1 中国收入分配差距的变动趋势和影响因素

王小鲁　　樊纲

在经济改革期间，特别是自 20 世纪 90 年代以来，我国城乡间、区域间、各社会阶层间的居民收入差距迅速扩大了。根据世界银行和其他中外研究者依据统计数据进行的计算，中国的基尼系数在 1980 年为 32.0，到 1984 年曾一度下降到 25.7，而后在 1990 年上升到 35.5，2001 年进一步达到了 44.7（世界银行，2004a；世界发展研究所，2004）。中国正在从一个收入较为平等的国家转变为一个收入差距非常大的国家。在世界银行 2005 年发展报告中列出数据的 120 个国家和地区中，按由低到高的顺序排列，中国的基尼系数列到了第 85 位，已经接近某些社会分化严重、经济增长停滞的拉美和非洲国家的水平。

收入分配状况恶化对社会公正提出了严重的挑战，而且将导致社会冲突增加，进一步可能影响经济增长。在世界银行报告中基尼系数高于或等于中国的 35 个国家中，32 个是拉美和非洲国家，其中在 2002—2003 年期间经济负增长（以人均 GDP 增长率计）的有 13 个，占所有 120 个国家和地区中经济负增长的国家（23 个）的 57%（世界银行，2004a）。这在某种程度上说明，在收入分

需要全本请访问 www.ertongbook.com

配差距悬殊的情况下，社会矛盾的激化可能导致经济陷入停滞，因此必须引起高度的重视。

本篇报告主要通过计量模型分析探讨下列问题：

1. 收入差距在中国的发展趋势如何？中国是否存在“库兹涅茨曲线”所描述的倒 U 形关系，即收入差距随着经济发展程度的提高而首先扩大，然后逐步缩小的现象？

2. 导致收入差距变动的因素是什么？有哪些因素导致收入差距扩大？哪些因素导致收入差距缩小？其背后的机制是什么？

3. 这些影响收入差距的因素能否通过政策手段加以改变？

一、文献回顾和理论假设

半个世纪前，库兹涅茨主要基于对美、英、德等国历史数据的分析提出了一个著名的论断：随着经济发展，发达国家的收入分配不平等状况经历了首先扩大而后逐渐缩小的趋势（Simon Kuznets，1955）。这意味着收入差距和经济发展水平（通常以人均 GDP 水平表示）之间存在着倒 U 形曲线关系，被后人称为“库兹涅茨曲线”。半个世纪来，这一发现引起了许多争论。一些经济学家以“库兹涅茨曲线”为论据，用以证明收入差距扩大是一个不得不忍受、而又不用过分操心的事情，认为经济增长最终会自发地导致更加公平的收入分配，或者说，效率最终会带来公平；另一些经济学家则通过理论或实证分析，对这种现象的存在提出了怀疑和挑战。

事实上，库兹涅茨本人并不认为收入差距会无条件地随经济发展而先上升后下降。相反，他认为这种收入差距变化是当时一系列经济、政治、社会和人口条件造成的，并对其中一些因素做了

认真的研究。他批评了两种观点，一种认为后来的发展中国家一定会在收入差距及其影响条件方面重复发达国家走过的道路，另一种认为当代发展中国家面临的是全新的问题，与发达国家经历过的历史过程毫无关系。他认为这两种观点都是不可取的，需要的是对这些历史的和现实的条件进行深入的研究。他并不认为发展中国家应当像早期资本主义那样听任收入差距扩大。他特别批评了那些关于不要‘惩罚性的累进税制和其他类似东西”,只要‘完全的自由市场”的观点，认为“这样的争辩是危险的”（Kuznets，1955.29）.

库兹涅茨重点探讨了几个因素对收入差距变动的影响。其中两个最重要而且互相关联的因素是工业化和城市化。他发现，在一定条件下农业人口向非农业和城市转移，会在一个阶段内导致收入差距扩大，但在随后的阶段会导致收入差距缩小。另一个影响因素是储蓄率变化。他指出,富人的储蓄率远远高于穷人,在工业化的早期阶段,储蓄大量转化为资本,从而为富人带来更多的资本收益,导致收入差距扩大。但后来的一些政府政策变化,例如针对富人的遗产税、针对资本的征税、政府采取的通货膨胀政策等，减弱了富人的资本积累速度，在某种程度上缩小了收入差距。人口也是一个影响因素。传统社会在进入工业化阶段时，人口变化会从高生育—高死亡模式，转向高生育—低死亡模式,首先导致低收入人群的人口负担加重,但随后会进入低生育一低死亡模式,有利于缩小收入差距。

库兹涅茨还指出，制度因素是导致收入差距变化的一个原因。他认为,通常在工业化早期,旧的制度框架难以避免独裁体制利用人口作为获取经济利益的炮灰，从而难以避免收入不平等扩大。而发达国家则普遍经历了大规模的民主化政治体制改革，有些甚至通过内战的方式实现了政治改革，从而跨越了这一收入分配差

距扩大的阶段。

在库兹涅茨之后，许多经济学家对收入差距问题进行了广泛的研究。20 世纪 70 年代，一些实证研究使用各国数据证明，库兹涅茨的“倒 U 形曲线”是存在的（例如 Paukert 1973，Ahluwalia 1976，Ahluwalia，Carter and Chenery 1976）。但一些更晚的研究，却对库兹涅茨现象是否存在提出了质疑。他们证明，至少在某些情况下，库兹涅茨曲线未必存在（例如 Deininger and Squire，1996）。事实上，根据库兹涅茨以后这半个世纪一些国家的数据来看，至少在部分发达国家，这一“倒 U 型曲线”的走势已不再延续。

表 1－1 将 24 个国家和地区分为几类，列出它们半个世纪以来的基尼系数变动情况。其中第一类是美国和西欧发达国家。这些国家的情况各不相同，美国在这半个世纪中，基尼系数明显上升。英国变化不大，而德国和法国都有明显下降。

第二类是北欧国家。这些国家在二战之后基尼系数都比较高，而在这半个世纪中都下降到相当低的水平。由于没有更早数据，不能确定是不是处于“倒 U 型曲线”的下降部分。

第三类是东亚和南亚国家和地区。其中日本和韩国情况接近，在某种程度上经历了类似库兹涅茨所描绘的收入差距先上升后下降的过程。中国台湾和香港地区以及新加坡和印度经历了基尼系数下降，不过香港的下降不很明显。中国大陆的情况相反，在实行计划经济时期基尼系数大幅度下降，而改革开放以后又大幅度上升。

第四类是东欧转轨国家。它们在经济转轨以后基尼系数都有不同程度的上升，但只有俄罗斯上升幅度很大，和中国情况相一致。

第五类是拉丁美洲国家。它们有的收入差距一直很大，有的中间经历过下降但后来又明显回升。

表 1-1 半个世纪以来各国和地区基尼系数的变动情况

国家(地区) / 年份	1950	1975	2000
美国	36.02	34.4	40.8
英国	35.6(1951,U)	37.6	36.0(1999)
德国	39.6(U)	30.6	28.3
法国	49(1956)	43	32.7(1995)
丹麦	40.1(1952,U)	27(1976,0)	24.7(1997)
挪威	40(1957,U)	31.9(1976,0)	25.8
瑞典	55.7(1951,U)	31.4	25.0
芬兰	41.1(1952,U)	26.4(1976)	26.9
日本	31(U)	34.4	30.3(1997)
韩国	34(1953,U)	39.1(1976)	31.6(1998)
中国	55.8(1953)	26.6	44.7(2001)
中国台湾	55.8(1953,U)	30.7,28(1976,0)	31.9(1997,N)
中国香港	47(1957)	40.9(1976)	43.4(1996)
新加坡	50(1966,U)	45(0)	42.5(1998)
印度	41(U)	40.5	32.5
巴基斯坦	34.7(1963)	35.7	33.0(1999)
俄罗斯		24(1988)	45.6
捷克	23.9(1958,N)	20.7(1976,N,CSK)	25.4(1996)
波兰	27.0(1956,U)	25.8(1976,N)	31.6(1999)
保加利亚	22.5(1963)	17.8	31.9(2001)
巴西	53.54(1960)	35.2	59.1(1998)
智利	45.6(1968)	53.2(1980)	57.1
阿根廷	41.2(1953,U)	35.3(1972,0)	52.2(2001)
委内瑞拉	42(1962)	43.6(1976)	49.1(1998)

注 (1)括号中的年份是实际调查年份；(2)所有基尼系数都根据收入计算，其中括号中标有'N'的是根据纯收入计算，标有'U'的为不明收入类别，未注明的全部是根据毛收入计算。

资料来源：UNU.WIDER (2005).世界银行(2005)

需要全本请访问 www.ertongbook.com

以上情况说明,即使对库兹涅茨讨论过的发达国家来说,收入差距也并不是在经历了上升阶段以后无条件地持续下降或继续保持较低的收入差距。美国在最近二三十年就经历了收入差距的明显回升。发展中国家和地区的情况也很不同。其中有些似乎经历了类似库兹涅茨描述的倒 U 型阶段,但看来这种情况有可能更适用于处于经济起飞过程的发展中国家和地区,但即使对于处在这个阶段上的国家和地区,是否普遍适用,也是值得讨论的。

有些研究者还进一步指出,收入分配反过来对于经济增长有非常重要的影响,严重的收入不平等现象会阻碍经济增长(Galor and Zeira 1993, Bourguignon 2003)。而在经济停滞的状况下,贫困和收入不平等的问题又变得更加难以解决,如同在撒哈拉以南非洲和某些拉丁美洲国家发生的那样,陷入所谓"拉美陷阱"。因此,人们必须面对社会收入分配不公平的现实,解决公平问题,而不能等待社会公平的自发到来。

世界银行近年来的若干研究报告指出,经济增长在减少贫困方面发挥着决定性的影响,但其效果在不同的国家有很大的差别。同时,经济增长在减少收入差距方面没有表现出明显的作用。相反,过大的收入差距的确会导致频繁的社会冲突,会直接影响经济增长。因此,对于消除贫困和减小过大的收入差距来说,经济增长是必要的,但仅有经济增长是不够的(World Bank, 2001, 2003, 2004)。

Bourguignon(2003)认为,贫困、增长和收入分配之间构成了一个互相影响的三角形关系。经济增长本身能够减少绝对贫困,但其本身未必能改变收入分配。同时,经济增长还改变着人们的社会关系,导致或推迟制度及政策变化,从而影响收入分配。通过政府政策的改变则有可能既减少绝对贫困,又减少收入分配差距。他指出,经济增长以及与之相伴的分工、价格变化,以及要素回报

率的相对变化,并不总是导致倒 U形收入差距曲线。这说明每个国家形形色色的不同特征影响着收入分配，也说明各国采取的不同政策对收入分配有重要影响。

Acemoglu 和 Robinson(2002）指出，发展带来的不平等引起政治不稳定和社会冲突，进一步将导致民主化的政治改革，并带来收入再分配，这是使收入分配不平等减少的原因。他们还指出，有两类国家可能不通过这种发展路径，因而也不发生收入分配先升后降的“库兹涅茨现象”：一类像某些东亚国家，始终保持低收入差距和高经济增长；另一类像某些非洲国家和菲律宾，在低的社会流动性的条件下，长期地保持高收入差距和低经济增长，甚至收入差距持续扩大，但长期不发生政治改革。

依据上述理论和实证研究,我们不妨假设,收入差距之所以在某些国家的某些发展阶段呈现先上升后下降的变动趋势，是若干与收入水平有关的其他变量作用的结果。在一定发展阶段上，某些导致收入差距扩大的因素常常占据主导地位；而在更高的发展阶段上，某些导致收入差距缩小的因素可能转而占据主导地位。这样就不但摆脱了收入差距变动的宿命论观点，而且也解释了为什么库兹涅茨‘倒 U型曲线”并不总是对所有国家适用。

如果上述假设成立，那么我们就必须回答：我国收入差距的变化受哪些因素的影响？其中哪些因素导致收入差距扩大，哪些因素导致收入差距缩小？例如市场化改革是否导致收入差距扩大？其他一些制度要素在这方面的作用是什么？财政转移支付、社会保障等方面的社会政策措施，以及教育和基础设施条件的改善是否能够有效地缩小收入差距？

根据以上讨论,我们可以认为,除了上面涉及的人均收入水平或者人均 GDP水平,以下 4类因素对收入差距可能有影响。因此，本文后面的部分将使用分省的面板数据模型对这些关于影响

因素的假设进行检验。

第一类是经济增长和发展方面的因素。一般认为，经济效率和社会公平是一对矛盾。在强调经济效率的情况下，经济发展较快，但社会公平可能受到忽视。另一方面，经济发展通常起到普遍增加收入、增加就业、减少贫困的作用。因此这些因素的作用方向是不确定的。在这方面，本项研究考虑的变量有经济增长率、投资率(投资占 GDP 的比重)、引进外资程度(外商和港澳台商直接投资占固定资产投资的比重)、外贸依存度(按目的地和货源地计算的进出口总额占 GDP 比重)、城市化率、城镇登记失业率等。关于城市化，库兹涅茨曾指出，人口从农业部门和农村向非农业部门和城市的迁移，可能首先导致城市低收入阶层扩大，因而城市收入差距扩大；但随后迁入者或者其后代的收入将逐渐提高。同时，迁移将减少农业和农村低收入人口，有助于缩小收入差距。在我国，由于农村劳动力严重剩余、城乡差距巨大，城市化对缩小收入差距的作用可能更加突出。至于城镇失业率，它从反面反映了城镇经济发展和就业机会增加的情况。以上这些数据都来自国家统计局历年《中国统计年鉴》，以下未注明出处的数据也为同一来源。

第二类因素是收入再分配和社会保障。通常认为，政府主导的收入再分配能够有效地减少收入差距，但也有人担心收入再分配的有效性以及它对经济效率的影响。本文中一个待检验的变量是按人均水平计算的中央对地方财政的净转移支付。由于中央对地方的税收返还在事实上执行了转移支付的功能，而且在数量上占主要部分，因此作者基于各省的财政贡献和税收返还计算了各省人均转移支付的净水平。不过有两点值得注意：其一，净转移支付可能对减少地区间的收入差距有作用，但对减少区域内部的收入差距是否有效还需要检验；其二，我国的财政转移支付还不够制度化，特别在功能设计上不够清楚，对用途的监督不够有力，有

可能削弱了其减少收入差距的作用。

其他待检验的变量还有基本养老保险、失业保险和医疗保险的覆盖率。但目前各类保险体系尚在建立过程中，还很不完善，它们在减少收入差距方面的作用如何还有待观察。

第三类因素是公共产品和基础设施的提供。许多文献强调公共教育对于缩小收入差距的积极影响。因为教育的普及能够提高中低收入居民的人力资本存量，增强他们的就业和收入能力。另外，交通和通讯等基础设施的普及也可能给中低收入居民带来更多的就业机会和发展机会。本文考虑的变量有人均教育水平（用6岁以上人口教育年限表示）、按分省国土面积计算的公路和铁路线路分布密度以及电话普及率（根据国家统计局数据计算）。

第四类是制度方面的因素。所有制结构显然是一个重要影响因素。中国和其他从计划经济体制转向市场经济体制的转轨国家都在经历着从一个以公有制为基本制度转向至少部分私有制的过程。在市场经济中，财产是获得收入的重要手段，财产的私有化无疑会导致财产分布不均，因此必然导致收入差距扩大。但是另一方面，不少文献也指出，市场的发展可能有助于削减收入差距（世界银行,2003a）。中国在20世纪80年代进行的农村市场化改革曾经迅速提高了农村居民收入，从而明显缩小了城乡差距。在市场化发展比较充分的一些地区，由于非国有经济发展态势较好，为当地和外来从业者提供了大量就业机会，减少了失业和贫困。相反,在某些非国有经济欠发展的地区,由于经济增长乏力、就业机会不足，城镇失业和乡村劳动力剩余成为导致贫困和收入差距扩大的重要原因。在这项研究中，作者使用了中国改革基金会国民经济研究所历年公布的分省市场化指数，检验它对收入差距的作用。

在缩小收入差距的制度因素方面，一些研究指出，减少劳动力流动的障碍，促进“农民工”进城，对减少城乡差距会有积极的影

响。本文使用了劳动力流动的指标（城镇中的农村劳动力占农村从业人数的比重）来检验这方面的影响。不过，由于本研究使用的是分省数据，而农村流动劳动力中的相当部分是跨省流动，后者的作用难以从数据中反映出来。

另外，也有不少研究指出，政府对经济的不适当干预、收入分配的非制度化和政府腐败导致了收入差距的扩大。这是因为在权力垄断资源分配的情况下，少数人可以不通过市场竞争，而是通过寻租行为暴富。在这方面，本文使用了政府对企业的干预程度（用企业家与政府部门和人员打交道的时间比例表示）、企业的税外负担（用企业付出的各种收费和摊派占企业销售收入的比例表示）和灰色收入指数这三个变量进行检验。前两个变量数据来自对企业的抽样调查（见樊纲、王小鲁，2001、2003、2004），灰色收入指数由作者计算，原始数据来自国家统计局（1997—2004）[①]。

二、模型验证：库兹涅茨曲线在中国是否存在

中国经济体制改革只进行了 20 多年，其中还有不少年份数据不全。基于这些有限年份的数据，很难对涉及收入差距的各变量

①在本文中，灰色收入是指收入所得者本人不愿公开的收入，用来从一个角度反映腐败程度。灰色收入可能与害怕“露富”的心理有关，因此并不等于非法收入，但它又必然与后者有密切的关系。当政府官员腐败、企业和个人偷漏税、走私、行贿受贿等现象普遍存在时，灰色收入必然增加，而这必然导致收入差距扩大和分配不公。由于消费与收入关系密切，并占收入的主要部分，作者通过以下方法近似推算各省市的灰色收入指数：以国家统计局计算的各省市自治区 GDP 核算账户的最终居民消费为实际消费，以国家统计局城乡居民收支抽样调查得到的居民消费和人口数推算各省市居民的报告消费；以报告消费低于实际消费的部分占实际消费的百分比近似反映灰色收入占收入的比例。定义如下：灰色收入指数 =（最终居民消费一调查住户消费）／最终居民消费 ×100%。一个地区灰色收入指数高，可能反映那里的腐败现象比较严重。

互动关系作出趋势性的分析。为了在数据有限的条件下对上述问题作出回答,作者使用 1996—2002 年期间我国 30 个省、直辖市、自治区(以下简称为省)的年度数据,通过面板数据(panel data)模型方法，对收入差距的变动及其影响因素进行检验。尽管不同的省市自治区之间情况有相当大的差别，但由于共同的中华民族历史和文化传统，共同的经济体制、改革经历和政策环境，和共同的市场等条件，它们的发展轨迹至少是近似的。这就是说，相对发达省份的今天，可能在一定意义上就是相对落后省份的明天。因此，采用面板数据模型检验收入差距变动趋势应当是可行的，而且合并 30 个省的横断面数据和数年的时间序列纵向数据，就可能大大扩展样本量，从而使模型分析可行。

在比较理想的情况下，我们希望使用城乡统一的分省基尼系数代表各省的收入差距，并对之进行模型检验。但现有的分省基尼系数是根据国家统计局城镇和乡村居民家庭收入抽样调查分别计算的，因而只能对城镇和乡村的收入差距状况分别进行检验。另外，分城乡的基尼系数不能反映城乡居民间的收入差距，而这恰恰是收入差距的一个最重要方面。为了弥补这个缺陷，作者用各省城镇居民人均可支配收入和乡村居民人均纯收入的比值来代表城乡收入差距。

作者首先使用一组非线性模型来验证我国城镇居民的收入差距是否与经济发展水平相关，是否存在如库兹涅茨所描述的倒 U 型关系。在模型 1.1 中，作者使用分省的城镇居民收入基尼系数作为被解释变量，用各省的人均 GDP 及其二次项作为解释变量。但该模型所描绘的是一种上升段与下降段对称的倒 U 型曲线。根据国外经济学界一些实证分析，基尼系数与人均 GDP 之间的关系通常呈非对称形态（见图 1－1）。我国某些分省、分年度面板数据的函数图像似乎也在某种程度上呈现类似形态（见图 1－2），其

需要全本请访问 www.ertongbook.com

中不同年份的人均 GDP 已经换算为 1996 年不变价格)。

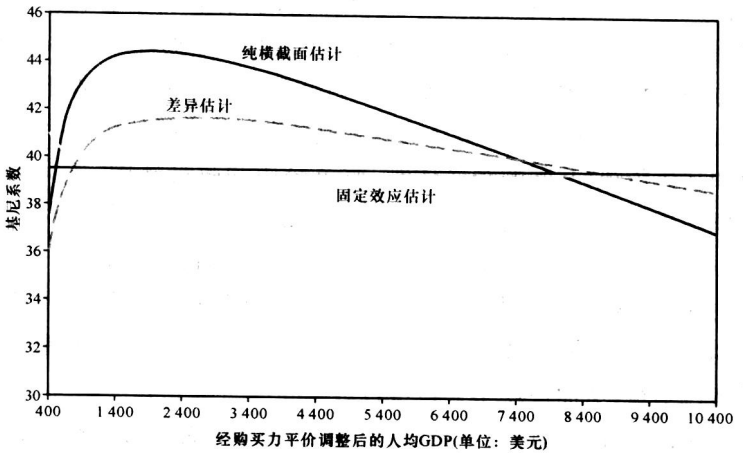

图 1-1　用跨国家数据估计的库兹涅茨曲线

资料来源：Deininger and Squire (1996)。

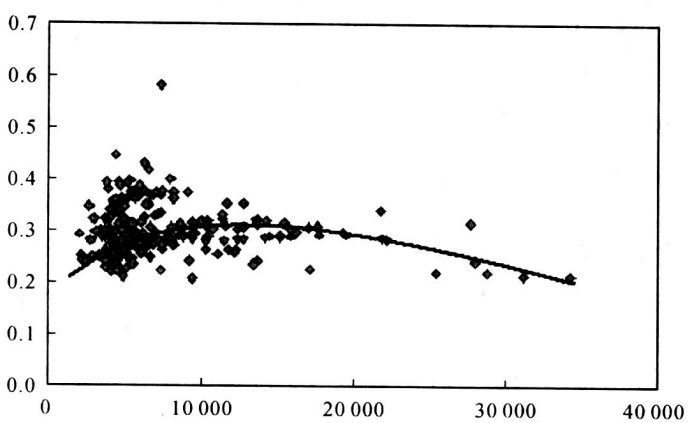

图 1-2　中国分省乡村收入基尼系数与人均 GDP 的关系(1996—2002 年)

资料来源：根据国家统计局不同年份数据计算和绘制。

考虑到上述情况，作者同时也定义了含有二次项的准对数函数模型(1.2)用以进行选择性检验。后者更接近图 1和图 2 的曲线形态。两种模型如下：

$$Gu_{it} = C_i^u + a_1 Y_{it} + a_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it}^u \quad (1.1)$$

$$Gu_{it} = C_i^u + a_1 \ln Y_{it} + a_2 (\ln Y)_{it}^2 + \varepsilon_{it}^u \quad (1.2)$$

其中 Gu_{it}是第 i 省第 t 年的城镇基尼系数，Y_{it}是第 i 省第 t 年的人均 GDP，C_i^u是对应于 i 省的截距，ε_{it}^u是误差项。以上函数形式适用于固定效应模型。对于随机效应模型，上式中的 C_i^u应换为 C^u，下同。

与上述两种模型相对应的乡村居民收入差距模型和城乡收入差距模型如下：

$$Gr_{it} = C_i^r + b_1 Y_{it} + b_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it}^r \quad (2.1)$$

$$Gr_{it} = C_i^r + b_1 \ln Y_{it} + b_2 (\ln Y)_{it}^2 + \varepsilon_{it}^r \quad (2.2)$$

$$RUD_{it} = C_i^d + c_1 Y_{it} + c_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it}^d \quad (3.1)$$

$$RUD_{it} = C_i^d + c_1 \ln Y_{it} + c_2 (\ln Y)_{it}^2 + \varepsilon_{it}^d \quad (3.2)$$

其中 Gr_{it}是第 i 省第 t 年的乡村基尼系数，RUD_{it}是 i 省 t 年的城乡人均收入差距。

根据回归结果，三组模型的拟合曲线都在某种程度上表现出逐渐上升但同时下弯的特征。其中准对数模型（即模型 1.2、2.2 和 3.2）的 R 平方都高于普通二次函数模型。因此后者可能更好地反映了收入差距变动的趋势(见表 1-2)。

根据准对数模型的结果，各模型的一次项估计系数都达到了很高的统计显著性，但只有乡村收入差距模型的二次项估计系数统计显著。结果显示，如果其他条件不变，我国城镇和乡村居民收入差距，以及城乡间的收入差距都将在相当长的时期内随人均 GDP 水平的上升而继续保持上升态势（尽管边际上升递减）。对

表 1-2　城镇收入差距模型回归结果（固定效应）

变量	模型 1.1	模型 1.2	模型 2.1	模型 2.2	模型 3.1	模型 3.2
因变量	城镇基尼系数 *Gu*		乡村基尼系数 *Gr*		城乡收入差距 *RUD*	
Y(人均 GDP)	1.98*E*-3		2.39*E*-3		6.08*E*-5	
	(10.765**)		(6.273**)		(3.423**)	
Y^2	−3.52*E*-08		−5.67*E*-8		−6.71*E*-10	
	(−6.467**)		(−5.044**)		(−1.235)	
ln*Y*		27.878		85.225		−1.228
		(2.174*)		(3.067**)		(−1.053)
$(\ln Y)^2$		−0.955 4		−4.210		0.091 4
		(−1.325)		(−2.695**)		(1.376)
C(截距)	13.757	−144.942	16.126	−393.023	2.263 2	6.378
	(13.161**)	(−2.543*)	(7.465**)	(−3.182**)	(23.39**)	(1.246)
R^2(组内)	0.482 9	0.546 0	0.187 1	0.215 4	0.118 1	0.123 6

注：括号中为 t 值，附有 * 号者统计显著水平为 5%，** 号者统计显著水平为 1%。

城镇居民收入差距来说，能否在达到某个最高点后转向下降，并不明确。即使我们相信二次项系数的估计值，城镇居民收入差距达到最高点并转为逐渐下降，也将是在极其遥远的未来。乡村居民收入差距下弯的趋势比较明确，但也要到人均 GDP 达到 2.5 万元时才能达到最高点。而城乡收入差距曲线则收敛于一个最高点而不再下降。考虑到模型的 R 平方不高，同时模型分析所使用的样本人均 GDP 水平绝大多数在 2 万元以下，其中高端数据非常有限，因此，模型预测结果的误差将随人均 GDP 上升而上升，对遥远未来的预测不能单纯以此为凭据。

上述结果提示，城镇和乡村收入差距的变动趋势在数学意义上具有库兹涅茨曲线的特征，而城乡收入差距变动曲线只近似具

有其上升段的特征。但是从现实角度出发，它们的下降阶段都不能确证。

三、模型验证：哪些因素影响收入差距

根据本文第一部分关于影响收入差距的 4 类因素的讨论，作者以前面使用的 3 组模型为基础进行扩展，进一步检验有哪些因素对收入差距发生影响。检验仍然分为普通二次函数（模型 1.3、2.3、3.3）和准对数二次函数（模型 1.4、2.4、3.4）两种形式进行。为节省篇幅，前者省略。下面是准对数收入差距模型（固定效应模型）的函数式：

$$\begin{aligned} Gu_{it} = {} & C_i^u + a_1 \ln Y_{it} + a_2 (\ln Y)_{it}^2 + a_3 YR_{it} + a_4 RI_{it} + a_5 RFI_{it} \\ & + a_6 OPEN_{it} + a_7 URB_{it} + a_8 UEM_{it} + a_9 TRP_{it} \\ & + a_{10} RPES_{it} + a_{11} RUEM_{it} + a_{12} RMED_{it} + a_{13} RWD_{it} \\ & + a_{14} HWD_{it} + a_{15} TEL_{it} + a_{16} ED_{it} + a_{17} MKT_{it} \\ & + a_{18} LM_{it} + a_{19} GI_{it} + a_{20} EB_{it} + a_{21} GY_{it} + \varepsilon_{it}^u \end{aligned} \quad (1.4)$$

$$\begin{aligned} Gr_{it} = {} & C_i^r + b_1 \ln Y_{it} + b_2 (\ln Y)_{it}^2 + b_3 YR_{it} + b_4 RI_{it} + b_5 RFI_{it} \\ & + b_6 OPEN_{it} + b_7 URB_{it} + b_8 UEM_{it} + b_9 TRP_{it} \\ & + b_{10} RPES_{it} + b_{11} RUEM_{it} + b_{12} RMED_{it} + b_{13} RWD_{it} \\ & + b_{14} HWD_{it} + b_{15} TEL_{it} + b_{16} ED_{it} + b_{17} MKT_{it} \\ & + b_{18} LM_{it} + b_{19} GI_{it} + b_{20} EB_{it} + b_{21} GY_{it} + \varepsilon_{it}^r \end{aligned} \quad (2.4)$$

$$\begin{aligned} RUD_{it} = {} & C_i^d + c_1 \ln Y_{it} + c_2 (\ln Y)_{it}^2 + c_3 YR_{it} + c_4 RI_{it} + c_5 RFI_{it} \\ & + c_6 OPEN_{it} + c_7 URB_{it} + c_8 UEM_{it} + c_9 TRP_{it} \\ & + c_{10} RPES_{it} + c_{11} RUEM_{it} + c_{12} RMED_{it} + c_{13} RWD_{it} \\ & + c_{14} HWD_{it} + c_{15} TEL_{it} + c_{16} ED_{it} + c_{17} MKT_{it} \\ & + c_{18} LM_{it} + c_{19} GI_{it} + c_{20} EB_{it} + c_{21} GY_{it} + \varepsilon_{it}^d \end{aligned} \quad (3.4)$$

其中，Gu 和 Gr 分别是城镇和农村基尼系数，RUD 是城乡人均收入比例 YR 是经济增长率，RI 是投资率，RFI 是外资比重，$OPEN$ 是外贸依存度，URB 是城市化率，UEM 是城镇登记失业率，TRP 是人均转移支付，$RPES$ 是养老保险普及率，$RUEM$ 是失业保险普及率，$RMED$ 是医疗保险普及率，RWD 是铁路线路密度，HWD 是公路线路密度，TEL 是电话普及率，ED 是人均受教育年数，MKT 是市场化指数，LM 是农村劳动力流动率，GI 是政府干预度，EB 是企业非税负担，GY 是灰色收入指数，ε^u、ε^r、ε^d 分别是城镇、乡村、和城乡收入差距模型的误差项，C^u、C^r、C^d 分别是三个模型的常数项，下标 i 代表省份，t 代表年份。

关于数据，有几个问题需要说明。

第一，关于收入差距，数据来自国家统计局的城乡居民家庭收入调查。但是如果将该调查的城乡居民分组收入水平和消费水平，与我国 GDP 核算账户中的居民最终消费水平数据进行换算比较，会发现调查的居民收入水平可能偏低。进一步对照某些个案调查数据，可以发现高收入组居民的收入水平偏低更明显。其原因，可能是一部分高收入居民不愿意提供真实收入数据。对于大规模抽样调查来说，这种困难是很难避免的。这将影响到收入差距数据的真实度和模型分析结果的准确度，但目前还没有更好的数据可以代替。考虑到作者使用的是分省数据，如果假定这种数据误差在一定时期内、在各省都普遍存在，那么虽然收入差距的绝对数值普遍偏低，但这些数据的横向和纵向比较仍然是有意义的，因此，使用这些数据进行模型分析仍然是可以接受的。

第二，关于市场化指数，原数据分为 1997—1999、1999—2000、2000—2002 年 3 个阶段使用不同的基期年份计算，并且曾对指标体系作过一些调整，因此，原来的分年度数据只在阶段内具

有可比性。这次作者采用套接的方式对历史数据作了统一处理，使得不同年份的数据大致具有了可比性。对空缺的 1996 年数据，采用了线性外推的方式作了补充。

第三，模型中使用的 GI 和 EB 两个变量在计算市场化指数时也用到了，因此严格地说，这两个变量与 MKT 变量之间可能存在某种程度上的共线性。但事实上计算市场化指数总共使用了 20 多个指标，上述两个指标在市场化指数中的权重很小，这种轻微的共线性问题不会对模型结果发生重大影响。

第四，某些其他变量（例如个别年份的医疗保险普及率等）也存在数据不全的问题，对此作者也采用了线性外推的方式做了补充。对于个别省份个别年份数据空缺的情况，分别根据情况或者采用前后年份的平均值代替，或者采用情况相近省份数据代替。这些数据处理方式必然会在某种程度上影响数据的准确度。但如果不进行这样的处理，就必然要为个别数据的空缺而舍弃相当部分年份和相当部分省份的数据，使样本的自由度大大降低，影响模型估计结果的准确度。利弊相权，作者采用的方法是可取的。

为了比较函数形式的适用性，作者对每一模型所对应的普通二次函数形式也进行了检验。比较的结果表明，准对数函数在总体上优于普通二次函数，因此，作者采用准对数函数的结果。此外，对每一模型都进行了 Hausman 检验，以确定采用固定效应模型还是随机效应模型。检验结果表明，只有模型 2.4 接受随机效应模型和固定效应模型无系统差异的原假设，故采用随机效应模型的结果，其余两个模型均采用固定效应模型的结果。

考虑到收入差距数据准确度不够高，从而可能影响估计结果显著性，作者采用 10% 统计显著性作为可接受的标准。 t 值过低的变量已从模型中删除。模型的回归结果如下，全部检验结果见

需要全本请访问 www.ertongbook.com