1997	1	9	8	3,2,2	7	6	4,4,5	5,5,4	2,3,3
1998	1	9	8	3,2,2	7	6,5,5	4,6,6	5,4,4	2,3,3
1999	1	9	8	5,2,2	7	4,3,3	3,5,5	6	2,4,4
2000	1	9	8	4,2,2	7	5,3,3	2,4,4	6	3,5,5
2001	1	9	8	5,3,2	7	4,2,3	3,4,4	6	2,5,5

注：一个数字代表是一致的排名。三个数字代表分别收入差距指标为 Gini，GE₀ 和 GE₁ 时各变量贡献的排名。

由于使用不同指标得到的分解存在一些不一致性，我们可以选择一种特定的指标，或者利用不同的指标（仅适用于相对影响）所得结果的平均来进行讨论。表 4 列出了对三种指标的分解结果求平均以后每个自变量的相对影响。我们把全部被解释部分的收入差距作为分母来计算不同因素的相对影响，所以，不同因素的影响之和为 100 %。表 4 右边的部分包含了基于平均影响的变量排序。最不重要的变量仍然是人口负担率，这可以归结于这个变量的收敛趋势，其中可能有全国范围内的计划生育政策的作用。这个结果可能也反映了中国劳动力过剩这一事实，因此人口负担率的地区间差异在决定收入的过程中不重要。必须注意的是，这个结论仅在高度加总的水平下成立，在家庭层面上劳动力投入和人口负担率在收入决定过程中仍然贡献很大。

很显然，有形资本总是很重要的。它的重要性随着时间而增加，到现在已经对整个收入差距构成了 20 % 的贡献，成为最重要的影响因素。另一方面，城市化曾经是排第一的变量，但是它的位置很快下降了。它在 20 世纪 80 年代时排第一，后来逐步下降到第三或第四，随后下降到了第六。这也反映了中国不同地区间城市化的收敛趋势。尽管如此，城市化还是对整个收入差

A. F. Shorrocks, and D. Slottje, Approximating Unanimity Orderings: An Application to Lorenz Dominance, *Journal of Economics*, 2002, Supplement 9, pp. 91—117.

表 4 平均相对影响

年份	相对影响 (%)									
	K	Dep	Edu	Gov	FDI	Trade	Reform	Urb	Location	Global
1987	14. 62	4. 38	6. 88	14. 12	4. 75	11. 67	8. 22	18. 58	16. 78	16. 42
1988	15. 23	4. 15	6. 76	13. 75	5. 40	12. 14	7. 83	17. 95	16. 79	17. 54
1989	15. 75	3. 70	6. 66	13. 27	5. 81	12. 36	8. 09	17. 60	16. 76	18. 17
1990	15. 96	3. 48	7. 66	12. 54	5. 91	12. 58	8. 41	16. 97	16. 48	18. 49
1991	16. 35	3. 40	6. 48	12. 44	6. 32	12. 53	8. 82	16. 86	16. 80	18. 85
1992	16. 77	3. 60	6. 45	12. 01	6. 58	12. 03	9. 30	16. 36	16. 90	18. 61
1993	16. 80	3. 58	7. 04	11. 71	6. 49	11. 67	10. 72	15. 61	16. 38	18. 17
1994	16. 88	3. 75	5. 81	13. 32	6. 81	11. 47	11. 88	14. 19	15. 90	18. 28
1995	17. 40	3. 47	5. 86	14. 38	6. 85	10. 90	12. 71	13. 39	15. 05	17. 76
1996	17. 93	3. 24	5. 47	14. 50	6. 83	11. 26	12. 82	13. 01	14. 93	18. 10
1997	18. 05	2. 97	5. 32	15. 21	6. 94	11. 59	12. 77	12. 45	14. 69	18. 54
1998	18. 74	2. 73	5. 24	15. 41	7. 21	11. 80	11. 47	12. 56	14. 84	19. 00
1999	18. 82	0. 54	5. 23	14. 62	7. 08	13. 98	13. 38	12. 19	14. 17	21. 06
2000	18. 60	0. 05	4. 49	15. 13	7. 02	14. 41	14. 51	11. 70	14. 09	21. 43
2001	19. 11	0. 52	4. 81	14. 07	7. 14	14. 52	14. 26	11. 58	13. 99	21. 66
	排 序									
	K	Dep	Edu	Gov	FDI	Trade	Reform	Urb	Location	
1987	3	9	7	4	8	5	6	1	2	
1988	3	9	7	4	8	5	6	1	2	
1989	3	9	7	5	8	4	6	1	2	
1990	3	9	7	5	8	4	6	1	2	
1991	3	9	7	5	8	4	6	1	2	
1992	2	9	8	5	7	4	6	3	1	
1993	1	9	7	4	8	5	6	3	2	
1994	1	9	8	4	7	6	5	3	2	
1995	1	9	8	3	7	6	5	4	2	
1996	1	9	8	3	7	6	5	4	2	
1997	1	9	8	2	7	6	4	5	3	
1998	1	9	8	2	7	5	6	4	3	
1999	1	9	8	2	7	4	5	6	3	
2000	1	9	8	2	7	4	3	6	5	
2001	1	9	8	4	7	2	3	6	5	

距构成了 12 % 的影响。地理位置与城市化的趋势相似，随着它的排名从第二下降到第三最后到第五，它的重要性也在减弱，但这并不一定意味着与地理位置相关的因素的差距缩小，它仅表明其他因素在中国的分布更加不平等。我们看到，直到 20 世纪 90 年代，FDI 排在地区间收入差距影响因素的倒数第二或第三。尽管贸易作为一个单独因素的影响力位置居中，但它的重要性随着时间在增长。如果我们把贸易和 FDI 合并为一个全球化程度的指标，它的影响会更重要，特别是在较近这些年。合并的全球化指标的影响在早期为 17 % 左右，而现在已超过了 22 %，比资本变量还要重要。需要注意的是，这个发现并不会因为使用其他收入差距的指标而变化。全球化的影响增长也是贸易和 FDI 流入增长所引起的。全球化对地区间收入差距有较大并且持续增长的作用，这对中国的扶贫政策有重要意义，值得认真研究。

许多变量的重要性随着时间的变化而有所增加。改革或非国有化程度从第六位上升到第三位，突出反映了国有企业非国有化的速度不均衡以及非国有化在收入增长中的重要性。我们观

察到一个很有趣的现象是，政府对经济发展的支持是发散的，这一变量对于收入差距有正的贡献，这表明发展程度越低（高）的地区得到的政府支持越少（多）。这种发散趋势也许和 1994 年开始实施的税收改革有关，这项改革显著增加了地方政府的预算和支出权利，因此使富裕的地区能得到更多的税收和支出来支持经济发展。

教育对收入差距的贡献相对较小并且稳定，这可能与中国许多年来由公共支出提供基础教育的政策有关，特别是在城市地区。令人惊奇的是，教育的贡献仅排在倒数第二或第三，这与 Zhang 和 Zhang 的发现不一致。此外，从长期来看，改革和城市化对收入差距的影响都将减弱，因为改革相对较慢的地区迟早会赶超上来，毕竟这两个变量的最大值都只能是 100 %。随着运输和通信技术的发展使得实际距离和地理位置的作用也在减弱。西部大开发对偏远地区基础设施的投资也将减弱地理因素的贡献，因为基础设施投资对经济发展的作用是滞后的。

值得注意的是，相对贡献的减弱并不一定意味着绝对贡献的减弱。实际上，除了人口负担率和城市化，其他所有的变量对整个收入差距的影响都越来越大。人口负担率是惟一个相对贡献和绝对贡献都减少的变量。城市化或多或少地维持着它的绝对贡献，但由于整个收入差距的增长趋势，城市化的相对贡献也在下降。

尽管把我们的发现与 Zhang 和 Zhang 的发现进行比较是非常有吸引力的，但我们没有这样做，原因有这样几个方面：第一，我们关注的是收入差距，而他们关注的是劳动生产率；第二，他们用的是被本文拒绝的双对数模型；第三，他们仅用对数方差作为收入差距的惟一衡量方式，我们的结果对收入差距的度量指标更为稳健，并且是基于一个灵活的建模方式。他们的研究还表明国内资本比 FDI 的生产力更高，这也是比较难以接受的。

四、结论性评述

本文对中国的地区间收入差距提供了一个解释，并特别强调了全球化的影响。我们选择了省级的面板数据，并且采取了 Box-Cox 模型来减小模型设定误差，然后从许多模型中选择一个半对数收入决定函数。我们非常成功地估计了这个实证模型，得到的分解结果也较为合理。我们发现：第一，全球化对于地区间收入差距的贡献显著为正，并且随着时间而加强；第二，资本是导致地区间收入差距的最重要因素，并且它的重要性也不断提高；第三，以非国有化为特征的经济改革对地区间收入差距有显著作用；第四，教育、地理位置、城市化和人口负担率对地区间收入差距的相对贡献在减弱。

这个研究的政策含义在于，除非努力提高中国中西部的贸易和 FDI 流入，否则进一步的全球化会导致中国地区间收入差距扩大。在中国沿海地区正逐步取消的鼓励贸易和 FDI 的政策倾斜应该在其他地区实施起来。贫困地区的市场容量和市场潜力对于吸引 FDI 非常不利，但是 FDI 和贸易的收敛趋势是有可能实现的。国内资本的均等化更为重要，我们的研究显示，国内资本的均等化能减少 20 % 的地区间收入差距，这就需要发展资本市场，特别是在贫穷的农村地区建设有效的资本市场。为了缩小资本形成的差距，打破目前资本形成的恶性循环非常必要，可以借助税收和银行贷款等形式对贫困地区的投资进行政策倾斜。此外，深化金融改革对于消除

这篇与我们的研究进行比较的文献是 X. Zhang, and K. H. Zhang, How does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China, *Journal of Development Studies*, vol. 39, no. 4, 2003, pp. 47—67.

偏向于国有企业和非农业活动的贷款歧视也很有帮助。最后，需要纠正倾向于发达地区的财政政策。财政支持的均等化会使地区间收入差距减少几乎 15%，如果财政支持转而倾向于落后地区，那么作用会更为明显。以上三方面因素对中国地区间收入差距的贡献已经超过了一半。

数据附录：

- (1) 如果没有特别指出，1987—1998 年的数据都来自于《新中国五十年统计资料汇编》（中国统计出版社，1999 年），1999—2001 年的数据都来自《中国统计年鉴》，2000、2001 年和 2002 年，（中国统计出版社，2000、2001 年和 2002 年）。
- (2) Income：省级收入是用非农业人口和农业人口加权计算的城乡平均人均收入。城市和农村的人均收入数据分别用相应省份和年份城市和农村的消费者物价指数（CPI）进行了消胀。在三大直辖市，城市和农村的消费者物价指数（CPI）没有进行区分。
- (3) K：资本数据取自张军等人用永续盘存法估算的以 1952 年的价格计算的省级资本存量数据。这个研究提供了 1952—2000 年的资本数据，然后作者帮助我们数据扩展到了 2001 年。为了得到 1952 年的资本存量，张军等使用了一种广泛运用的方法来估计初始年份的资本存量。这个公式是：
$$K_0 = \frac{I_0}{\delta + r}$$
在这里 K_0 是初始年份的资本存量， I_0 是当年的投资量， δ 是折旧率， r 是在初始年份以前的直接投资的平均增长率。
- (4) Dep：人口负担率 = （总人口 - 就业人口） / （就业人口） * 100 %
- (5) Edu：《中国人口年鉴》报告了从 1987 年以来的受教育人口结构。可惜的是，1989、1991 年和 1992 年的数据都没有被记载。1987 年和 1988 年的数据没有包含文盲的统计，1994 年的数据没有包含 15 岁以下的人口，因此这些年份与其他年份的数据不具可比性。在本文的研究中，我们通过一个包含地区固定效应和时间趋势的方程，运用已有数据估测了上述年份的缺失值。我们运用的方法是对面板数据考虑组间异方差性的广义最小二乘估计（GSL）。为避免预测值为负，因变量取了对数形式。因此这个方程可写为：
$$\ln(\text{edu}) = f(\cdot) + \mu$$
在这里 $\ln(\text{edu})$ 是人均受教育年份的对数， $f(\cdot)$ 是地区虚拟变量和时间趋势的线性组合， μ 是误差项。函数对人均受教育年份拟合优度的 R^2 值为 0.966。根据这个方程，用 $\hat{\text{edu}}$ 来表示预测值，我们可以得到：
$$\hat{\text{edu}} = \exp[\ln(\hat{\text{edu}})] \exp(0.5\sigma^2)$$
其中 $\ln(\hat{\text{edu}})$ 是对缺失年份的 $\ln(\text{edu})$ 的预测值， σ^2 是估计的 μ 的方差，在以上模型的基础上，我们推测了 1987—1989、1991、1992 年和 1994 年的数据。
- (6) Gov：这表示人均的政府支持经济发展的财政支出，在取人均之前，我们将地方财政支出扣除了行政管理费，并且用 CPI 进行了消胀。
- (7) FDI：FDI 定义为人均 FDI。1987—1989 年间四川的 FDI 数据取自相应年份的《中国统计年鉴》。青海 1988 年和 2000 年的 FDI 数据是前后两年的平均数。我们用来自《中国统计年鉴》的相应年份的汇率中间价将 FDI 数据的单位转换成了人民币。
- (8) Trade：贸易用贸易额 / GDP 比率来表示，在除以 GDP 之前，国际贸易的数据单位被转化成了人民币。
- (9) Reform：改革用非国有经济单位职工数量占职工总数的比率来计算。
- (10) Urb：城市化用非农业人口在总人口中的比率来表示。除河北、黑龙江和甘肃三省以外，1999 年至 2001 年间的农业、非农业人口数据取自相应年份各省的统计年鉴。河北、黑龙江和甘肃三省的 2000 年的数据取自《中国统计年鉴》2001 年。1999 年的数据是前后两年的平均值。2001 年的数据是在 2000 年数据的基础上根据 1999 年和 2000 年间的变化率推算的。

〔本文责任编辑：梁 华〕

ABSTRACTS

(1) Striving to Build a Harmonious Socialist Society

CASS Research Team · 4 ·

This paper offers a preliminary exploration from the perspective of theory and practice of the construction of a harmonious socialist society. Drawing from previous domestic and overseas studies, it points out that a harmonious society should be constructed in various dimensions, including the economy, society, politics, the legal system and culture. China is now faced with a new situation and new challenges, in terms of the structure of class and strata, of rural and urban areas, of population and employment, and of social organization. Particular attention should be given to coordinating relations between the economy and society, government and civil society, justice and efficiency, and among various interest groups. The paper concludes with some policy proposals in relation to the construction of a harmonious socialist society in China.

(2) Globalization and Regional Inequality: Chinese Evidence

Wan Guanghua Lu Ming Chen Zhao · 17 ·

This paper estimates an income generating function, incorporating trade and FDI variables, and applies the newly developed Shapley values decomposition technique to quantify the contributions of globalization, along with other variables, to regional inequality. It is found that (a) globalization constitutes a positive and substantial share to regional inequality and the share grows over time; (b) domestic capital, however, emerges as the largest contributor to regional inequality; (c) economic reform characterized by privatization exerts an increasingly significant impact on regional inequality; and (d) the relative contributions of education, location, urbanization and the dependency ratio to regional inequality have been declining.

(3) Human Capital, the Birth Rate and the Narrowing of the Urban-Rural Income Gap

Guo Jianxiong · 27 ·

Drawing from the theory of endogenous growth and applying the method of positive analysis, this paper seeks to make human capital, the birth rate and their interaction the basic variables to observe and analyze the urban-rural income gap in China. It holds that the Malthusian homeostasis in rural areas caused by a higher birth rate and a lower rate of human capital accumulation decisively impedes the growth of farmers' income, while the urban sectors have entered a more equilibrated stage of sustained growth, under the synergism of a low birth rate and high human capital stock and accumulation. Policies to narrow the urban-rural income gap should be directed at raising the level of human capital among rural residents and lowering their birth rate. Urban-rural educational structural adjustment may be the best approach to achieving this goal, accompanied by the procession of urbanization.

(4) The Impact of Land Ownership Structure on Agricultural Economic Growth: An Empirical Analysis on Agricultural Production Efficiency on the Chinese Mainland (1949—1978)

Huang Shao'an Sun Shengmin Gong Mingbo · 38 ·