

城乡居民收入的收敛性分析

赵颖

(中南财经政法大学 财政税务学院)

摘要：通过对城乡居民收入具有线性约束的随机模型的构建，探索了两种地域居民收入分配的方差性质。结论是：城镇居民的可支配收入在方差意义上小于农村居民纯收入。方差小意味着收入的脆弱性，同时也内含

着收入流动的相对充分性。收敛方程的构建着重于对城乡居民收入的绝对 β 收敛和基于三大地域间的俱乐部收敛的检验，结论显示：全国城镇可支配收入的收敛速度为 16.9%，中部地区的收敛速度为 12.6%，西部为 21%。农村收入的收敛中，中部、西部地区的收敛速度为 5.7%和 3.1%。我国三大经济区域在 1990—2008 年期间，中部收敛速度为 3.47%。西部的农民收入收敛速度为 2.34%。城乡收入差距的非均衡性发展更多的源于农村收入的乏力增长过程的持续。在此过程中，收入流动性的提升同样是一种收入差距缓解的有效手段。

关键词：收敛；随机分析；居民收入

中图分类号：F224.9 **文献标识码：**A

按城乡住户调查资料推算，2007 年我国居民收入总额为 111031 亿元，比上年增长 18.7%，扣除价格因素，实际增长 12.9%。¹收入分配问题是经济发展过程中一个重要的伴生问题，特别是在我国这样一个体制转轨的背景下：它既具体体现为经济成果的分配方式和公平性，又直接或间接的影响经济增长的动力、持续性和社会和谐。

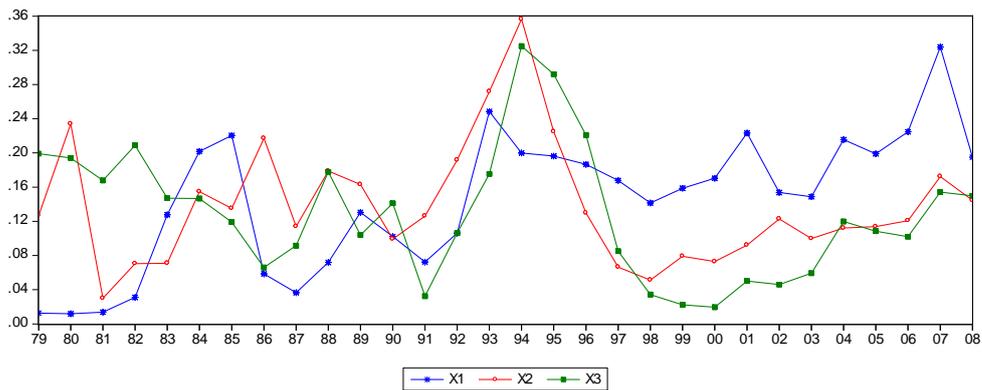


图 1 三种收入增长率的描述

注：X1, X2, X3 分别代表财政收入、城镇可支配收入和农村人均纯收入的增长率。

1978—2008 年的四者的趋势中，出口额在 07 年出现反转。农村劳动力增长额自 90 年代后增长较缓。城镇居民的可支配收入与农村居民纯收入的相对收入比从 1978 年的 2.57 上升至 2008 年

的 3.31，期间最小值为 1983 年的 1.82。绝对收入差距则从 1978 年的 209.8 跃升至 2008 年的 11020.14。显示出增长过程中巨大的非对称性。此外，财政收入的增长与城镇居民的可支配收入的增长保持了较高的一致性。（见图 1）然而，值得指出的是，80 年代后，三种增长率中数次的最低值处均为农村人均纯收入的增长曲线。而 94 年，适逢城镇居民和农村居民收入增长达到峰值时，财政收入的增长仍在相对低位。1997 年后，财政收入稳定且实质地超过城镇可支配收入和农村人均纯收入。这是居民收入比重在二次分配领域中下降的统计佐证。

居民的收入分配研究在国内外的研究学者及研究成果较为丰硕，如权衡(2004)²将国内研究收入分配的焦点归纳为：劳动价值论和收入分配的关系问题、按劳分配的具体形式问题、正确看待收入差距扩大问题、双重转型对我国居民收入分配关系所产生的影响和更进一步认识“公平”和“效率”的问题。而城乡居民收入收敛性分析，特别是动态收敛性的研究尚显偏少。在此背景下，本文拟对上述问题进行探索，以期对相关研究有所助益。

一、以收敛性为研究重心的新古典探索

Quah (1993a, 1993b, 1996a, 1996b) 的一系列对收入分布形态的研究, 发现了收入分布的双峰收敛形式, 并且这种形式具有持久性。他指出, 各区域间的相互作用强度是存在客观差别的, 由此导致组内的区域出现趋同, 组间出现趋异, 中间层次的区域也随之减少的现象。Durlauf 和 Johnson (1995) 的研究中指出, 由于各国的初始条件不同, 因此在研究国家之间的经济增长收敛时, 鉴于可能存在非线性的回归的存在, 应该避免简单地使用通常所用的线性研究模型。伊万斯和卡拉斯 (Evans & Karras, 1996)³ 否定了技术停滞、资本份额固定、租金下降的情形下经济绝对收敛的可能性。也即, 绝对收敛是以上述三者为必要前提的。

Galor (1996)⁴ 将 20 世纪 90 年代以来主要的收敛性归纳为三个方面: 绝对收敛、相对收敛和俱乐部收敛。其中, 前两者共同的假设是与初始经济状况无关, 而后两者的假设则在结构特征相似方面具有一致性, 而第一和第三者之间则均假设了与初始经济状况的无关性。他同时提出, 传统的古典模型范式中能够推导出相对收敛和俱乐部收敛的假说。并且, 人力资本和收入分配等因素的加入, 使得俱乐部收敛在假说证实方面的说服力得以强化。Chi-Young (2004)⁵ 的研究认为, 1929—2001 年间, 美国 48 个州之间基本上不存在随机收敛的趋势, 但是将部分州合并起来看区域层面上, 还是存在一定的随机收敛趋势的。也即, 存在一种随机俱乐部收敛趋势。

巴罗和萨拉伊马丁 (2000)⁶ 指出了两类收敛的概念。第一类涉及到穷国比富国增长得更快的收敛, 具体而言是穷国在人均收入和产量意义水平上赶上富国, 也即 β 收敛。(Barro, 1984, 1991; Baumol, 1986; DeLong, 1988; Barro & Sala-I-Martin, 1991, 1992a, 1992b) 然而, 有学者指出, 收入的趋同更多的应该是收入或增长率分布差异的缩小, 而负的 β 值并非必然意味着这层面的意思。(Quah, 1993a; Friedinan, 1994) 第二类的收敛则侧重于离差随时间而衰减, 也即 σ 收敛。(Barro, 1984; Barro & Sala-I-Martin, 1991, 1992a, 1992b) 我们可以将 Galor 划分的三类收敛概念统一于 β 收敛中, 即为绝对 β 收敛、条件 β 收敛和俱乐部收敛。

魏后凯 (1997)⁷ 指出, 1952—1965 年期间, 我国的发达地区与欠发达地区的国民收入出现过收敛趋势。而 1965—1978 年, 则呈现一种发散趋势。1978—1997 年间, 由于改革时差等因素的作用, 各地区居民人均收入增长的不平衡格局反而进一步加剧。

加罗法罗 (Gaspar A. Garofalo and Steven Yamari, 2002)⁸ 沿袭曼昆, 罗默和威尔 (Mankiw, Romer, Weil, 1992) 的研究, 证实了索罗增长模型解释了 1977—1996 年国家之间的经济增长情形, 并认为巴罗和萨拉伊马丁实证分析的理论基础来源与索罗的新古典增长模型。本杰明等 (Dwayne Benjamin, Loren Brandt, John Giles, 2004)⁹ 研究了 1987—1999 年的收入差距和农村收入分配状况。他们指出, 由于农民外出务工等劳动力向非农业渠道的流动, 使得农村内部的收入差距也开始呈现出扩大的趋势。也即, 收入来源形式的多样化, 并没有相应的带来农村内部收入差距的缩小。

张焕明(2004)使用多种面板数据估计方式,得出如下结论:SCMM法估计扩展的Solow模型是有效的,可以成为科学决策的参考方法。此外,我国三个经济带之间的经济增长的趋同性较小,而经济带内存在俱乐部趋同现象。分析了消费水平与经济增长惯性的地区差异性对我国经济增长趋同性的影响。西部大开发中人力资本比物质资本更有效¹⁰。徐现祥和李郁(2004)¹¹采用趋同分析的标准方法,就我国216个地级及其以上城市经济发展展开讨论,研究结果显示:与我国省区趋同模式不同,我国城市经济增长存在 δ 趋同和绝对 β 趋同;从趋同机制上看,我国城市层面上同时存在新古典增长理论和新增长理论所强调的趋同机制。

在部分情况下,当采用先进经济体的人均GDP作为稳态变量存在一定的问题,而所有区域的平均人均GDP则显示出作为稳态的代理变量的优越性。(Nahar & Inder, 2002)这一研究取向得到了多数学者的认同。(Chatteiji, 1992; Carlino and Mills, 1993; Galor, 1996; Alexiadis and Tomkins, 2004; Dall' erba, 2005; Siano and D' Uva, 2006)

综上所述,以新古典模型为基础的收敛性分析在国内外的研究得到了较程度的发展,主要侧重于收敛性也研究对象中的存在性问题。但正如部分学者指出的,国内学者在运用综列数据进行经济增长趋同性研究时,大多数运用的都是综列数据回归分析法及其扩展。(董先安, 2004; 张焕明, 2004)因此,这里将从上述文献的思路出发,既对我国城乡居民收入的回归进行探索,也将使用Panel Data模型对分区域的城乡收入模型进行研究,以期对相关研究有所助益。

二、模型的构建

(一) 随机方程

我们将建立具有线性约束的最优决策问题模型:

$$\begin{cases} \max_x E_0 \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(w_i(t), y_i(t)) dt \\ s.t. dy_1 = (b_1 y_1 - a_1 x_1 + c) dt + (p y_1 + q) du \\ dy_2 = (b_2 y_2 - a_2 x_2 + c) dt + (p y_2 + q) du \end{cases} \quad (1)$$

$U(\square)$ 为常数相对风险厌恶函数,具体形式为:

$$U(x) = \begin{cases} (x^{1-\sigma} - 1) / (1-\sigma), \sigma \neq 1 \\ \ln x, \sigma = 1 \end{cases} \quad (2)$$

其中, σ 为相对风险厌恶系数, $\sigma = -xU''(x) / U'(x)$ 。 ρ 为跨期替代系数。 a, b, c, p, q 为常数。 $pydu$ 和 qdu 为乘性扰动和加性扰动。根据该模型的一般解法,我们首先设定 $V(y) = \delta U(y), \delta > 0$ 。由此,我们可以进一步定义: $x \square \mu y$ 。其中, $\mu = (a\delta)^{-1/\sigma}$ 。

于是,得到模型的一般解: $y(t) = y_0 e^{\alpha t + \rho u(t)}, \alpha = \rho - p^2 \sigma_u^2 / 2$ 。该解也可被视为最优化的轨迹方程。

从模型的一般形式可以看出,收入 $y_i(t)$ 同初始的财富分配状况有着密切的联系。因为后续的

增长，都将建立在这样一个基础之上。我们进一步分析两类收入的方差性质。令 $E(x)$ 为城乡收入的平均值。一般情况而言， $E_1(x) > E_2(x)$ 。 $E_1(x)$ 为城镇居民平均可支配收入， $E_2(x)$ 为农村居民平均人均纯收入。根据方差的一般公式： $Var(\sigma_i) = E[x_i - E(x)]^2$

而就目前的状况而言， $y_1(t) > y_2(t)$ ，也即城镇居民的可支配收入高于农村居民纯收入。在这里， y_0 的大小同时也度量着经济主体进行利益最大化行为的起点公平性。 y_0 既包含着初始的货币化财富，也含有人力资本等其他方面的货币化表现。若在给定 y_0 的前提下，根据这样一种判断，我们可以从随机方程的一般解中得出 $Var(\sigma_1) < Var(\sigma_2)$ 。

这意味着城镇收入的波动性小于农村。事实上，由于城镇的社会保障制度相对农村更为健全和全面，有理由相信这种方差判断存在现实的依据。这个结论是容易理解的：由于城镇居民的收入水平较高，是平均收入提升的主要拉动力量，且增长趋势较为稳定和正常。而且，城市集中的大部分的财富。因此，就衡量收入的波动性或流动性而言，方差小意味着一种收入的安全性。反之则意味着收入的脆弱性，也即收入增长缺乏稳定性。这样的分析避免了这样一种情况的出现：方差抹杀掉了平均收入单侧的收入转移以促进帕累托优化的可能性。在此情况下，任何一种收入的帕累托改善¹²将会避免增加方差的具体数值，从而离我们所希望达到的正确判断更近。

(二) 收敛性方程

这里，我们所使用的年均经济增长率使用巴罗和萨拉伊马丁(2000)的公式：

$$(1/T)\log(y_{iT} / y_{i0}) = \alpha - \beta\log(y_{i0}) + u_{i0,T} \quad (3)$$

其中， $\alpha \equiv x + [(1 - e^{-\beta T}) / T]\log(\hat{y})$ ， $\beta = [(1 - e^{-\beta T}) / T]$ ， i 表示地区， T 表示年份跨度或是样本期的长度。 \hat{y} 是 y 的稳态值， $u_{i0,T} \sim (0, \sigma_u^2)$ ，且独立于 $\log(y_{i0})$ 。此公式也可以被理解为经过对数化后的年均实际增长率计算公式。这里，我们将城镇居民和农村居民纯收入的对数及其增长率描绘在图 2 中。图中所使用的数据均按照 1990 年的不变价格进行了平减化。

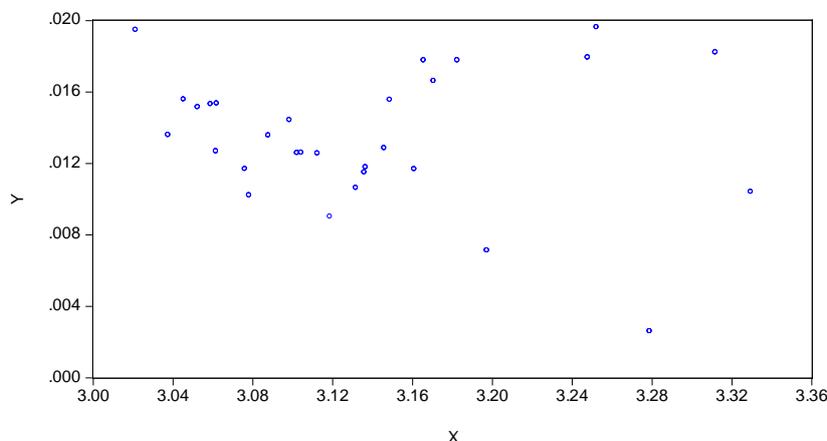


图 2 城镇居民可支配收入对数与实际年均增长率散点图

注： X 、 Y 分别代表 1990 年城镇居民可支配收入的对数和 1990—2008 年城镇实际人均可支配收入的增长率。

其中，城镇可支配收入对数超过 3.32 的地区为上海与广东，且上海的年均实际增长率更高。北京的数据也达到 3.25。其中，西藏和海南的实际年均增长率分别为 0.261% 和 0.712%。造成这种情形的原因主要在于部分地区年度数据存在一定的缺失，导致部分年度实际增长率的核算时出现了严重的负增长的情形，导致了总体的实际经济增长率被拉低。

由图 1 可以看出，城镇居民可支配收入对数与实际年均增长率具有负相关关系。回归系数为 -0.0047 ，说明城镇居民可支配收入在我国的地域间存在收敛的趋势。换言之，就我国发展的阶段性而言，地域间城镇居民收入差距的扩大趋势在数据上获得了缩小的支持。

按照 1990 年不变价格进行平减后，广西的实际农民收入呈现了倒 U 型的结构：在 1999 年收入达到最大值，为 875.75 元/年。之后至 2008 年，以不变价计的收入开始下降。2008 年的实际收入为 629.60 元/年，比 1990 年低 10 元/年。云南、西藏、青海和新疆的实际情况也大都体现出 2008 年的实际购买力低于 1990 年的情形。同样是由于部分地区个别年度数据的缺失，导致出现上述情形。

三、变量及数据的选取

(一) 变量

本文所使用变量主要有全国 30 个省 1990—2008 年的城镇消费对数、农村消费对数、城镇收入对数、农村收入对数、1990 年 GDP 对数、人均政府消费对数、城镇人口增长率、农村人口增长率和 GDP 增长率，每个变量共 570 个数据点。详细地数据的描述见表 1。

囿于城镇居民可支配收入获得的局限性，这里使用的数据期间为 1990—2008 年，包含全国 30 个省、自治区和直辖市¹³，并按照普遍接受的分类方法，划分为东、中、西三个区域。其中东部包括：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南。中部包括，山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南。西部包括：广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表1 数据描述

变 量	定 义	最小值	最大值	均 值	标准差
lnczsr	城镇收入对数	-0.812	4.842	2.876	0.312
lnncsr	农村收入对数	-0.844	2.943	2.439	0.259
lngdp0	1990 年 GDP 对数	2.951	4.861	3.867	0.395
lnpergovcon	人均政府消费对数	1.983	4.194	3.014	0.422
upoprate	城镇人口增长率	-1.966	1.998	0.017	0.495

rpoprate	农村人口增长率	-2.932	90.499	2.265	11.261
gdprate	实际 GDP 增长率	-0.561	0.643	0.021	0.131

(二) 数据来源

这里将采用 1990—2008 年的城镇居民可支配收入、农村居民纯收入、人均政府消费对数和城乡之间的人口增长率的年度数据进行分析。总体的数据按照 GDP 平减指数进行了平减, 其中基期为 1990 年。文中, **、*、*、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平显著。若未加说明, 本文的数据均来自历年《中国统计年鉴》和《新中国五十年统计资料汇编》。

四、城乡居民收入的绝对 β 收敛

这里将对城乡居民收入的绝对 β 收敛和分区域的城乡居民的俱乐部收敛假说进行检验, 探索区域内和区域之间所可能存在的一种收入收敛机制。

(一) 城乡居民收入的绝对 β 收敛

在这里, 我们考察地区之间差距缩小一半所需花费的时间, 具体公式为 $\pi = -\ln(2) / \ln(1 + \beta)$ 。该概念的思想源于罗默和威尔 (Romer & Weil, 1992)。未使用整生命周期的原因主要在于 1 的对数为 0。

表2 城乡居民收入的绝对收敛估计

解释变量	被解释变量为城镇人均可支配收入				被解释变量为农村收入			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
lnczsr	-0.050*** (-29.365)		-0.047** (-2.787)	-0.051*** (-82.997)				
lnnccsr					-0.006 (-0.927)	-0.034*** (-6.339)	-0.023*** (-1.971)	
常数	0.1494*** (32.928)		0.139** (3.122)	0.151*** (94.465)	0.020 (1.228)	0.086*** (6.671)	0.054*** (1.976)	
观测值	30		9	10	11	9	10	
R^2	0.968		0.526	0.998	0.087	0.851	0.327	
收敛速度	0.169		0.126	0.210	0.006	0.057	0.031	
半生命	13.376		14.155	13.068	113.284	19.606	29.233	

周期	
----	--

表 2 的估计中, β 同样均在 1%的水平处显著。全国的地区可支配收入的收敛速度为 16.9%, 中部地区的收敛速度为 12.6%, 西部为 21%。在农村收入的收敛中, 西部地区的收敛速度为 3.1%, 半生命周期为约 30 年。也即, 至 2020 年左右, 西部地区农村收入将缩小至总体平均水平的一半。

在这里, 东部地区的城镇收入没有给出, 主要原因是这里的 β 系数为正, 显示了一种东部地区城镇消费的发散趋势。也即, 东部地区的城镇收入水平将继续拉大同中西部之间的差距。

(二) 城乡居民收入的俱乐部收敛

俱乐部趋同最早由 Baumol(1986)提出, Durlauf 和 Johnson(1995), Galor(1996)在此基础上进行过内涵与外延的拓展。目前的俱乐部收敛主要有三类: 时间维度的俱乐部趋同, (Sala-I-Martin, 1991; Chatteiji, 1992; Galor, 1996; Alexiadis & Tomkins, 2004)、空间维度的俱乐部趋同(Quah, 1993a, 1996a, 1996b, 1997; Baumol, 2003, et al)和随机趋同(Benard & Durlauf, 1996; Carlino & Mills, 1993; Evans&Karrs, 1996)。俱乐部的随机趋同也可以被理解为对国家间的人均 GDP 存在随机趋势的否定。我们这里所采用的俱乐部收敛主要是空间维度的, 即根据我国东中西三大地域间差距缩小假说的一种检验。

这里所采用的俱乐部收敛的表达式为:

$$\gamma_{it} = \lambda \log y_{i0} + c + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, γ_{it} 表示 i 区域 t 年内的实际增长率, y_{i0} 为 i 区域基期人均量, c 为常数, ε_{it} 为 i 区域的随机量。若 λ 显著为负, 则称 i 区域存在俱乐部收敛。

表3 城镇居民收入的俱乐部收敛检验

地域	变量	1990—2008	1990—1994	1995—2000	2001—2008
东部	λ	0.006 (0.2964)	0.1015*** (8.7185)	0.0299 (1.7957)	-0.0276** (-3.0139)
	c	-0.0034 (-0.0550)	-0.2941*** (-7.4298)	-0.1011 (-1.7599)	0.1025** (3.2342)
	R^2	0.001	0.9157	0.3154	0.5648
中部	λ	-0.0476** (-2.7875)	0.1418*** (5.8497)	-0.0993*** (-4.0606)	-0.0840** (-2.3535)
	c	0.1614** (3.0732)	-0.4145*** (-5.2652)	0.3245*** (4.0258)	0.2848** (2.4320)
	R^2	0.5261	0.8302	0.7020	0.4417

西部	λ	-0.041*** (-4.4764)	0.0789 (1.3328)	-0.2075*** (-80.7100)	-0.1002*** (-4.0835)
	c	0.1388*** (4.8427)	-0.2154 (-1.1008)	0.6852*** (85.1303)	0.3341*** (4.0971)
	R^2	0.7147	0.2024	0.9989	0.7043

表3是我国分区域的俱乐部收敛检验。这里的时间分段选取为1990—1994、1995—2000、2001—2008年。通过检验数据，我们可以看出，东部的地区的城镇居民收入在2001—2008年区间内开始显示出收敛性，并且在5%的显著性水平上显著，收敛速度分别为2.76%。此阶段，中部和西部的收敛系数为8.4%和10.02%。中部在四个区间内都显示出收敛性的特征，而西部则在1990—1994年内未能通过显著性检验。

表4 农村居民收入的俱乐部收敛检验

地域	变量	1990—2008	1990—1994	1995—2000	2001—2008
东部	λ	-0.0061 (-0.9277)	-0.0041 (-0.2395)	0.1552 (0.2645)	-0.0092 (-0.2865)
	c	0.0232 (1.1835)	0.0280 (0.6192)	-0.3763 (-0.2072)	0.0756 (0.7655)
	R^2	0.087	0.0006	0.0077	0.0009
中部	λ	-0.0347*** (-6.3398)	-0.0020 (-0.0432)	-0.1205*** (-4.5542)	-0.0641 (-1.6932)
	c	0.1018*** (6.6182)	0.01145 (0.0806)	0.3387*** (4.5167)	0.1877 (1.7241)
	R^2	0.8517	0.0003	0.7477	0.2906
西部	λ	-0.0234** (-1.9717)	-0.0800** (-2.0619)	0.0964 (1.3228)	-0.01266 (-0.5408)
	c	0.0645** (1.9760)	0.1819** (2.0406)	-0.2656 (-1.3443)	0.0350 (0.5449)
	R^2	0.3270	0.3470	0.1999	0.0353

由表4可知，我国三大经济区域在1990—2008年期间，中部的收敛系数通过了1%的显著性检验，收敛速度为3.47%。1995—2000年区间内的收敛速度为12.05%，也通过了1%的显著性检验。西部的农民收入收敛系数则通过了10%的显著性检验，收敛速度为2.34%。此外，西部在1990—1994年区间内的收敛系数达8%，也通过了10%的显著性检验。而东部的收敛系数则未能够通过10%的显著性检验。而三大区域在四个时间段上并非必然收敛，这可能与时间短的选取或基期的选择有关。也

即，这里的俱乐部收敛是建立在以 1990 年为基期，同时以这样一种特定的时间段选取为特征的收敛性证实。前提的变换，可能导致结论的变化。

表5 主要国家人均个人收入 β 收敛速度

	时 期	地 区	其他变量	收敛速度	半生命周期
美国	1880—1988	47 个州	N	0.017	41
	1880—1988	47 个州	Y	0.018	39
日本	1930—1987	47 个县	N	0.028	25

	时 期	地 区	其他变量	收敛速度	半生命周期
日 本	1930—1987	47 个县	Y	0.028	25
	1955—1987	47 个县	N	0.020	34
	1955—1987	47 个县	Y	0.023	30
加拿大	1961—1991	10 个省	N	0.024	29
	1961—1991	10 个省	N	0.016	43

注：Y 表示加入了地区虚拟变量，N 则未加。

资料来源：Coulombe S. and Lee F. (1995) Convergence across Canadian provinces, 1961 to 1991, *Canadian Journal of Economics*. 28, 886-98.

表 5 是三个工业化国家的人均收入 β 收敛速度。这些国家的收敛速度均接近于 2%，半生命周期跨度为 25—40 年。值得指出的是，这里的收敛，是以发达国家全体国民为研究对象的。而我国所固有的地域间发展水平差异性和城乡发展的非均衡性，使得这些国家的数据仅在一定程度上对我国具有借鉴意义。

五、分工视角下的城乡收入差距

以农业为代表的传统部门和以工业为代表的现代部门的分工状况，源于两部门不同的分工性质。农业部门由于其分工内生的内卷性质，导致相对于城市的产业分工水平，呈现出一种低水平的收敛性。这种收敛性的具体在城乡居民之间的收入水平上，也即分工劳动的直接报酬上体现出来。

迄今为止，学者们就城乡之间二元经济模型的构建，对城乡之间收入的差距状况进行了初步解释。此外，由于服务业的迅速发展，纳入服务业的改进的模型也随之被逐渐提出。这里，我们将继续在新古典的分析框架下，以分工演进为核心概念，从此角度分别对城乡收入差距的演化进行分析。

现存的讨论分工演进的方法主要有两种：一是杨小凯 (Yang) 和杨小凯与赖斯 (Yang and Rice, 1994) 提出的，运用分工和专业化经济、交易效率、多样化消费偏好之间的两难冲突，强调个人专业化水平和市场一体化程度的内生的方法，研究了城市化与交易效率和分工演进之间的关系。¹⁴二是由藤田昌九和克鲁格曼 (Fujita and Krugman, 1995) 提出的，他们运用规模报酬递增、多样化消费偏好和交易效率之间的两难冲突，并法强调商品种类数的内生的方法，对工业化、城市化与交易效率之间关系的机制有深入认识。上述两种方法均强调了报酬递增，是对早期新古典经济学报酬不变的分析假设的重大突破，也正因为如此，它们能够开始较好的解释城乡差别产生和发展的问題。

罗森 (Rosen, 1978) 将分工经济定义为一种人与人之间的互补经济。这意味着均衡的总社会生产力会随着社会分工网络的细分而累积扩大。这也被布坎南和姚 (Buchanan and Yao, 1994) 称为“一般报酬递增”，被阿伦·杨格 (Allyn Young, 1928) 称为“社会性报酬递

增”。这种递增报酬即使在没有规模经济的条件下也会出现。杨小凯与赖斯（Yang and Rice, 1994）的内生专业化模型表明，城市及城乡差别的出现时分工和个人专业化的结果。分工水平决定专业化生产知识的累积速度以及社会获得知识的能力，而个人专业化水平的高低，又决定着对社会分工的选择。产品生产的专业化和贸易产生的交易成本之间是一对两难冲突。

（一）劳动分工原则

从相关文献尤其是马克思经济理论（Marx, 1876, p377-378）中可以辨认出两种不同的劳动分工原则，即细微分工和社会分工。一般而言，细微分工是指企业内部资本与劳动之间的等级关系，涉及“专制”的事先控制。生产组织从工匠制度向工厂制度的转化以及形成 20 世纪以来大规模生产制度即体现了细微分工规模效应的特性。社会分工是指在独立的资本之间的相互竞争关系，涉及“无政府”的事后调节（Fine, 1982; Sayer, 1995）。其生产率提升的根源是在深化给定认识框架与选择新的认识框架之间的探索。（Piore, 1992, p165-167）任何内生与生产过程的技术进步，归根到底可以归结到两种不同的专业分工原则，即细微分工和社会分工。（卢荻，2002）

由于分工的正网络效应，特定的分工网络要求交易在地理上集中，可以通过降低经济主体的总旅行距离来降低交易成本来提高交易效率。因此，城市化将维持并形成较大的交易网络，进一步促进分工的发展。交易在地理集中上产生的利益被称为第 II 类聚集经济效果，它有别于制造业集中居住产生的交易费用的节约，即第 I 类聚集经济效果¹⁵。

（二）分工的视角收入差距演化

个人的专业化水平及职业模式的多样性是分工网络的两个方面。分工促进了生产力的发展，同时亦蕴含着深刻的内在矛盾，即劳动的个体性与社会性之间的矛盾。“大工业的本性决定了劳动的交换、职能的更动和劳动者全面的流动性。另一方面，大工业在他的资本主义工业形式上在生产出旧的分工及固定化专业。”¹⁶由此，分工内生要求劳动者既有全面的劳动技能，以适应社会经济结构的重大提升过程，又要求劳动者对自己所从事行业的工作具有熟练和专业性。这种多样化和个体化之间的内生发展矛盾，具体到劳动者身上时，便产生了个别性¹⁷的普通劳动者。随着分工界限显得日益清晰，劳动者与他人的利益边界也日趋明晰。在此过程中，劳动者对市场的依附作用得到了进一步的强化，劳动者的收入过程也与从事的产业分工程度及市场风险紧密的联系在一起。由于分工产业程度和演进过程中的具体发展程度上的非同步性，导致了收入额度在城乡间的风险性差异，致使了一种非对称的城乡产业间收入差距。这样一种收入差距的形成及演化将伴随着产业的深化程度逐渐加深，除非城乡之间的产业出现承接过程或较大的均衡发展趋势。

当专业制造者与农民之间存在高水平的分工¹⁸时，将推动城市的产生，进而导致城乡差别的产生。二元结构是分工演进过程中的一个存在形式，这种存在形式由于是以效率为导向，是对初始分工前自给自足均衡状态的一种“创造性破坏”，即他所定义的经济发展：仅仅包

括不是被迫从外部建立在其上，而是从内部主动产生的经济活动变化。(Schumpeter, 1934, p63)但同时，该阶段也是趋于完全分工形式的基础阶段。值得指出的是，针对中国经济结构形态，三元经济结构¹⁹和四元经济结构²⁰的划分标准也开始产生。这类观点将产业标准和地域标准综合起来，只不过是二元结构下的将产业形态按地域再次划分，这种分类仍应以二元结构为分析框架。

我国的分工视角下二元结构具有如下三个方面的特征：纵向上的演进性、横向上的滞后性和空间上的差异性。含有这类特性的城乡二元结构使中国的城市和农村一直处于差异化的发展水平和速度上，逐渐形成了一个趋于僵化和分离的社会经济结构，产生了多方面的负效应。(高帆, 2007)二元经济结构转化的主要动力是分工演进的深化。由于上述特点和分工的内生矛盾，我国的资源配置在分工深化过程中并未得到效率上相应的提高，良性循环的机制受到了阻碍，难以对社会的发展产生理论上应有的驱动力。

在二元经济结构转化迟缓的情况下，分工演进难以有效进行，但我国仍在现代部门和传统部门之间产生了目前的劳动力的流动，导致在工业化和城市化之间存在着较大偏差。这种偏差不仅是二元经济结构转化迟缓的必然结果，而且反过来会成为二元经济结构转化的抑制因素。

随着人口的增长，市场上规模经济和交易效率这一对矛盾将随之发展。迂回生产便会进一步在这种结构下继续扩大，更多的中间品将以更高的效率被产出，人均的真实收入也会在此过程中得到提高。由于交易约束硬条件和软条件的逐步改善，工业品的劳动价格在长期将下降，制造业相对于农业的产出在长期将会提到提升。

哈耶克(Hayek, 1944)崇尚自发的制度演进，认为一项有效率的制度就是“经济人”在自由竞争市场条件下主动选择的那种制度，他称之为“扩展秩序”和“自发秩序”。而我国的现实状况，更多的是一种转型过程中的分工结构自发发展过程。²¹这种结构的突出特色即为个体行动的理性与制度构建的非理性过程。这里的“非理性”指制度的演化与发展较少的受到理性主义构建的影响，也即社会分工制度具有一定程度上的独立性。

二元经济结构转化的过程就是一个分工水平和交易效率螺旋提高的过程。二元经济结构的形成及转变是分工演进的内生产物。也即在此意义上，经济发展中的二元经济结构转化状况能够得到描述。杨小凯(1993, 2000, 2003)、杨小凯与赖斯(Yang and Rice, 1994)等研究也表明，城乡差距起因于城市和乡村产业的劳动分工差别，而这种劳动分工的差别则受制于不同的交易效率。农户居住分散，与城市距离远，所以农村的交易效率低。而城市人们居住近，相互间距离近，因而交易效率高。这种不同的交易效率差别将导致城乡差距自然出现。理想化的境况是：随着交易效率不断提高，这种差别就会自然消失。²²

六、结 语

(一) 结论

通过对城乡居民收入的线性模型和具有线性约束的随机模型的构建,分析了两种地域居民收入分配的方差性质。结论是:城镇居民的可支配收入在方差意义上小于农村居民纯收入。这意味着城镇收入的波动性小于农村。就衡量收入的波动性或流动性而言,方差小意味着一种收入的安全性。反之则意味着收入的脆弱性,也即收入缺乏稳定性。据此,城镇居民的收入较农村居民有更强的安全系数。

我国 1990—2008 年间的分省城乡居民收入收敛性研究显示:分地区而言,城乡居民的收入基本上存在一种绝对 β 收敛的趋势。东部的城乡居民收入的收敛性在这里没有得到数据上的支持,全国范围内的农民收入收敛也没有得到收敛意义上的证实。而就城乡消费而言,农村先进之处在全国范围以及三大区域范围内,收敛系数均通过了显著性检验,绝对 β 收敛得到了验证。东部区域内的城镇消费收敛再次未能得到证实。条件 β 收敛则验证了城乡居民收入的收敛趋势。由于选取时间段和基期的原因,城镇居民收入的区域俱乐部收敛在 2000—2008 年得到了证实,而中部和西部的农村居民收入收敛趋势则在 1990—2008 年的时间区间内得到了数据上的支持。

城乡收入差距的继续存在和演化趋势,究其原因,可能是由于非对称的分工演进机制,导致农村的产业尚未出现分工累积的网络效应,使得创造的财富通过产业机制流向了城市,未能够在农村内部积聚形成更多的收入增加机会。值得指出的是,收入的增加与人力资本通常具有较高的正相关关系。在某种程度上,收入的实现可以在分工和产业链不断完善的今天被认为是对已投入并且已实现得人力资本要素的一种回报。而这种人力资源要素分配的权力,恰好是在农村中的居民难以完整企及的。此外,农村的社会保障覆盖水平尚显欠缺,在外生冲击条件下,农民的收入因此具有向下流动的刚性。

(二) 政策建议

伴随分工水平的逐渐提高,二元经济结构转化将逐渐向服务业兴起和城市化水平提高的方向发展。这个过程的顺利实现,有赖于分工组织迂回化程度的不断提升,也即分工的继往深化过程。因此,在我国的经济环境,分工演进是经济组织形态与社会功能结构实现显著提升的重要过程。就此意义而言,我国目前地域间的产业承接转移恰是这种思路的现体现。因此,地域间产业发展的趋均衡性即为城乡收入差距缩小的机会给予过程。

值得指出的是,如果伴随着收入差距扩大的趋势,收入的流动性得以有效的提升,那么这样一种收入差距的扩大反而在某种程度上能够为我们的社会所接受。毕竟,这样一种机制意味着位于各收入组的居民将有充分的机会在长期改善自身的收入状况,从而缓和收入层级之间僵化而有可能引发社会危机的收入状况。而且,目前的收入差距的扩大,更多地是由于低收入阶层的居民向上演化过程的必然体现。

参考文献

- [1] 卢荻. 分工原则、技术范式与生产理论[J]. 载高级政治经济学——马克思主义经济学的最新发展[C]. 北京: 经济科学出版社, 2002.
- [2] 潘文卿. 中国区域经济差异与收敛[J]. 中国社会科学, 2010, (1).
- [3] 吴晓明、吴栋. 我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (5).
- [4] 杨灿明、胡洪曙、俞杰. 收入分配研究述评[J]. 中南财经政法大学学报, 2008, (1).
- [5] 尹恒、李实、邓曲恒. 中国城镇个人收入流动性研究[J]. 经济研究, 2006, (10).
- [6] 章奇、米建伟、黄季焜. 收入流动性和收入分配: 来自中国农村的经验证据[J]. 经济研究, 2007, (11).

On Convergence of Income of Urban and Rural Residents

Ying Zhao

Abstract: This paper analysis the characteristics of variances of urban and rural residents' income from modeling a stochastic equation with linear binding conditions. The results show that the variance of disposal income of urban residents is smaller than that of rural. More fragility and relatively fully flexibility are meant for smaller variance. Convergence models are constructed here to test the β astriction and club convergence hypothesis among the three areas. Conclusions show that the convergence speed for average disposal income level of urban residents across the country and within the Middle and West are 16.9%, 12.6% and 21% respectively. While for the rural residents, the convergence speed are 5.7% and 3.1% for Middle and West respectively. Club convergence are testified here with the results of 3.47% and 2.34% for Middle and West during the 1990—2008 period. Reversion has dominated the widening process of income disparity in urban residents. Unbalanced development of income between the urban and rural can attribute to the duration of lacking of increasing powers. Ameliorating the flexibility of income is also an effective method of mitigating the disparities of income in urban and rural.

Key words: convergence; stochastic analysis; residents' income

收稿日期: 2010-05-29;

作者简介: 赵颖, 中南财经政法大学财政税务学院。

¹ 张东生. 中国居民收入分配年度报告 2008[M]. 经济科学出版社. 2008, 第 1 页.

² 权衡. “收入分配-经济增长”的现代分析转型期中国经验与理论[M]. 上海社会科学院出版社. 2004, 第 6-7 页。

³ Paul Evans and Georgios Karras . Do Economies Converge? Evidence From a Panel of U. S. States[J]. The Review of Economics and Statistics, Vol. 78, No. 3 (Aug., 1996), pp. 384-388.

⁴ Galor, Oded, 1996. “Convergence? Inferences from Theoretical Models,” Economic

Journal, Royal Economic Society, vol. 106(437), pp1056-69.

⁵ Chi-Young Choi, 2004. "A Reexamination of Output Convergence in the US States: Toward Which Level(s) are they Converging?" [J]. Journal of Regional Science, Blackwell Publishing, vol. 44(4), pages 713-741.

⁶ 罗伯特 J. 巴罗, 哈维尔·萨拉伊马丁 (Barro & Sala-I-Martin). 经济增长. 中国社会科学出版社. 2000, p363.

⁷ 魏后凯. 中国地区经济增长及其收敛性 [J]. 中国工业经济. 1997: (3), p31-37.

⁸ Gasper A. Garofalo and Steven Yamarik. Regional Convergence: Evidence from a New State-by-State Capital Stock Series [J]. The Review of Economics and Statistics, Vol. 84, No. 2 (May, 2002), pp. 316-323.

⁹ Dwayne Benjamin, Loren Brandt, John Giles. The Evolution of Income Inequality in Rural China [W]. Working Papers from University of Toronto, Department of Economics. 2004.

¹⁰ 张焕明. 扩展的 Solow 模型的应用——我国经济增长的地区性差异与趋同 [J]. 经济学 (季刊). 2004: (3), p605-618.

¹¹ 徐现祥, 李郁. 中国城市经济增长的趋同分析 [J]. 经济研究. 2004: (5), p40-48.

¹² 根据帕累托原理, 这里将仅仅增加收入平均线以上的收入向以下转移的情况, 也即总共存在两种不同类型和意义的收入转移情况: 即收入平均线以下的收入间的转移和收入平均线以上的收入向以下的收入转移。

¹³ 这里不含港澳台。此外, 由于重庆 1997 年 6 月 18 日正式升格为直辖市, 因此 1997 年及其之后的年度数据并入四川省。

¹⁴ Jeffrey Sachs, Xiaokai Yang, Development Economics: Inframarginal Versus Marginal Analysis [M]. Blackwell Publishing, 2003, p363.

¹⁵ 第 I 类聚集经济效果和第 II 类聚集经济效果的概念由杨小凯 (Yang, 2003) 提出。

¹⁶ 马克思, 《资本论》, 北京: 人民出版社, 1975 年第 1 卷, 534 页。

¹⁷ 劳动个别性是指分工导致的这种单一化和片面化。

¹⁸ 二元经济最开始的研究是以非洲的肯尼亚、南非为主要研究对象的, 这些国家当时经济十分落后, 基本处于工业化刚刚兴起的阶段。因此研究通常只关注以城市和乡村为载体的农业和工业的两部门经济发展。

¹⁹ 是指以传统农业、农村工业和城市工业为主体的产业划分形式。

²⁰ 指在农村分化出传统农业和乡镇工业的同时, 城市中也分离出正规部门和非正规部门, 由此划分为四元。

²¹ 这里的自发发展, 与哈耶克所言的自发秩序的扩展是存在一定区别的。这里的“自发发展”, 存在发展的主体存在国别和地区的特定环境, 发展逻辑上各具特色, 发展的速度和方向存在各自的特点, 进程也具有较大的差异性。也即, 这里的“自发发展”, 是一种基于地域基本情况的内生驱动力发展。但总体而言, 这仍或多或少带有一种建构主义式发展模式的色彩。而哈耶克所断言的“自发秩序的扩展”, 与从休谟到波普尔的“演进理性”的演化思想密切相关。该秩序的演进过程强调, 这种秩序的发展过程既应是自发的, 同时也应是不断演进的。这里的“自发”, 更多的强调的是主体间的理性选择与制度演化的非人为设计与构建的历史过程。简而言之, 即为理性的人与非理性的社会。

²² Yang, X. and Rice, 1994, R., An Equilibrium Model Endogenizing the Emergence of a Dual Structure between the Urban and Rural Sectors, Journal of Urban Economics, Vol. 25, p346-68.