

发展战略、城市化 与中国城乡收入差距*

陈斌开 林毅夫

摘要：从政府发展战略的视角，研究中国城市化滞后、城乡收入差距持续扩大的原因，结果发现，旨在鼓励资本密集型部门优先发展的政府战略，造成城市部门就业需求的相对下降，进而延缓城市化进程，农村居民不能有效地向城市转移，城乡收入差距扩大。以技术选择指数作为政府对资本密集性部门政策倾斜程度的度量指标，利用 1978—2008 年中国省级面板数据，对理论假说进行了实证检验。研究还发现，中国城乡收入差距在经济发展过程中呈现出先下降、后上升的 U 型规律。

关键词：发展战略 重工业 城市化 城乡收入差距

作者陈斌开，中央财经大学经济学院副教授（北京 100081）；林毅夫，北京大学国家发展研究院教授（北京 100871）。

一、引言

城乡收入差距扩大和城市化滞后是当前中国面临的两大重要挑战。改革开放以来，中国的城乡收入比由 1985 年的 2.1 上升至 2009 年的 3.3，上升幅度超过 50%。^①如果把实物性收入和补贴都算作个人收入的一部分，中国可能属于世界上城乡收入差距最大的国家之列。^②与此同时，中国城市化进程远远滞后于其经济发展水平和工业化进程。^③2009 年，中国第一产业增加值占 GDP 的比重为 10.3%，但农村人

* 本文得到国家自然科学基金（批准号：71003112，71273289）、教育部“新世纪优秀人才支持计划”、国家社科基金重大招标项目（批准号：09&ZD020，12&ZD028），北京市社会科学基金项目（批准号：12JGB069）以及中央财经大学“青年科研创新团队”的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性建议。文责自负。

① 中华人民共和国国家统计局编：《中国统计年鉴 2010》，北京：中国统计出版社，2010 年，第 352、363 页。城乡收入分别指城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入。

② 李实：《中国个人收入分配研究回顾与展望》，《经济学季刊》2003 年第 2 卷第 2 期。

③ 杨宜勇：《城市化创造就业机会与城市就业空间分析》，《管理世界》2000 年第 2 期。

口占总人口的比重却依然高达53.4%。^①中国城乡收入差距持续恶化的原因何在?城市化水平为何远远滞后于经济发展水平?城乡收入差距扩大与城市化滞后的关系是什么?本文试图基于中国的现实数据,为这些问题提供一个逻辑一致的解释。

关于中国城乡收入差距的文献汗牛充栋,大量研究都表明,城市偏向的政府政策是城乡收入差距快速扩大的主要原因之一。陆铭和陈钊将引起中国城乡收入差距扩大的原因归结为城乡分割的行政管理制度、城市偏向型的经济和社会政策。^②陈斌开等人的研究发现,近年来我国城乡收入差距扩大与城市偏向的教育经费投入政策有很大关系。^③同时,政府农副产品价格控制、不合理的税费负担、城乡劳动力市场分割、歧视性的社会福利和保障体系等城市偏向型政策,也是城乡收入扩大的重要影响因素。^④然而,为什么政府要推行城市偏向型的歧视性政策?

林毅夫等人的研究发现,中国众多城市偏向型政策都根源于政府优先发展重工业的战略。^⑤蔡昉和杨涛以及Kanbur和Zhang等人的研究也发现,这一战略及其衍生的一整套政府干预政策是中国城乡收入差距扩大的重要原因。^⑥林毅夫和刘明兴利用中国省级面板数据,对改革开放以来发展战略与城乡消费差距二者关系的实证研究发现,中国各地区所选择的发展战略直接影响本地区的城乡消费差距。^⑦林毅夫和刘培林利用跨国数据,实证检验了发展战略与收入分配的关系,发现重工业优先发展战略将导致更高的收入不平等。^⑧遗憾的是,这些文献都没有对重工业优先发展战略影响收入差距的机制进行深入探讨。^⑨

本文基于1978—2008年中国29省市自治区的纵列数据样本,不仅着力于研究

-
- ① 中华人民共和国国家统计局编:《中国统计年鉴2010》,第39、95页。
 - ② 陆铭、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》2004年第7期。
 - ③ 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱:《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》2010年第1期。
 - ④ D. T. Yang, "Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China," *The American Economic Review*, vol. 89, no. 2, 1999, pp. 306-310.
 - ⑤ 林毅夫、蔡昉、李周:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海:上海三联书店、上海人民出版社,1994年。
 - ⑥ 蔡昉、杨涛:《城乡收入差距的政治经济学》,《中国社会科学》2000年第4期;蔡昉:《城乡收入差距与制度变革的临界点》,《中国社会科学》2003年第5期;R. Kanbur and X. Zhang, "Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform and Openness," *Review of Development Economics*, vol. 9, no. 1, 2005, pp. 87-106.
 - ⑦ 林毅夫、刘明兴:《中国经济的增长收敛与收入分配》,《世界经济》2003年第8期。
 - ⑧ 林毅夫、刘培林:《经济发展战略与公平、效率的关系》,《经济学季刊》2003年第2卷第2期。
 - ⑨ 重工业优先发展战略主要是指政府优先发展钢铁及其它金属冶炼、汽车等交通运输设备制造、采矿、石油化工、电力生产等资本密集型重工业。

政府发展战略与城乡收入差距的关系，还将进一步分析重工业优先发展战略影响收入差距的机制。我们认为，如果政府推行重工业优先发展战略，资本密集型产业的发展将导致城市就业需求的相对下降，进而延缓城市化进程。与此同时，城市吸纳劳动力的减少将导致农村居民无法有效向城市转移，在土地规模报酬递减的经济约束下，这意味着农村收入水平下降，城乡收入差距扩大。虽然 Lin 和 Chen 从理论上对上述机制进行了分析，但尚未有文献对这个理论框架展开实证研究。^① 本文将在综述理论文献的基础上，从实证角度系统地研究政府发展战略和城乡收入差距的关系，并分析其核心作用机制——城市化。

现有城市化研究的文献主要强调城市规模报酬递增的特性，侧重于分析城市化、产业集聚与经济增长之间的关系，^② 对城市化与收入差距的关系则相对关注较少。陆铭、陈钊研究了城市化对城乡收入差距的影响，发现城市化推进有利于缩小城乡收入差距，城市化水平滞后、城乡收入差距扩大的主要原因在于城市偏向的经济和社会政策。^③ 他们还从政治经济学角度，研究了城市偏向型政策持续存在的原因。^④ 然而，现有文献尚未对这些政策产生的原因进行深入探讨。本文认为，政府的重工业优先发展战略是中国城市化滞后、城乡收入差距居高不下的根本原因，影响中国城市化和城乡收入差距的一系列制度安排与政策措施（如户籍制度等）都内生于这一发展战略。需要指出的是，中国政府在新中国成立初期选择重工业优先发展战略有其特定的国际环境和历史条件。在战争威胁尚未完全消除的国际大环境下，国防建设是关乎国家兴衰存亡的重要问题，大力发展与国防密切相关的重工业产业有其历史的合理性。然而，重工业优先发展也在客观上造成了国内农业、轻工业与重工业在结构上的紧张关系，进而影响到中国的城市化进程和城乡收入分配。

本文结构安排如下：第二部分基于历史视角探讨政府发展战略、城市化与城乡收入差距的关系，分析影响中国城市化、城乡收入差距的各种制度安排和政策措施产生的历史原因，并在此基础上提出本文的理论假说；第三部分构建检验理论假说的实证模型；第四部分利用 1978—2008 年中国 29 省市自治区的纵列数据样本，实证检验重工业优先发展战略与城乡收入差距的关系；第五部分进一步研究政府发展

① J. Y. Lin and B. Chen, "Urbanization and Urban-Rural Inequality in China: A New Perspective from the Government's Development Strategy," *Frontiers of Economics in China*, vol. 6, no. 1, 2011, pp. 1-21.

② C. C. Au and J. V. Henderson, "Are Chinese Cities Too Small?" *The Review of Economic Studies*, vol. 73, no. 3, 2006, pp. 549-576; 陆铭、陈钊：《中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚》，上海：上海三联书店、上海人民出版社，2006 年。

③ 陆铭、陈钊：《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》，《经济研究》2004 年第 7 期。

④ 陈钊、陆铭：《从分割到融合：城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》，《经济研究》2008 年第 1 期。

战略、城市化与城乡收入差距的逻辑关系，分析其作用机制；第六部分是结束语。

二、发展战略、城市化与城乡收入差距：理论假说

新中国成立初期，在西方国家经济封锁和政治孤立的背景下，为了国防等方面需要，中国选择了重工业优先发展战略。然而，重工业的核心特征是资本需求大，劳动需求少，这与中国劳动力富余、资本稀缺的资源禀赋特征不匹配。经典国际贸易理论表明，发展重工业不符合当时中国经济的比较优势。因此，重工业产业难以在市场经济的方式下发展起来，要实现重工业优先发展就必须通过政府干预的方式来进行。在劳动力市场上，由于重工业吸纳劳动力较少，城市就业压力很大。

为缓解城市就业压力、维护社会稳定，同时考虑到农业对重工业优先发展的基础性作用，政府通过建立城乡隔绝的户籍管理制度，严格控制农村人口向城市转移。在1954年中国颁布的第一部宪法中，公民依然享有“迁徙和居住的自由”，然而，随着重工业优先发展战略的快速推进，居民城乡间自由迁徙的权利被逐步取消。1955年6月，国务院发布《关于建立经常户口登记制度的指示》，规定全国城市、集镇、乡村都要建立户口登记制度，开始统一全国城乡的户口登记工作。在“赶英超美”的1956年和1957年，国家连续颁发9个限制和控制农民流入城市的文件。^①自1958年开始“大跃进”后，中国颁布了《中华人民共和国户口登记条例》，政府开始对人口自由流动实行严格管制，明确将城乡居民区分为“农业户口”和“非农业户口”两种不同户籍，1975年修改宪法，正式取消有关迁徙自由的规定，建立了城乡分割的户籍制度。

重工业企业高度资本密集的特征决定了其吸纳就业能力的有限性，不仅无法带动农村劳动力向城市转移，甚至连城市居民就业都无法保证。在此背景下，政府不得不向受保护的国有企业安排冗员，以缓解城市就业压力。然而，仅依赖国有重工业企业难以解决农业社会加速工业化进程中大规模的城市就业问题，为此，中国政府从1950年代中期开始，以知识青年“上山下乡”的方式不断把城市人口转移到农村。^②在重工业优先发展战略的推行过程中，有近两千万青年劳动力以这种方式转移到了农村。

① 参见赵德馨：《中华人民共和国经济专题大事记（1949—1966）》，郑州：河南人民出版社，1985年；张玉林：《迁徙的自由是如何失去的——关于1950年代中期的农民流动与户籍制度》，王思明主编：《20世纪中国农业与农村变迁研究》，北京：中国农业出版社，2003年。

② 温铁军：《我们是怎样失去迁徙自由的》，《中国改革》2002年第4期。1968年，《人民日报》发表《我们都有两只手，不在城市吃闲饭》的文章，鼓励知识青年“上山下乡”，从侧面印证了当时城市就业困难的现实。

重工业优先发展战略导致的这种逆向的城市化运动,对中国城市化进程和城乡收入差距产生了深远的影响。重工业优先发展直接导致城市就业吸纳能力的下降,阻碍了城市化进程,导致中国城市化水平严重滞后于工业化水平。同时,由于重工业企业不符合本国比较优势,在自由竞争的市场上,重工业企业无法获得正常利润,缺乏自生能力,^①其生存只能依赖政府补贴,也就难以有效地带动相关产业的发展,形成产业集聚。在这种情形下,城市最核心的优势——在生产专业化水平不断提高基础上形成的规模经济——基本丧失,城市的“向心力”小于“离心力”,^②城市化进程缓慢。改革开放以来,这两种作用机制依然持续存在,但由于不同地区受重工业优先发展战略影响程度不同,其城市化进程也有所差异。

重工业优先发展战略导致中国城市化进程受阻,这意味着农村人口难以向城市转移,造成大量劳动力不得不滞留农村。然而,农业生产依赖于土地,土地的基本经济特性是规模报酬递减,当大量劳动力滞留在农村时,土地的边际产出和平均产出必然下降,农村的平均收入水平也将因此而下降,这正是刘易斯二元经济的基本逻辑。^③因此,城市化进程缓慢将导致农村居民收入水平下降,城乡收入差距扩大。重工业优先发展战略还可能通过其他渠道影响到城乡收入差距。首先,因重工业优先发展战略而形成的城乡分割行政管理制度,阻碍了农村居民向城市转移,扩大了城乡收入差距。其次,计划经济时期为支持城市重工业发展所形成的一整套城市偏向的经济和社会政策,对缩小城乡收入差距存在持续的负面影响。这些由重工业优先发展战略所衍生的制度和政策,由于其可持续性,对中国当前城乡收入差距依然存在长期的影响。

从以上理论分析中可知,重工业优先发展战略导致城市吸纳就业能力的相对降低,延缓城市化进程;同时,由于重工业企业缺乏自生能力,无法有效带动其他相关产业发展,城市规模经济特性难以发挥,产业集聚无法形成,进一步阻碍了城市化。城市化水平降低将导致农村居民无法有效地向城市转移,农业从业人员增加,农村收入水平下降,城乡收入差距扩大;由重工业优先发展战略衍生的一系列城市

① 关于企业自生能力的详细定义和研究,参见 J. Y. Lin, “Development Strategy, Viability, and Economic Convergence,” *Economic Development and Cultural Change*, vol. 51, no. 2, 2003, pp. 277-308.

② 陆铭、向宽虎、陈钊:《中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论》,《世界经济》2011年第6期。

③ W. A. Lewis, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour,” *The Manchester School*, vol. 22, no. 2, 1954, pp. 139-191. 从这个逻辑而言,农村收入水平提高不可能完全依赖于农业,土地规模报酬递减特性决定农业难以支撑经济的持续增长,这被认为是前工业化社会经济增长速度缓慢的重要原因,即经济增长的“马尔萨斯陷阱”。

偏向型制度和政策,进一步恶化了城乡收入差距。基于以上分析,本文提出以下可供检验的理论假说:

假说 1: 重工业优先发展程度越大,城乡收入差距越大。

假说 2: 重工业优先发展程度越大,城市化水平越低。

假说 3: 城市化水平越低,城乡收入差距越大。

三、指标构建和实证模型

考虑到中国各地区受重工业优先发展战略影响程度不同,本文将利用中国省级面板数据对理论假说 1 至 3 进行实证检验。要对上述假说进行验证,首先必须为发展战略寻找一个合理的度量指标。Lin 和 Liu 构造了一个技术选择指数 (TCI) 来度量重工业优先发展程度。其基本思想是:一国的禀赋结构决定了该国的最优产业结构,重工业优先发展战略是对最优产业结构的扭曲,从而,产业结构的扭曲程度可以作为发展战略的一个合理度量指标。^① t 时期 i 地区的技术选择指数 (TCI_{it}) 定义如下:

$$TCI_{it} = \frac{\frac{AVM_{it}}{GDP_{it}}}{\frac{LM_{it}}{L_{it}}} \quad (1)$$

其中 AVM_{it} 是指 t 时期 i 地区工业增加值; GDP_{it} 是指 t 时期 i 地区的国内生产总值; LM_{it} 是指 t 时期 i 地区工业就业人数; L_{it} 是指 t 时期 i 地区总就业人数。

如果一个经济体的发展战略违背比较优势,那么其技术选择指数 (TCI_{it}) 将比符合比较优势的经济体大。这是因为,在其他条件不变的情况下,重工业优先发展战略下的工业部门资本更为密集,吸纳劳动力相对较少,方程 (1) 的分母会更小。同时,若政府推行重工业优先发展战略,政府为了解决优先发展部门企业的自生能力问题,需要通过信贷补贴和压低投入品价格来支持这些企业,并给予这些企业垄断地位,使它们能对其产品制定很高的价格。上述政策措施会导致一个更大的工业增加值 (AVM_{it})。因此,对于那些发展战略违背比较优势的地区来说,(1) 式的分子会更大。这样,在收入水平和其他条件给定的情况下,技术选择指数 (TCI_{it}) 对最优技术选择指数 (TCI_{it}^*) 的偏离可以用来作为一个地区重工业优先发展程度的度量 (TCI_{it}), 即:

$$DS_{it} = |TCI_{it} - TC I_{it}^*| \quad (2)$$

① J. Y. Lin and M. Liu, "Development Strategy: Transition and Challenges of Development in Lagging Regions," in F. Bourguignon and B. Pleskovic, eds., *Annual World Bank Conference on Development Economics 2004: Accelerating Development*, Bangalore Conference Proceedings, Washington D.C.: World Bank, 2004.

经济体遵循比较优势，则 $DS_{it} = 0$ 。如果实际的 TCl_{it} 高于（低于）最优水平，则 $DS_{it} > 0$ (< 0)。 DS_{it} 的绝对值衡量了实际的产业/技术选择与符合比较优势的最优产业/技术选择之间的偏离。在中国，违背比较优势发展战略的基本特征是，通过政府保护或补贴优先发展资本密集型重工业，所以本文计量分析仅考虑 $DS_{it} > 0$ 的情形。这种情况下， DS_{it} 就进一步演变为：

$$DS_{it} = TCl_{it} - TCl_{it}^* \quad (3)$$

然而，在现实数据中，我们只能观察到实际技术选择指数 (TCl_{it})，却观察不到最优技术选择指数 (TCl_{it}^*)。Lin 和 Liu 采用泰勒展开法，对最优技术选择指数进行了处理。假设最优技术选择指数 TCl_{it}^* 为常数，则最优技术选择指数进入回归方程的常数项，使得估计重工业优先发展战略的影响成为可能。^① 然而，在某些情形下， TCl_{it}^* 为常数的假设条件偏强。鉴于此，本文尝试对该假设进行放松，以考察估计结果对模型假设的稳健性。具体地，我们分别考虑以下三个假设。

假设 1： 最优的技术选择指数 TCl_{it}^* ，为一个正常数。

假设 2： 最优的技术选择指数 TCl_{it}^* ，在给定时间点上，为一个正常数。

假设 3： 最优的技术选择指数 TCl_{it}^* ，在给定时间点和给定区域上，为一个正常数。

假设 1 与现有文献相一致，假设 TCl_{it}^* 为一个正常数，即所有样本的最优技术选择相同。假设 2 是对假设 1 条件的放松，允许 TCl_{it}^* 在不同时点上取不同的值，即样本在同一时点上的最优技术选择相同。假设 3 则是对假设 2 的进一步放松，允许 TCl_{it}^* 在同一时点和不同区域上取不同的值，即样本在同一时点和同一区域内的最优技术选择相同。

基于经济发展战略的度量指标，本文构造的基准线性计量模型如下：

$$Y_{it} = C + \alpha DS_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

在 (4) 式中， Y_{it} 代表被解释变量， C 为常数项， ϵ_{it} 是残差项， DS_{it} 为重工业优先发展程度的度量， α 为待估计系数， X_{it} 为控制变量， β 为这些变量的系数。如前文所述，重工业优先发展程度 DS_{it} 由真实技术选择指数 (TCl_{it}) 对最优技术选择指数 (TCl_{it}^*) 的偏离程度决定，即 $DS_{it} = TCl_{it} - TCl_{it}^*$ 。从而计量模型可以写为：

$$Y_{it} = C + \alpha (TCl_{it} - TCl_{it}^*) + \beta X_{it} + \epsilon_{it} = C + \alpha TCl_{it} + \beta X_{it} - \alpha TCl_{it}^* + \epsilon_{it} \quad (5)$$

估计 (5) 式的难点在于 TCl_{it}^* 是不可观测的，这是计量中常见的缺失变量问题 (omitted variable)，如果忽略缺失变量，而对计量方程直接进行回归，可能带来 α 估计的不一致性。本文将基于不同假设，对最优技术选择指数进行处理，以验证本

① J. Y. Lin and M. Liu, "Development Strategy: Transition and Challenges of Development in Lagging Regions."

文结果的稳健性。

在假设 1 满足的情形下, αTCI_{it}^* 为常数, 从而可以与常数项 C 合并, 计量模型为:

$$Y_{it} = C_1 + \alpha TCI_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

在假设 2 满足的情形下, αTCI_{it}^* 是时间的函数, 我们引入时间虚拟变量 D_τ , 以控制最优技术选择指数变化的影响。计量模型为:

$$Y_{it} = C + \alpha TCI_{it} - \alpha TCI_t^* + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$\Rightarrow Y_{it} = C_2 + \alpha TCI_{it} + \sum_{\tau=1}^{T-1} \gamma_\tau D_\tau + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $\gamma_\tau = C - \alpha TCI_t^* - C_2$, 若 $\tau = t$, 则 $D_\tau = 1$, 否则 $D_\tau = 0$ 。从而, 在假设 2 满足的前提下, 我们可以通过引入时间虚拟变量 D_τ , 以一致地估计 α 。

在假设 3 满足的情形下, αTCI_{it}^* 同时是时间和区域的函数。根据中国资源禀赋的分布, 我们将中国分为东部、中部和西部三大区域, 并假设各区域内部在给定时间点上的最优技术选择指数是相同的。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南; 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北; 西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆。我们引入区域虚拟变量 D_s , 以控制最优技术选择指数随区域变化的影响。计量模型为:

$$Y_{it} = C + \alpha TCI_{it} - \alpha TCI_{jt}^* + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

$$\Rightarrow Y_{it} = C_3 + \alpha TCI_{it} + \sum_{\tau=1}^{T-1} \sum_{s=1}^2 \gamma_{jt} D_\tau \times D_s + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中, $j=1, 2, 3$ 分别代表中国东部、中部和西部。 $\gamma_{jt} = C - \alpha TCI_{jt}^* - C_3$ 。若 $\tau = t$, 则 $D_\tau = 1$, 否则 $D_\tau = 0$; 若 $s = j$, 则 $D_s = 1$, 否则 $D_s = 0$ 。从而, 在假设 3 满足的前提下, 我们可以通过引入时间虚拟变量 D_τ 和区域虚拟变量 D_s , 一致地估计 α 。

综上所述, 我们可以利用模型 (6)、(8)、(10) 式分别估计假设 1、假设 2 和假设 3 条件下, 重工业优先发展战略对城市化、城乡收入差距的影响。

四、重工业优先发展战略与城乡收入差距的实证检验

基于上文构建的技术选择指数, 本部分利用 1978—2008 年中国 29 省市自治区的纵列数据样本,^① 对发展战略与城乡收入差距的关系进行实证检验, 数据详细说明参见附表 1。为检验重工业优先发展战略对城乡收入差距的影响, 我们构建以下

① 与现有文献一致, 早期数据缺失的重庆市和数据质量问题较大的西藏自治区没有包含在回归样本中。如 B. Chen and Y. Yao, "The Cursed Virtue: Government Infrastructural Investment and Household Consumption in Chinese Provinces," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 73, no. 6, 2011, pp. 856-877.

计量模型：

$$\text{inc_ratio}_{it} = C + \alpha \text{DS}_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

inc_ratio_{it} 为城乡收入差距， DS_{it} 为重工业优先发展程度的度量， α 是我们关心的待估计系数。按照理论推断，重工业优先发展程度越大，城乡收入差距越大，我们预期 α 为正值。 X 为其他控制变量， β 是这些变量的系数。基于现有文献，本文控制了其他可能影响城乡收入差距的变量，具体如下。

经济发展程度。城乡收入差距与经济发展程度紧密相关，库兹涅茨通过对发达国家经济发展过程中收入分配变化的统计研究，发现一国在经济发展过程中收入差距表现为先上升后下降的“倒 U 型”过程。为检验库兹涅茨“倒 U 型”假说在中国是否成立，我们在模型中引入人均真实 GDP (realpergdp) 及其平方项 (gdp2)。如果该假说成立，那么，人均真实 GDP 系数的符号应该显著为正，而其平方项的符号应该显著为负。

国有企业比重。中国经济改革进程中一个最为令人瞩目的变化，就是经济的非国有化。非国有单位就业份额的上升是由城镇地区国有企业非国有化和农村地区乡镇企业发展造成的。乡镇企业的发展有效地吸纳了农业剩余劳动力，有利于提高农村居民收入。城镇地区的非国有化改变了城镇部门的工资决定方式，非国有部门的人力资本边际回报往往高于国有部门，提高了高人力资本水平的城镇居民收入水平。因此，所有制结构变迁对于城乡收入差距的净影响，要通过实证结果来估计。我们以国有企业职工人数占职工总人数的比重来度量该地区经济国有化程度，记为 soe_ratio 。

经济开放程度。1978 年以来，中国对外开放政策对中国经济产生了深远的影响。2010 年中国的贸易依存度已经超过了 70%，大大推动了中国制造业以及与贸易相关服务业的发展。由于贸易相关产业集中在城镇地区，主要有利于提高城镇居民收入，因此我们预期经济开放程度将扩大城乡收入差距。本文使用贸易依存度（进出口总额/GDP）度量地区的对外开放程度，记为 openness 。

政府行为。中国地方政府在经济生活中始终扮演着重要的角色，它不仅是实行收入再分配的主体，同时也直接影响初次分配。陆铭和陈钊考察了政府财政支出对城乡收入差距的影响。由于地方政府以经济增长为首要目标，因此地方财政支出可能带有城镇倾向，地方财政支出占 GDP 的比重越高，城镇地区从地方政府支出中所得的好处越多，城乡收入差距就越大。^① 本文使用政府财政支出占 GDP 的比重来衡量政府在地方经济中的重要程度，记为 govexp_ratio 。最后，考虑到各地区初始不平等程度可能对该地区后期城乡收入差距产生持续的影响，我们还控制了各地区 1978 年的不平等程度 (inc_ratio1978)。

^① 陆铭、陈钊：《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》，《经济研究》2004 年第 7 期。

(一) 基准回归

我们首先利用最小二乘法 (OLS) 对重工业优先发展战略与城乡收入差距的关系进行估计。为考察不同假设条件对实证结果的影响, 表 1 分别汇报了 (6)、(8)、(10) 三个模型的估计结果。

表 1 发展战略与城乡收入差距: 基准回归

	模型 1	模型 2	模型 3
TCI	0.232*** [0.024]	0.151*** [0.015]	0.132*** [0.014]
realpergdp	0.661*** [0.076]	-0.905*** [0.067]	-0.824*** [0.062]
gdp2	-0.125*** [0.017]	0.106*** [0.012]	0.085*** [0.011]
soe_ratio	-0.035 [0.260]	0.181 [0.179]	0.126 [0.156]
openness	-0.115 [0.090]	0.377*** [0.061]	0.418*** [0.056]
govexp_ratio	3.242*** [0.359]	2.736*** [0.260]	0.892*** [0.307]
inc_ratio1978	0.319*** [0.035]	0.206*** [0.021]	0.120*** [0.019]
Constant	0.521** [0.216]	2.756*** [0.156]	3.350*** [0.159]
样本量	801	801	801
模型假设	假设 1	假设 2	假设 3
R-squared	0.346	0.780	0.852

注: *、**和*** 分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零。

从表 1 中可以看出, 在不同模型设定下, 发展战略对城乡收入差距的影响, 始终在 1%的显著性水平上高度显著为正。这个结论支持了我们的理论假说 1, 即重工业优先发展战略将导致更高的城乡收入差距。在不同最优技术选择指数假设条件下, 发展战略对城乡收入差距的影响是稳健的, 说明最优技术选择指数假设对本文结果没有根本性的影响。但是, 在不同假设条件下, TCI 系数存在明显差异, 说明最优技术选择指数假设会影响到定量的系数估计值。比较不同假设条件下的系数估计值可见, 不考虑最优技术选择指数时间和区域差异前提下 (模型 1) 的回归系数最大, 而同时考虑其时间和区域差异前提下 (模型 3) 的回归系数最小, 说明各地区最优技术选择指数与真实技术选择指数可能存在显著的正相关关系。这个结果是符合直觉的, 1978—2008 年间中国禀赋结构升级较快, 根据比较优势理论, 最优技术选择指数也会随时间而变得越来越大, 不考虑最优技术选择指数的时间变化会导致 TCI 回归系数的高估; 同样, 即使在同一时间, 中国区域间禀赋结构也存在差异, 东部资本更为充裕, 中部劳动力比较充足, 而西部则自然资源丰裕, 这会导致各地区比

较优势不同,不考虑禀赋结构差异也会导致回归系数高估。

从回归结果中可以看出,人均真实 GDP 及其平方项系数都与库兹涅茨“倒 U 型”假说预测相反(除模型 1 外),说明中国城乡收入差距随着经济发展不存在先上升后下降的规律。相反,与陆铭等人的发现相同,中国城乡收入差距在经济发展过程中呈现 U 型规律,^①即城乡收入差距随着经济发展先下降后上升。从模型 3 的回归系数中可以计算出 U 型曲线的顶点为人均 GDP 达 4.85 万元/年,在所有样本中,只有 3 个样本点超过这个点,^②即绝大部分样本点都位于 U 型曲线的下降阶段。换言之,目前中国城乡收入差距基本都处于随着经济发展而下降的阶段。陈斌开和林毅夫对这个现象提供了一个理论解释:在经济增长过程中,城市部门对劳动力需求不断增加,农村劳动力持续向城市部门转移,农业部门人均土地不断增加,农村居民人均收入也相应增加,城乡收入差距下降。^③

这个结果似乎与我国整体经济增长过程中城乡收入差距上升的现象相矛盾。事实上,改革开放以来中国城乡收入差距扩大与众多城市偏向型的经济和社会政策有关,包括城市偏向的教育经费投入政策、农副产品价格管制、不合理的税费负担、城乡劳动力市场分割、歧视性的社会福利和社会保障政策等。这些歧视性政策直接导致了城乡收入差距的扩大,但这些因素难以在时间序列计量模型中得到有效的控制。然而,若城市偏向型政策在各地区间是相近的,则当我们在计量模型中控制时间因素的影响后,就可以看到中国城乡收入差距随着经济发展的变动趋势。换言之,当这些城市偏向型政策消除后,中国城乡收入差距将随着经济发展而下降。这也是在没有控制时间因素的情形下(模型 1)城乡收入差距与人均 GDP 呈现“倒 U 型”关系的原因。这个实证结果的政策含义在于,经济发展并不会让城乡收入差距自然地扩大或弥合,政府选择合适的发展战略和经济、社会政策,才能真正有效地缓解中国收入差距持续扩大的现状。

在其他控制变量中,经济开放程度对城乡收入差距影响为正,这说明对外贸易主要有利于提高城镇居民的收入,经济开放将扩大城乡收入差距。政府行为显著影响城乡收入差距:地方政府支出占 GDP 比重越高,城乡收入差距越大,说明政府财政支出主要是城市偏向的,这种城市偏向的投入政策拉大了城乡收入差距。国有企业比重对城乡收入差距的影响不显著,说明市场化不是中国城乡收入差距扩大的主要原因。

总之,实证结果很好地支持了本文的理论假说 1:重工业优先发展程度越大,城

① 陆铭、陈钊、万广华:《因患寡而患不均:中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》,《经济研究》2005 年第 12 期。

② 仅上海 2006 年后的人均 GDP 超过了 4.85 万元/年。

③ 陈斌开、林毅夫:《重工业优先发展战略、城市化与城乡收入差距》,《南开经济研究》2010 年第 1 期。

乡收入差距越大。当控制了时间趋势因素后，中国城乡收入差距在经济发展过程中呈现 U 型规律，即城乡收入差距随着经济发展先下降后上升。经济开放和城市偏向的政府干预将导致中国城乡收入差距扩大，但国有企业比重对收入分配没有显著影响。

(二) 稳健性检验

本节对模型的主要结论进行稳健性检验，由于最优技术选择指数假设 3 对模型的约束最松，也更符合现实，稳健性检验均基于假设 3。考虑到重工业优先发展战略对城乡收入差距的影响未必表现在当期，其影响可能存在滞后效应，同时为缓解反向因果的可能性，表 2 第 1 列和第 2 列分别报告了解释变量滞后一期和滞后三期的回归结果。从回归结果中不难看出，滞后的技术选择指数对收入差距的影响依然高度显著，说明重工业优先发展战略对收入差距的影响是持续的；同时，滞后一期技术选择指数的回归系数大于基准回归情形（表 1 模型 3），说明重工业优先发展战略的滞后影响可能更为重要。为控制经济周期因素的影响，第 3 列汇报了经五年平均后的回归结果，发现 TCI 的系数依然高度显著，且回归系数大于基准回归，进一步说明重工业优先发展战略对收入分配的长期负面影响更大。为检验模型设定是否会影响到本文的实证结果，第 4 列和第 5 列分别使用固定效应模型和随机效应模型进行估计，发现回归结果依然稳健，说明模型设定对本文结果没有根本性影响。在 TCI 的构造中，我们使用了从业人员数据，但从业人员统计数据可能存在较大误差，导致 TCI 的测量误差，将使回归系数低估。在中国就业统计中，下岗职工和农民工就业是统计误差的重要来源，一般认为，这种统计误差在 2000 年以后趋于缩小。为考察测量误差的可能影响，模型 6 使用 2000 年以后样本进行回归，发现 TCI 的系数依然高度显著为正，且回归系数比基准模型（表 1 第 3 列）大大提高，这说明测量误差可能是很重要的，它导致基准模型低估了 TCI 对城乡收入差距的影响。最后，由于城乡之间在生产结构上存在较大差异，以及政府对工农业产品相对价格一直存在扭曲性干预，收入差距未必能真实反映城乡之间生活水平间的差异，模型 7 采用城镇家庭人均消费水平和农村家庭人均消费水平之比作为城乡差距的度量，以检验实证结论的稳健性。结果发现，重工业优先发展战略导致城乡消费差距显著扩大。

表 2 发展战略与城乡收入差距：稳健性检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	解释变量 滞后一期	解释变量 滞后三期	解释变量 5 年平均	固定效应 模型	随机效应 模型	使用 2000 年 以后的样本	城乡居民 消费差距 为被解释变量
TCI	0.336*** [0.019]	0.125*** [0.014]	0.255*** [0.037]	0.027** [0.012]	0.040*** [0.012]	0.395*** [0.039]	0.085*** [0.015]
realpergdp	-0.649*** [0.063]	-1.080*** [0.079]	-0.937*** [0.158]	-0.150* [0.090]	-0.316*** [0.083]	-0.625*** [0.097]	-0.789*** [0.067]

续表 2

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	解释变量 滞后一期	解释变量 滞后三期	解释变量 5 年平均	固定效应 模型	随机效应 模型	使用 2000 年 以后的样本	城乡居民 消费差距 为被解释变量
gdp2	0.064*** [0.013]	0.157*** [0.019]	0.131*** [0.039]	0.004 [0.012]	0.022* [0.011]	0.046*** [0.015]	0.075*** [0.012]
soe_ratio	0.080 [0.140]	0.419** [0.162]	0.249 [0.289]	-0.385* [0.222]	-0.404* [0.211]	-0.086 [0.282]	0.819*** [0.171]
openness	0.456*** [0.050]	0.499*** [0.058]	0.483*** [0.110]	0.125** [0.061]	0.158*** [0.060]	0.538*** [0.103]	0.457*** [0.061]
govexp_ratio	1.049*** [0.278]	0.371 [0.317]	0.860 [0.562]	2.844*** [0.373]	2.560*** [0.363]	1.680*** [0.545]	0.588* [0.340]
inc_ratio1978	0.077*** [0.017]	0.086*** [0.020]	0.103*** [0.035]	— —	— —	0.064* [0.033]	0.141*** [0.021]
Constant	0.833*** [0.162]	0.960*** [0.159]	2.587*** [0.254]	1.827*** [0.202]	3.115*** [0.216]	1.910*** [0.270]	1.116*** [0.175]
样本量	776	763	167	812	812	232	797
R-squared	0.888	0.860	0.892	0.845	0.790	0.85	0.782

注：*、**和***分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零。

在其他控制变量中，人均 GDP 与收入差距的关系呈现非常稳健的 U 型规律，说明库兹涅茨“倒 U 型”假说在中国不成立，这意味着中国城乡收入差距持续扩大并非经济发展的结果，经济的进一步发展也无法自动弥合城乡收入差距。对外开放和城市偏向的政府干预将导致城乡收入差距扩大，但国有企业比重对城乡收入差距的影响则是不确定的，与基准回归结果基本一致。由此可见，本文主要结论对模型设定、测量误差、城乡收入差距度量、技术选择指数的滞后效应都是稳健的。

（三）重工业优先发展战略形成与工具变量回归

技术选择指数是重工业优先发展战略的一个代理变量，但它本身也是政府重工业优先发展战略的结果，可能是具有内生性的变量，技术选择指数的内生性可能导致 OLS 回归结果产生偏误。首先，如前文所述，技术选择指数可能存在测量误差，这将导致 OLS 回归结果低估技术选择指数的影响。其次，可能存在某些同时影响技术选择和收入差距且不可观察的遗漏变量（如地方政府激励机制等），遗漏变量对回归系数的影响取决于该变量与技术选择指数的相关性，需要通过实证来检验。^① 为

① 另外一种内生性的来源是联立性偏误，但本文解释变量为技术选择指数，被解释变量为城乡收入差距，技术选择一般被认为是收入的前定变量（predetermined variable），因此，收入差距影响技术选择的可能性比较小，产生联立性偏误的可能性也比较低，在此不再详细讨论。

尽量缓解内生性问题对回归结果的影响，同时检验本文结论的稳健性，本节将引入工具变量，并使用两阶段最小二乘法对模型进行估计。

如前文所指出，我国各地区的技术选择指数与该地区历史上的重工业优先发展程度有关，因此，历史上的重工业布局是当期技术选择指数的一个潜在工具变量。新中国在建国以后就开始推行重工业优先发展战略，然而对中国经济发展影响深远的是从1964年开始的“三线建设”，因为其重工业布局直接影响到改革开放以后的中国经济发展。1964年到1978年，在中国中西部的十三个省、自治区进行了一场以备战为指导思想的大规模国防、科技、工业和交通基础设施建设，称为“三线建设”。它历经三个“五年计划”，投入资金2052亿元，投入人力高峰时达400多万，安排了1100个建设项目，对以后的国民经济结构和布局产生了深远的影响。^①

所谓“三线”的范围，一般概念是指由沿海、边疆地区向内地收缩划分三道线。一线指位于沿海和边疆的前线地区；三线则包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海等西部省区及山西、河南、湖南、湖北、广东、广西等省的后方地区，共13个省区；二线指介于一、三线之间的中间地带。其中，川、贵、云和陕、甘、宁、青俗称“大三线”，一、二线的腹地俗称“小三线”。根据当时中央有关文件，从地理环境上划分的三线地区是：甘肃乌鞘岭以东、京广铁路以西、山西雁门关以南、广东韶关以北。这一地区位于我国腹地，离海岸线最近在700公里以上，距西面国土边界上千公里，加之四面分别有青藏高原、云贵高原、太行山、大别山、贺兰山、吕梁山等连绵山脉作天然屏障，在备战的特定形势下，成为较理想的战略后方。

出于国防目的，“三线建设”通过新建和搬迁的方式，将我国的重工业逐步转移到内地，客观上造成了“三线”地区重工业优先发展的格局。表3汇报了全国各地1978—2008年间技术选择指数的平均值。

表3 “三线建设”与技术选择指数

地区	全国	山西	河南	湖北	湖南	广东	广西	四川	贵州	云南	陕西	甘肃	青海	宁夏	三线
TCI	1.9	1.8	2.4	2.1	2.1	1.6	2.8	2.3	3.2	3.6	2.0	2.5	1.8	1.8	2.2

① 需要指出的是，“三线建设”时期的产业布局并非导致当前各地区产业结构偏离最优产业结构的唯一因素。陆铭和欧海军研究了财政分权背景下，地方政府行为对产业结构和就业弹性的影响，陈斌开和林毅夫强调金融抑制对产业结构的影响，本文则主要刻画历史条件对产业结构的影响，与现有文献形成互补。对于当前产业结构扭曲影响因素的全面分析是一个值得进一步深入研究的方向。参见陆铭、欧海军：《高增长与低就业：政府干预与就业弹性的经验研究》，《世界经济》2011年第12期；陈斌开、林毅夫：《金融抑制、产业结构与收入分配》，《世界经济》2012年第1期。

表4 发展战略与城乡收入差距：工具变量回归

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	基于假设 1 的 2SLS 回归	基于假设 2 的 2SLS 回归	基于假设 3 的 2SLS 回归	以 1963 年 人口死亡率 为工具变量	同时使用 两个工具变量
TCI	1.453*** [0.263]	0.657*** [0.135]	0.365*** [0.091]	0.374*** [0.052]	0.372*** [0.050]
realpergdp	1.127*** [0.186]	-0.334* [0.182]	-0.566*** [0.121]	-0.557*** [0.089]	-0.558*** [0.087]
gdp2	-0.213*** [0.039]	0.022 [0.029]	0.047** [0.019]	0.045*** [0.015]	0.045*** [0.015]
soe_ratio	-0.200 [0.544]	-0.278 [0.298]	-0.097 [0.194]	-0.106 [0.182]	-0.104 [0.181]
openness	0.539** [0.234]	0.389*** [0.093]	0.414*** [0.062]	0.414*** [0.063]	0.414*** [0.063]
govexp_ratio	0.836 [0.905]	2.767*** [0.397]	1.330*** [0.382]	1.345*** [0.359]	1.343*** [0.357]
inc_ratio1978	0.059 [0.092]	0.125*** [0.039]	0.097*** [0.023]	0.096*** [0.022]	0.096*** [0.022]
Constant	-1.134** [0.570]	1.564*** [0.395]	2.754*** [0.290]	2.732*** [0.220]	2.736*** [0.216]
Hausman P-Value	0.0000	0.0000	0.0036	0.0000	0.0000
Sargan P-Value	—	—	—	—	0.9247
样本量	801	801	801	801	801
R-squared	—	0.462	0.791	0.786	0.787

注：Hausman Test 原假设为：技术选择指数不存在内生性；Sargan Test 原假设为：不存在过度识别。*、**和***分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零。

模型 1—3 分别报告了在理论假设 1 至 3 情形下的回归结果。从回归结果中可以看出，考虑技术选择指数的内生性并不影响本文的基本结论。在不同假设条件下，重工业优先发展战略对城乡收入差距的影响都显著为正，即重工业优先发展程度越大，城乡收入差距越大。Hausman 检验结果表明，技术选择指数的内生性显著存在，因此工具变量回归结果更加准确。为进一步检验两阶段回归结果的稳健性，模型 4 在假设 3 的基础上以“1963 年人口死亡率”作为技术选择指数的工具变量。以“1963 年人口死亡率”作为工具变量的原因在于，“三线建设”选址遵循“靠山、分散、隐蔽”的原则，这些地方往往生存条件恶劣，有利于抵御外敌入侵。作为“三线建设”的初始条件，1963 年人口死亡率将影响到“三线建设”选址，是技术选择指数一个合理的工具变量。为检验工具变量的有效性，模型 5 同时引入 1963 年人口死亡率和离受威胁地最短距离两个工具变量，并利用 Sargan 统计值，检验工具变量的外生性和有效性。Sargan 检验结果表明，模型不存在过度识别问题，即两个工具变量都是有效的。比较模型 3—5 可以发现，基于不同工具变量的 TCI 系数估计值非常接近，进一步说明了工具变量的有效性。

从模型 5 的回归系数中可以看出，技术选择指数上升 1 个百分点，将导致城乡

收入差距上升 0.372 个百分点，这意味着，重工业优先发展战略对城乡收入差距的影响是很大的。1978—2008 年间，技术选择指数的标准差为 0.9，城乡收入差距的标准差为 0.7，技术选择指数变化 1 倍标准差，将导致城乡收入差距上升 0.335，占城乡收入差距标准差的 48%。我们还可以从另外一个角度理解回归系数的含义，2008 年技术选择指数的最大、最小值分别为 3.28 和 0.96，城乡收入差距的最大、最小值分别为 4.27 和 2.32，技术选择指数差异可以解释城乡收入差距的 40%，^①这说明重工业优先发展战略对城乡收入差距的影响是非常重要的。

在其他控制变量中，人均 GDP 与城乡收入差距依然呈现 U 型特征，城市偏向的政府干预和对外开放将导致城乡收入差距扩大，国有企业比重对城乡收入差距没有显著影响，进一步支持了基础模型的回归结果。

五、重工业优先发展战略、城市化与城乡收入差距： 影响机制与分析

上文研究发现，重工业优先发展战略是中国城乡收入差距扩大的重要影响因素，本部分将进一步检验其核心影响机制——城市化进程。为全面刻画重工业优先发展战略、城市化和城乡收入差距的逻辑关系，本部分首先研究重工业优先发展战略对城市化进程的影响，然后在此基础上研究城市化进程与城乡收入差距的关系。

（一）重工业优先发展战略与城市化

理论分析表明，重工业优先发展战略将导致城市吸纳就业能力的相对下降，以及城市化水平的相对下降；同时，由于重工业企业缺乏自生能力，无法有效地带动其他相关产业发展，城市规模经济特性难以发挥，产业集聚难以形成，进一步阻碍了城市化。为检验重工业优先发展战略对城市化的影响，我们以城镇从业人数占总从业人数比例，作为城市化水平的度量，构造计量模型如下：

$$\text{urpop_ratio}_{it} = C + \alpha \text{DS}_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

在 (12) 式中， urpop_ratio_{it} 为 t 时期 i 地区的城市化水平， DS_{it} 为重工业优先发展程度的度量， C 为常数项， ϵ_{it} 是残差项， α 是我们关心的待估计系数。按照理论推断，重工业优先发展程度越大，城市化水平相对越低，我们预期 α 为负值。与计量模型 (11) 相同， X 为其它控制变量，包括经济发展程度、国有企业比重、对外开放程度、政府城市偏向的干预程度和初始城市化水平等， β 是这些变量的系数。

^① $(3.28 - 0.96) \times 0.335 / (4.27 - 2.32) = 0.4$

表 5 发展战略与城市化

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	基于假设 1 的 OLS 回归	基于假设 2 的 OLS 回归	基于假设 3 的 OLS 回归	解释变量滞后一期	固定效应模型	随机效应模型
TCI	-0.011*** [0.002]	-0.009*** [0.002]	-0.009*** [0.002]	-0.007*** [0.002]	-0.007*** [0.001]	-0.007*** [0.001]
realpergdp	-0.021*** [0.005]	0.051*** [0.008]	0.077*** [0.009]	0.092*** [0.011]	0.008 [0.009]	0.013 [0.008]
gdp2	0.005*** [0.001]	-0.004*** [0.001]	-0.008*** [0.001]	-0.011*** [0.002]	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]
soe_ratio	-0.013 [0.018]	-0.027 [0.019]	-0.008 [0.019]	0.000 [0.019]	-0.198*** [0.027]	-0.166*** [0.025]
openness	0.052*** [0.006]	0.022*** [0.006]	0.025*** [0.006]	0.022*** [0.007]	0.036*** [0.007]	0.035*** [0.007]
govexp_ratio	-0.146*** [0.022]	-0.048* [0.026]	-0.058 [0.036]	-0.050 [0.037]	-0.005 [0.041]	-0.001 [0.037]
inc_ratio1978	0.970*** [0.010]	0.913*** [0.011]	0.892*** [0.012]	0.893*** [0.013]	— —	0.959*** [0.026]
Constant	0.078*** [0.013]	0.076*** [0.015]	0.061*** [0.018]	0.062*** [0.018]	0.479*** [0.023]	0.118*** [0.021]
样本量	820	820	820	761	820	820
R-squared	0.953	0.962	0.966	0.967	0.391	0.959

注：*、**和***分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零。

模型 1 至 3 分别在理论假设 1 至 3 的条件下，对计量模型（12）进行了估计。从回归结果中可以看出，在不同假设条件下，重工业优先发展战略对城市化水平影响都显著为负，这个结论很好地支持了本文理论假说 2，即重工业优先发展战略将导致相对更低的城市化水平。为检验重工业优先发展战略是否存在滞后效应，同时缓解技术选择指数内生性问题，表 5 第 4 列报告了所有解释变量滞后 1 期的回归结果；为检验实证结果对模型设定的稳健性，第 5 列和第 6 列分别报告了固定效应模型和随机效应模型的回归结果。从表中可以看出，使用滞后变量和不同计量模型对主要结果基本没有影响，说明本文结论是稳健的。

在其他控制变量中，经济发展程度与城市化呈现“倒 U 型”关系（除模型 1 外），“倒 U 型”曲线顶点出现在人均真实 GDP 达 5 万元/年左右，说明中国目前还处于经济发展推动城市化的过程中。国有企业比重对城市化的影响在大部分模型中显著为负，其可能原因包括，国有企业多为重工业企业，吸纳就业能力相对低，对产品市场和劳动力市场的垄断，减少了城市就业渠道等。经济开放程度对城市化水平影响为正，说明对外开放有利于推动中国城市化进程。其可能原因是国际贸易创造了大量就业机会，使得农村居民能够不断向城市集聚，推动城市化进程。城市偏向的政府干预在所有回归模型中系数都为负，说明这一偏向不仅无法有效推动城市化，反而可能阻碍城市化进程。

(二) 城市化与城乡收入差距

上节研究发现,重工业优先发展战略将相对降低城市化水平,延缓城市化进程。为全面刻画发展战略、城市化与城乡收入差距的逻辑关系,本节将进一步研究城市化对城乡收入差距的影响,对理论假说3进行实证检验。为检验城市化水平与城乡收入差距的关系,我们构建计量模型如下:

$$\text{inc_ratio}_{it} = C + \alpha \text{urpop_ratio}_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

与上文相同, inc_ratio_{it} 表示 t 时期 i 地区的城乡收入比, urpop_ratio_{it} 表示 t 时期 i 地区的城市化水平, X 为其他控制变量。若理论假说3成立,我们预期 α 为负值,即城市化水平越高,城乡收入差距越小。

表6报告了城市化与城乡收入差距的回归结果。模型1为基准回归模型,基于混合最小二乘法对计量方程(13)进行估计。从回归结果中可以看出,城市化水平对城乡收入差距的影响显著为负,说明城市化水平越高,城乡收入差距越小,很好地支持了本文理论假说3。为检验模型设定是否会影响实证结果,模型2和模型3分别使用固定效应(FE)模型和随机效应(RE)模型进行了稳健性检验,发现城市化对城乡收入差距的影响依然显著为负,说明基准回归结果对模型设定是稳健的。考虑到城乡收入差距可能存在测量误差问题,模型4以城乡消费差距作为被解释变量,发现城市化水平的系数显著为负,且系数值变得更大了。模型5将所有解释变量滞后一期,以考察城市化对城乡收入差距的滞后影响,同时缓解城市化水平的内生性问题。回归结果表明,城市化水平对城乡收入差距的影响存在明显的滞后效应,说明城市化对城乡收入差距存在持续影响。

表6 城市化与城乡收入差距

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	基准回归模型	固定效应模型	随机效应模型	城乡居民消费 差距为被 解释变量	解释变量 滞后一期	同时包含 发展战略 与城市化
urpop_ratio	-1.206*** [0.118]	-0.822** [0.328]	-0.829*** [0.226]	-0.951*** [0.109]	-1.133*** [0.336]	-0.984*** [0.324]
realpergdp	-0.493*** [0.085]	-0.532*** [0.075]	-0.534*** [0.075]	-0.394*** [0.085]	-0.636*** [0.083]	-0.502*** [0.074]
gdp2	0.065*** [0.013]	0.061*** [0.011]	0.063*** [0.011]	0.043*** [0.013]	0.075*** [0.013]	0.056*** [0.010]
soe_ratio	0.982*** [0.187]	-0.290 [0.250]	-0.066 [0.232]	1.348*** [0.188]	-0.529** [0.252]	-0.528** [0.246]
openness	0.312*** [0.062]	0.141** [0.066]	0.138** [0.065]	0.452*** [0.063]	0.197*** [0.066]	0.114* [0.065]
govexp_ratio	3.082*** [0.264]	0.847** [0.359]	1.428*** [0.349]	2.379*** [0.277]	0.957** [0.383]	1.195*** [0.365]

续表 6

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	基准回归模型	固定效应模型	随机效应模型	城乡居民消费 差距为被 解释变量	解释变量 滞后一期	同时包含 发展战略 与城市化
inc_ratio1978	0.178*** [0.022]	— —	0.252*** [0.074]	0.180*** [0.023]	0.208*** [0.073]	0.219*** [0.070]
TCI	— —	— —	— —	— —	— —	0.030** [0.013]
Constant	2.400*** [0.163]	4.026*** [0.250]	3.190*** [0.282]	1.873*** [0.166]	4.083*** [0.453]	2.214*** [0.440]
样本量	808	819	808	805	783	795
R-squared	0.779	0.776	0.736	0.72	0.900	0.897

注：*、**和***分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零。

如前文所指出，城市化水平可能内生地决定于政府发展战略，模型 6 引入技术选择指数作为控制变量，以考察城市化水平对城乡收入差距的净影响。比较模型 6 和基准回归结果（模型 1）可以发现，在控制了技术选择指数后，城市化水平的回归系数依然高度显著为负，但系数值有所下降，说明发展战略和城市化是高度相关的，在控制了政府发展战略后，城市化水平对城乡收入差距的净影响有所下降。同时，技术选择指数的回归系数显著为正，可能说明了发展战略影响城乡收入差距的渠道不限于城市化，由重工业优先发展战略衍生的一系列制度、政策（如城乡分割的户籍制度，城市偏向型教育经费投入政策等），都有可能导致城乡收入差距扩大，这也是值得进一步深入研究的方

在其他控制变量中，经济发展过程中城乡收入差距依然呈现出先下降后上升的 U 型规律，与库兹涅茨假说相反。对外开放程度和城市偏向的政府干预将导致城乡差距扩大，国有企业比重对城乡收入差距的影响依然不稳健，与表 1 回归结果一致。

总体而言，本部分的实证研究表明，政府优先发展重工业的战略将导致城市化水平的相对下降，城市化水平的相对下降将导致城乡收入差距扩大，实证结果很好地支持了本文理论假说 2 和假说 3。

六、结束语

本文利用中国 1978—2008 年的省级面板数据，对发展战略、城市化和城乡收入差距的关系进行了实证检验。研究发现，重工业优先发展战略将导致城市化水平的相对下降、城乡收入差距扩大。重工业企业的基本特性是资本密集度高、就业吸纳能力低，发展中国家的现实条件却是资本稀缺、劳动力丰裕，在发展中国家的重工业优先发展战略不能在世界市场充分利用本国的比较优势，导致工业部门吸纳就业能力的相对下降，城市化水平的相对降低，这解释了中国城市化进程远远落后于工

业化进程的现实。在二元经济的现实条件下，城市化水平的相对下降，意味着大量劳动力不得不滞留农村，在土地规模报酬递减的现实约束下，农村平均收入水平的提高因此受阻，城乡收入差距扩大。

从历史的视角来看，中国计划经济时期的重工业优先发展战略导致工业部门就业需求下降，给城市就业带来了巨大的压力。为维护社会稳定、缓解城市就业压力，政府不得不逐步建立了城乡隔绝的户籍管理制度，以控制农村劳动力向城市转移。为了支持城市重工业的发展，政府还建立了一系列城市偏向型的制度和政策，进一步阻碍了城市化进程，扩大了城乡收入差距。改革开放以来，政府逐步放弃了重工业优先发展战略，然而，本文实证研究表明，重工业优先发展战略对中国当前城市化和城乡收入差距依然有着重要的影响。2000年以来，中国重工业的比重又持续上升，服务业发展则趋于停滞。^① 资本深化直接造成了中国近年来城市化进程落后于经济发展水平、工资上升幅度跟不上劳动生产率提高等一系列现象。

目前，我国城镇化率远低于发达国家的平均水平，也落后于中国的经济发展水平。本文研究表明，城镇化滞后将导致城乡收入差距居高不下，改善城乡收入分配需要以推进城镇化为主要抓手。城镇化“不是简单的人口比例增加和城市面积扩张，更重要的是实现产业结构、就业方式、人居环境、社会保障等一系列由‘乡’到‘城’的重要转变”。^② 本文研究表明，提高城镇化质量的关键在于优化产业结构，增加就业机会，实现工业化和城镇化的协调发展。

本文的实证研究还表明，库兹涅茨“倒U型”曲线在中国不成立，经济发展本身并不是城乡收入差距扩大的原因，因此也不能期待城乡收入差距会随着经济发展而自动弥合。有效推动城市化，降低城乡收入差距，需要从发展战略和由此衍生的制度、政策入手。第一，大力发展符合比较优势的劳动密集型企业，提供更多的就业岗位，加快城市化进程，缩小城乡收入差距。第二，鼓励多渠道多形式就业，提高城市就业吸纳能力。第三，加快城市部门改革，逐步放弃城乡分割的户籍制度。第四，逐步放弃因重工业优先发展战略所形成的一系列城市偏向的制度安排，包括城市偏向的教育经费投入政策和歧视性的社会福利政策等。

① “‘十一五’期间，第三产业增加值占国内生产总值的比重低于预期目标，重工业占工业总产值比重由68.1%上升到70.9%，高耗能、高排放产业增长过快，结构节能目标没有实现。”（《国务院关于印发节能减排“十二五”规划的通知》，国发〔2012〕40号，http://www.gov.cn/zwqk/2012-08/21/content_2207867.htm）

② 参见李克强：《认真学习深刻领会全面贯彻党的十八大精神 促进经济持续健康发展和社会全面进步》，《人民日报》2012年11月21日，第3版。

附表 1 实证研究中的变量定义与说明

变 量	变量含义	定 义
TCI	技术选择指数	见 (1) 式
inc _ ratio	城乡收入差距	城镇居民家庭平均每人全年可支配收入/农村居民家庭平均每人全年纯收入
con _ ratio	城乡消费差距	城镇居民家庭平均每人全年生活性消费支出/农村居民家庭平均每人全年生活性消费支出
urpop _ ratio	城市化水平	城镇就业人口/总就业人口
realpergdp	人均真实 GDP (万元)	地区人均真实产值
gdp2	人均真实 GDP 平方项	(地区人均真实产值) ²
soe _ ratio	国有企业比重	国有企业职工人数/职工总人数
openness	贸易依存度	(进口额+出口额)/地区 GDP
govexp _ ratio	政府干预程度	地方政府财政支出/地区生产总值

数据来源：国家统计局国民经济综合统计司编：《新中国六十年统计资料汇编》，北京：中国统计出版社，2010 年。

〔责任编辑：梁 华 责任编辑：许建康〕