

中国居民收入分配对产业结构升级的影响

杨天宇 朱林

内容提要： 本文在测度收入分配状况和产业结构变迁的基础上，通过建立收入分配对产业结构变迁影响的计量经济模型，深入探讨了收入分配对产业结构变迁的影响。研究表明：收入差距扩大对产业结构高级化具有直接的负效应和间接的正效应；收入差距扩大对产业结构的净效应由现有产业结构高级化的程度而定，在产业结构高级化水平低的地区，收入差距对产业结构升级的净影响更有可能是负的。因此，本文认为，实现收入差距的缩小将有助于推动产业结构的升级和增长方式的转变。

关键词： 收入分配 产业结构升级 基尼系数 动态面板

一、引言

收入分配不平等与宏观经济的关联性一直是各国政府与学术界关注的焦点问题之一，国内外经济学者在该领域展开了十分深入的研究，相关文献不断涌现。但是迄今为止，对收入分配影响宏观经济的研究主要集中在收入分配对以GDP为代表的总量指标的影响上。这些研究可以划分为如下几类：第一类是研究收入分配对经济增长的影响，如库兹涅茨1955年提出的收入不平等与经济增长呈倒U关系的假说^①，阿莱斯纳和帕若蒂提出的收入不平等与经济增长负相关的社会政治不稳定假说^②，以及李宏毅和邹恒甫提出的收入不平等对经济增长有正面影响的假说等^③。第二类是研究收入分配对宏观经济波动的影响，如阿吉翁等人发现，收入分配不平等表现为不平等的投资机会和工农部门的收入差异，由此会引起经济的波动^④。第三类是研究收入分配对总需求和消费、投资、出口等需求的影响，如汪同三、蔡跃洲考察了收入分配对资本积累和投资结构的影响，朱国林等人考察了收入分配对居民消费不振的影响等^⑤。尽管研究收入分配与宏观总量关系的文献很多，但是研究收入分配影响产业结构的文献却很少见。仅有的一些文献，也都是仅限于定性分析^⑥，或者研究的并不是产业结构而是投资结构^⑦。

改革开放以来，虽然中国经济保持了高速增长，但背后的产业结构不合理问题却一直没有得到解决。中国共产党的十七大报告就指出，“加快转变经济发展方式，推动产业结构优

^①Kuznets, Simon, *Economic Growth and Income Inequality*, *American Economic Review*, 45(1), 1955, pp. 1-28.

^②Alesina, A. and R. Perotti, *Income Distribution, Political Instability, and Investment*, *European Economic Review*, 40(6), 1996, pp.45-67.

^③ Hongyi Li and Heng-fu Zou, *Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence*, *Review of Development Economics*, 2(3), 1998, pp. 318-334.

^④ Aghion, P. Banerjee A. and Piketty T, *Dualism and Macroeconomic Volatility*, *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(4), pp. 1359-1397.

^⑤汪同三、蔡跃洲《改革开放以来收入分配对资本积累及投资结构的影响》，《中国社会科学》2006年第1期，朱国林、范剑勇、严燕：《中国的收入分配与消费不振：理论和数据》，《经济研究》2002年第10期。

^⑥汪同三、张涛：《注意从收入分配角度促进产业结构调整》，《数量经济技术经济研究》2003年第12期，王志勇：《从收入分配的角度解析我国的产业结构问题》，中南民族大学2008年硕士论文。

^⑦汪同三、蔡跃洲：《改革开放以来收入分配对资本积累及投资结构的影响》，《中国社会科学》2006年第1期。

化升级。这是关系国民经济全局紧迫而重大的战略任务”。因此，研究产业结构升级的推动力量和影响因素，具有重要的理论和现实意义。而通过调整收入分配来调整产业结构，可能是一条促进产业结构升级的有效途径。在这方面，库兹涅茨提供了一个非常好的视角。他提出了著名的“倒U理论”，即收入差距随着经济增长在初期先是逐步扩大，当经济发展到一定程度以后，收入差距也达到一个顶点，然后开始逐步缩小。同时他又在另一项研究中，通过对大量历史统计资料的整理和比较，发现“总产量的行业分布状况的各种趋势反映了最终需求结构的变动，而需求结构的变动或者由人均产值的提高所致（因为各种产品的需求收入弹性不同）或者起因于并非对所有最终物品都有同样影响的技术变动”^①。如果我们将他的上述两项研究联系起来，并用人均GDP的增长来代表经济增长，就可以发现其中暗含着“经济发展→人均GDP水平提高→收入差距变动→需求结构变动→产业结构变动”这样的逻辑。但库兹涅茨并没有直接提出收入分配影响产业结构的问题，这可能与西方主流经济学并不重视产业结构有关。

与库兹涅茨的思想相似的是墨菲、施莱佛和维什尼1989年提出的“大推动工业化”模型^②，他们注意到了农业国工业化的过程中人们需求结构的变化，因此选择了一个十分特殊的效用函数：人们对每种商品的消费有一个限度，随着人们收入的增加，人们偏好于扩大消费品的范围，而不是增加某种商品的消费量。利用这种很符合常识的效用函数，他们研究了收入分配对工业化的影响。如果收入分配过于不均，则有能力和购买工业品的消费者人数较少，且上层阶级还将大部分收入用于奢侈品消费，这样对国内生产的工业品需求不足。而工业化要求充分大的国内市场以使规模收益递增的生产技术获得盈利性，这样不平等将导致国内工业品的市场狭小，从而制约了国内的工业化进程。墨菲等人的模型也暗含着“收入差距变动→需求结构变动→市场规模变动→产业结构变动”这样的逻辑，但他们的模型只能解释产业结构升级的一种形式，即非农产业比重上升，而对于重工业化和高服务化等产业结构升级形式缺乏解释能力，而且他们也没有进行实证分析。

国内学术界对收入分配与产业结构的关系虽然研究得不多，但对于上述库兹涅茨和墨菲等人思想中的关键逻辑环节，却已经有了一定的实证研究。国内已有文献证明^③，中国的居民收入分配和国民收入分配均对需求结构有显著的影响。这个结论与库兹涅茨和墨菲等人关于收入分配作用的论证相类似，但遗憾的是他们研究的仅仅是消费结构或总需求结构，还没有涉及收入分配对产业结构升级的影响。

本文试图在库兹涅茨和墨菲等人思想的基础上，深入研究改革开放以来中国居民收入分配对产业结构升级的影响，力求弥补现有文献在该领域的不足。具体来说，本文的创新体现在以下几个方面：第一，利用第三产业与第二产业产值之比、非农产值比重、轻重工业比重等三种指标来衡量产业结构升级，以使对产业结构升级的测度更加合理和全面；第二，利用1980—2009年的省级面板数据，通过一个简洁的计量经济模型对收入分配与产业结构升级之间的关系进行了实证研究，并回避对其他控制变量选择的问题，减少了模型设定不当带来的误差；第三，通过指标度量、估计方法以及模型选择等多种途径来对研究结果进行稳健性检验，以提高本文研究的精确程度。

^①西蒙·库兹涅茨：《现代经济增长》（中译本），第434页，北京经济学院出版社，1989年。

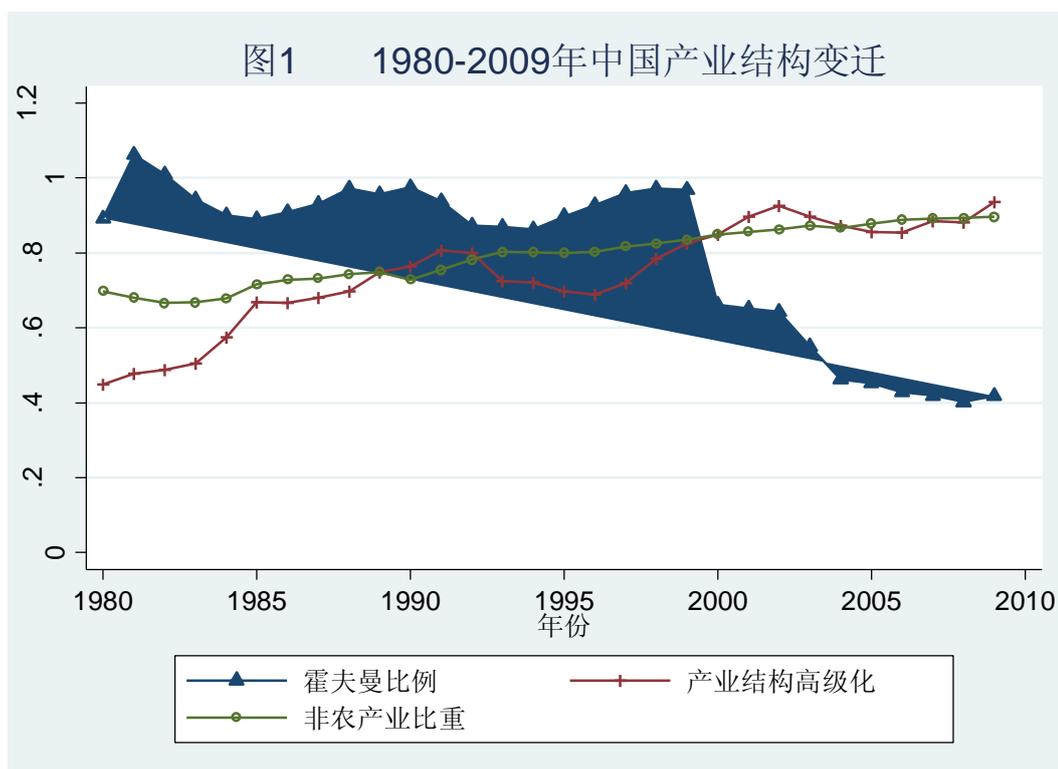
^②Murphy, K. A., Shleifer, and R. Vishny, 1989, 'Income Distribution, Market Size and Industrialization', *Quarterly Journal of Economics*, 104, pp. 537—64.

^③孙凤、易丹辉：《中国城镇居民收入差距对消费结构的影响分析》，《统计研究》2000年第5期；刘伟、蔡志洲：《国内总需求结构矛盾与国民收入分配失衡》，《经济学动态》2010年第7期。

本文结构安排如下：第二部分是居民收入分配和产业结构升级的衡量指标；第三部分构建相应的计量方程，并详细介绍了估计方法和数据来源；第四部分对中国居民收入分配和产业结构升级的关系进行实证检验；第五部分对模型进行稳健性检验；第六部分是总结。

二、收入分配和产业结构升级的度量方法

(一) 产业结构升级的度量。产业结构高级化实际上就是对产业结构升级的衡量，而由于理论基础和经济发展阶段的不同，产业结构高级化有多种衡量方式。本文将产业结构高级化指标分为三类，一是以克拉克定律为理论基础，适合于工业化初级阶段的衡量指标，普遍采用非农业产业增加值比重(NAGR)来衡量产业结构高级化；二是以霍夫曼定律为理论基础，适合于重工业化阶段的衡量指标，如轻工业与重工业总产值的比值(LH)；三是以钱纳里的标准结构为理论基础，适合于经济高服务化阶段的衡量指标^①，鉴于经济服务化过程中的一个典型事实是第三产业的增长率要快于第二产业增长率，本文用第三产业增加值与第二产业增加值之比(SI)来衡量此种意义的产业结构高级化^②。图1描述了自改革开放以来，以上述三种指标衡量的产业结构变迁趋势。



从图1可以看出，无论以哪种形式衡量，我国产业结构都是波动升级趋势，可见30多年来我国同时经历了三种形式的产业结构升级，因此我们在实证分析中需要全面考虑三种形式的产业结构升级。不过从刚刚公布的“十二五规划”来看，政府更加强调提高第三产业比重的产业结构升级形式，因此我们将上述第三种指标作为现代产业结构升级指标，前两种作为传统产业结构升级指标。

^①其他一些著名的理论，如库兹涅茨法则，罗斯托的经济增长阶段论等，都或多或少地包含了上述三个阶段。

^②该衡量方法借鉴了干春晖等：《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》，《经济研究》2011年第5期。

(二) 收入分配的度量。本文用两种指标衡量各省总体的居民收入差距。首先, 我们选取城市人均可支配收入与农村人均纯收入之比作为居民收入差距的代理变量, 已有研究表明中国城乡收入差距可以解释(构成)全国总体居民收入差距的75%以上^①, 因此采用城乡收入差距作为总体收入差距代理变量的做法, 在有关收入差距的研究文献中非常普遍^②。其次, 由于中国是一个地区差异较大的国家, 而前述城乡收入差距对全国总体收入差距75%的解释力是建立在全国样本的计算结果上的, 这未必意味着各省的城乡收入差距依然可以解释总体居民收入差距的75%。基于此, 我们在稳健性检验中采用胡祖光的方法^③计算了各省的基尼系数, 胡祖光提出了一种简便而精确的计算基尼系数的方法, 该方法的大致计算过程如下:

$$\begin{aligned} P_5 &= \text{最高收入组的人均收入} \times (\text{全省总人口} \times 20\%) \div (\text{全省人均收入} \times \text{全省总人口}) \\ &= \text{最高收入组的人均收入} \times 20\% \div \text{全省人均收入}, \\ P_1 &= \text{最低收入组的人均收入} \times (\text{全省总人口} \times 20\%) \div (\text{全省人均收入} \times \text{全省总人口}) \\ &= \text{最低收入组的人均收入} \times 20\% \div \text{全省人均收入}, \\ \text{城乡合一的收入分配的基尼系数 } Gini &= P_5 - P_1 \end{aligned}$$

胡祖光的计算方法为将全省人口按收入水平从低到高等分成五组, 每组人口占全省人口的比例为20%, 基尼系数为收入最高的20%的人群的收入百分比与收入最低的20%的收入百分比之差。由于在统计年鉴中城镇和农村的收入分组是分别列出的, 因此全省人口按收入水平分成的五组, 每组的人口比重和人均收入需要通过插值法计算得出。在得到最高收入组的人均收入和最低收入组的人均收入后, 就可以依照上面的公式计算得到该省当年的全省基尼系数了。吴一平、芮萌^④将这种方法计算出的全国基尼系数与联合国数据库UNU/WIDER World Income Inequality Data-base (WIID)中的中国全国基尼系数进行了相关性检验, 发现两组数据的相关性达0.9128, 并且都在0.01水平上显著, 这从某种程度上说明该计算方法是比较可靠的。

三、模型、方法和数据

(一) 计量模型的设定和估计方法

本文目的是讨论收入分配对产业结构升级(或产业结构高级化)的影响。我们运用1978—2010年的省级面板数据对这一问题进行实证分析。面板数据可以控制个体的异质性和非观测效应, 缓解变量间的多重共线性问题, 同时提供了更多与现实有关的信息, 从而提高了参数估计的准确性。根据研究目的, 本文采用了面板固定效应模型, 原因是随机效应模型要求模型中可观测的解释变量与随机误差项中不随时间变化的非观测效应不相关, 而固定效应没有这个假设。而本文所研究的收入分配变量与其他影响产业结构升级的不随时间变化的非观测效应很可能是相关的, 而固定效应模型可以通过差分来去掉这部分非观测效应, 这就减少了由于非观测效应可能与解释变量相关而导致的内生性问题, 因此本文适合采用固定效应模

^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6期。

^③胡祖光:《基尼系数与统计数据——以浙江省为例》,《统计研究》2005年第7期;胡祖光:《基尼系数的理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》2004年第9期。

^④吴一平、芮萌:《收入不平等对刑事犯罪的影响》,《经济学(季刊)》2010年10月。

型。我们将模型设定为如下形式：

$$NAGR_{it} = \alpha_i + \beta \ln ID_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$LH_{it} = \alpha_i + \beta \ln ID_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$SI_{it} = \alpha_i + \beta \ln ID_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

其中*i*表示地区，*t*表示时间，*NAGR*表示非农产业增加值占地区生产总值的比重，*LH*为重工业总产值占工业总产值的比重，*SI*表示第三产业增加值与第二产业增加值之比，*ID*为收入分配的衡量指标，即城市家庭人均可支配收入与农村家庭人均纯收入之比。*u*为独立同分布的随机误差项。 α_i 为地区不可观测的个体效应。

然而，收入分配并不是影响产业结构升级的唯一因素，金融发展，劳动力结构，财政政策等因素都可以对产业结构变迁产生显著的影响，这些因素如此众多，以至于很难有一个科学的标准来选取本文的控制变量，因此，为了避免选择控制变量的随意性，本文仿照Frank（2005）在分析地区经济差距和经济增长关系时，和Barro(1999)在分析收入分配和经济增长关系时所采用的将解释变量和被解释变量的交叉项作为控制变量的方法，将解释变量和被解释变量的乘积交叉项作为控制变量引入方程，这样做有两个原因：第一，因为残差中未能引入模型的因素，在同时与解释变量或被解释变量相关时才会产生内生性，因此，将交叉项引入模型，可以代替这些产生内生性的因素，起到了“代理”各种控制变量的作用；第二，可以据此估计出收入分配对产业结构升级的偏效应。基于此上述计量模型将变为：

$$NAGR_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln ID_{it} + \beta_2 (NAGR_{it} * \ln ID_{it}) + \mu_{it} \quad (4)$$

$$LH_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln ID_{it} + \beta_2 (LH_{it} * \ln ID_{it}) + \mu_{it} \quad (5)$$

$$SI_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln ID_{it} + \beta_2 (SI_{it} * \ln ID_{it}) + \mu_{it} \quad (6)$$

对（4）—（6）式分别进行差分，以消除个体效应，可得到以下差分方程：

$$\Delta NAGR_{it} = \beta_1 \Delta \ln ID_{it} + \beta_2 (\Delta NAGR_{it} * \Delta \ln ID_{it}) + \Delta \mu_{it} \quad (7)$$

$$\Delta LH_{it} = \beta_1 \Delta \ln ID_{it} + \beta_2 (\Delta LH_{it} * \Delta \ln ID_{it}) + \Delta \mu_{it} \quad (8)$$

$$\Delta SI_{it} = \beta_1 \Delta \ln ID_{it} + \beta_2 (\Delta SI_{it} * \Delta \ln ID_{it}) + \Delta \mu_{it} \quad (9)$$

由于差分方法会带来差分后随机扰动项的相关性问题，因此，本文在参数估计时将采用面板稳健性标准差。由于交叉项与残差项相关，因此，采用引入交叉项的方法会带来内生性问题，对此本文借鉴了Baum & Schaffer(2002)的方法，视所有解释变量为内生，并用其滞后项和差分项作为工具变量进行面板广义矩估计。采用这些滞后项作为工具变量的前提是其与残差项不相关，但是，当采取了这些滞后项作为工具变量时，会带来过度识别问题，也就是超过待估计内生变量个数的工具变量。Hansen（1982）采用有效矩估计方法，给出了J检验统计量对此进行识别，原假设是工具变量是有效的。本文将采取这种方式对过度识别问题进行检验。

(二) 数据来源说明。本文计算收入分配差距和产业结构升级的原始数据均来源于《中国五十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》(2006-2011), 以及中经网统计数据库, 在计算过程中的个别缺失数据, 通过移动平均法补齐。表1给出了文章中所使用的主要变量的描述性统计分析, 从各变量的统计分析结果来看, 被解释变量中, 轻重工业比例(LH)的总标准差约为0.541, 是三个解释变量中较大的, 而第三产业与第二产业增加值比值(SI)标准差为0.113, 非农产业增加值比重(NAGR)的标准差最小, 为0.049。关键解释变量中城乡人均收入比(ID)的标准差较大, 为0.428, 而基尼系数(GINI)的标准差只有0.069。

表3 主要变量的统计描述

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观察值
SI	0.740602	0.113233	0.518385	1.032643	105
NAGR	0.874486	0.049686	0.745379	0.950091	105
LH	0.763258	0.548061	0.056624	2.196845	105
ID	2.385574	0.428025	1.526276	3.297884	105
GINI	0.351708	0.069426	0.231172	0.516268	105

我们计算了城乡收入差距和基尼系数的Pearson相关系数, 高达0.9102, 且p值拒绝1%的显著性水平。这可以说明这两个度量收入分配不平等的指标可以相互代替。

表4 解释变量相关系数表

	ID	GINI
ID	1.0000	
GINI	0.9102***	1.0000

显著性水平1%标识为***, 5%标识为**, 10%标识为*。

注: 工具变量采用自变量滞后项一阶和二阶

四、实证分析

(一) 收入分配对产业结构升级的影响

表5 收入分配对产业结构高级化的影响

自变量	因变量	ΔSI
	$\Delta \ln ID$	-0.748*** (0.051)
	$\Delta SI * \Delta \ln ID$	0.947*** (0.063)
Hansen检验 (p-value)		0.445
F统计量		143.80
观测值		95

显著性水平1%标识为***, 5%标识为**, 10%标识为*。

对产业结构高级化, 即第三产业在GDP中的比重而言, 收入分配对产业结构的直接影响是负的, 这说明收入分配直接抑制产业结构高级化, 也就是居民收入差距的扩大会影响第

三产业在经济中的比重的上升，抑制“经济服务化”，而交叉项的系数是正的，说明收入分配与其他产业结构影响因素的相互影响会促进产业结构的高级化。而从上述两个系数的壁纸来看，由于 $|\beta_1/\beta_2|<1$ ，因此，在产业结构高级化水平较低的情况下，收入分配的恶化（ID 值的扩大）会阻碍产业结构的升级，然而，当产业结构高级化水平达到较高时，这种净效应将由负变为正，这意味着，在第三产业比重足够高的时候，收入分配的扩大反而会有利于产业结构的继续升级。

(二) 收入分配对其他两个产业结构指标的影响

表6 收入分配对产业结构其他两个指标的影响

自变量 \ 因变量	$\Delta NAGR$	ΔLH
$\Delta \ln ID$	-0.863*** (0.153)	-0.991*** (0.201)
$\Delta NAGR * \Delta \ln ID$	1.032*** (0.147)	-
$\Delta LH * \Delta \ln ID$	-	1.428*** (0.076)
Hansen 检验 (p-value)	0.050	0.082
F 统计量	92.90	188.98
观测值	95	95
显著性水平1%标识为***，5%标识为**，10%标识为*。 工具变量采用自变量滞后项一阶和二阶		

利用同样的方法，我们还可以计算出收入分配对其他两个产业结构升级指标的直接影响和间接影响。从上表的参数估计结果来看：

收入分配对非农产业比重的直接影响系数为-0.863，也就是说，收入差距的扩大不利于非农产业比重的上升，即对于产业结构升级具有直接的抑制作用；而间接效应为 1.032，即有利于产业结构升级，二者的系数之比 $|\beta_1/\beta_2|$ 仍然小于 1。因此，影响机制与收入分配对第三产业比重的影响是同样的：当非农产业比重较低时，收入分配差距扩大将阻碍非农产业壁纸的上升，但是当非农产业比重较高时，收入差距扩大将促进非农产业比重的上升。而在收入分配对重工业比重的影响方面， $|\beta_1/\beta_2|<1$ 则表明，收入分配差距的扩大（g 的上升）在工业化发展初期，将可能促进重工业化的推进；然而，当重工业在工业中的比重达到较高水平时，收入差距的扩大阻碍重工业化。

(三) 对实证结果的进一步解释和说明

经过收入分配对产业结构三个指标的实证检验，我们发现，过去20年的收入分配差距扩大，将会抑制经济服务化，抑制非农产业比重增加，促进经济的重工业化。这些估计结果是不难理解的。我们可以分别从三个方面解释这一结果：（1）收入分配差距扩大抑制了居民对于第三产业总消费的数量，阻碍了第三产业消费在居民消费中比重的提高^①，从而抑制了第

^① 杨汝岱 朱诗娥（2007）《公平与效率不可兼得吗？——基于居民边际消费倾向的研究》（《经济研究》，2007年12期）提出在边际消费倾向随收入水平增加呈现倒U型分布时，收入分配越公平（g 越小），总消费额越大，并且也从实际数据证明了中国的城镇和农村的边际消费倾向呈现倒U型分布。而如果恩格尔系数呈

三产业比重上升。(2) 城乡收入差距的扩大使得农村居民缺乏对城市工业品的购买力, 导致工业市场容量狭窄, 从而抑制了非农产业比重的增加。(3) 在工业内部, 轻工业中包含终端工业制成品用于消费的部分, 这部分包含了高档消费品和生活必需品, 因此, 收入差距扩大并不能对这一部分产生较为明确的影响, 主要的影响来自于对重工业的影响。中国的收入差距主要来源于两种收入分配状况的恶化: 城乡收入差距的扩大, 工资和资本收入差距的扩大^①。而资本报酬与工资差距的扩大将使企业自留利润充足, 因此降低企业投资的成本, 刺激固定资本形成的增加, 从而使重工业得以蓬勃发展。

五、稳健性讨论

前文通过对收入分配与产业结构升级之间关系的深入研究, 我们得出了一些重要的结论。为了验证这些结论的准确性, 还有必要对结论进行稳健性检验。仍然要对收入分配与三个产业结构变迁指标的关系分别进行检验。稳健性检验可分为两种: (1) 收入分配的衡量方式的改变是否会变更上面检验结果的符号; (2) 估计方法的改变是否会影响到上面检验结果的符号。

(一) 用基尼系数代替城乡收入差距。前文采用城乡人均收入比作为收入分配差距的衡量指标, 在这里, 我们用前文所提到的方法计算得出的基尼系数作为自变量, 交叉项也会随之改变。仍采用与前文一样的模型估计方法进行参数估计。

表7 收入分配对产业结构变迁影响的稳健性检验 I

自变量 \ 因变量	$\Delta NAGR$	ΔLH	ΔSI
$\Delta \ln GINI$	0.748*** (0.042)	0.169 (0.148)	0.832*** (0.089)
$\Delta NAGR * \Delta \ln GINI$	-0.873*** (0.053)	-	-
$\Delta LH * \Delta \ln GINI$	-	-0.743*** (0.037)	-
$\Delta SI * \Delta \ln GINI$	-	-	-1.115*** (0.100)
Hansen检验 (p-value)	0.248	0.269	0.605
F统计量	158.47	200.54	60.85
观测值	90	90	90
括号内值为二步稳健估计标准差; 显著性水平1%标识为***, 5%标识为**, 10%标识为*。			

现下降是居民不断改善消费品结构, 增加享受型和发展型消费品份额下的规律的话, 显然, 在杨, 朱等人的结论基础上可以推出, 第三产业产品的总的消费规模和消费份额都将随着居民的收入分配公平程度的增加而提升。

^① 李杨、殷剑峰(2003)通过分析国民经济核算表中的资金流量表得出结论, 认为“企业储蓄率呈现缓缓上升趋势, 主要原因并不在于企业盈利能力的提高, 而在于其主要支出对居民部门的劳动报酬支出和利息支出长期被稳定在较低的水平上”, 《经济研究》, 2007年第六期

从检验结果来看，虽然表面上所有符号都有变更，但是，由于取对数后，大于1的数值的符号仍然为正，而小于1的数值的符号变为负数，因此，这里的每个参数估计值的符号都要变为相反数，才能表现用基尼系数衡量的收入分配差距对产业结构变迁的真实影响。可以看出，除了在数量大小上有所变化外，各个参数估计值的正负性质都没有变化，因此，前文的估计结果是可靠的，替换自变量的稳健性检验得以通过。

(二) 采用动态面板广义矩重新估计参数

表8 收入分配对产业结构变迁影响的稳健性检验 II

自变量 \ 因变量	$\Delta NAGR$	ΔLH	ΔSI
$\Delta \ln ID$	-0.470*** (0.775)	-1.441*** (0.303)	-0.542*** (0.219)
$\Delta NAGR * \Delta \ln ID$	0.558*** (0.885)	-	-
$\Delta LH * \Delta \ln ID$	-	1.078*** (0.182)	-
$\Delta SI * \Delta \ln ID$	-	-	0.624*** (0.374)
Sargan检验 (p-value)	1.0000	1.0000	1.0000
一阶残差自相关性P-value	0.386	0.141	0.691
二阶残差自相关性 P-value	0.440	0.369	0.271
Wald chi2	5.75	74.96	11.97
观测值	95	95	95
注：估计过程中采用了二步稳健估计，目的使系统估计更为稳健有效。括号内值为二步稳健估计标准差； 显著性水平1%标识为***，5%标识为**，10%标识为*。			

由于前面提到的，交叉项的引入会带来明显的内生性问题，因此，本文选取能有效对这个问题进行处理的系统广义矩估计 (SYS-GMM) 方法对城乡人均收入比和产业结构三个指标的关系重新检验。系统广义矩估计方法是将差分系统和水平系统结合起来，作为一个方程系统进行估计，选取解释变量的滞后项和差分项的滞后项作为系统的工具变量，在解决内生性问题的同时，可以提高估计的效率。但是，这种方法的应用有两个前提：第一，必须假定被解释变量的差分滞后项与个体效应无关，为此，要检验差分方程随机误差项的自相关性，要求一阶差分方程的随机误差项不存在二阶自相关。Arellano-Bond检验是针对这个问题设计的检验方法。第二，要求所有工具变量与误差项不相关，也就是要求所有工具变量都有效。目前在进行动态面板的过度识别检验中，比较常用的是Sargan检验，本文也将采取这种方法，也对这两个假设进行检验。

从表8的检验结果可以看到，Sargan检验的P值大于0.1的显著性水平，因此，不拒绝原假设“所有工具变量都有效”，模型通过了过度识别检验；各项Arellano-Bond检验结果也都明显高于0.1的显著性水平，因此，模型的残差值不存在一阶和二阶自相关性。将表5的检验结

果与表2-表3进行对比,发现参数估计值只是在数量上有所改变,而符号则是相同的,因此,改变模型估计方法仍然没有改变初次估计所得出的检验结论,改变参数估计方法的稳健性检验得以通过。

六、结论和政策建议

本文在库兹涅茨对产业结构变迁和收入分配变化的理论上,研究收入分配对产业结构的三个衡量指标的影响。利用1989-2009年的省级面板数据,我们估计了收入分配对产业结构的影响参数。通过对参数估计结果和数据变化趋势的分析,本文得到了如下结论:虽然同为产业结构变迁,但是中国在产业结构的三个方面的发展过程是不同的:第三产业比重的上升处于上下波动之中,饱经波折。这与重工业化和非农产业比重上升有明显的区别,后者的变化趋势是稳定且相对顺畅的。本文分别研究了收入分配变化对这三个方面的影响。并进一步考察了直接影响和间接影响。

从参数估计结果来看,收入分配对产业结构的三个方面的影响具有共性:

(1) 收入差距扩大的直接影响都不利于产业结构升级,而间接影响则是促进产业结构升级;因此,我国收入分配差距在本文观察期限内处于总体上升的状态,带来的是第三产业比重上升受阻,而重工业得到巨大发展,一定程度上促成了我国经济以投资为主要增长动力的经济结构和产业结构升级的缓慢。

(2) 直接影响的参数估计的绝对值都小于间接影响的参数估计的绝对值。这为收入分配对产业结构变迁影响的逆转和收敛奠定了基础。在经济发展初期,收入差距的扩大带给经济结构调整的直接负效应仍然可以超过间接的正效应。这意味着收入差距拉大对产业结构升级的不利影响是有条件的,即应该存在一个产业结构高级化水平的转折点,在到达这一点后,收入差距对产业结构变迁的影响具有正的影响。这个结论需要与另一个经济学的假说相结合:收入分配随着收入水平的增加而呈现倒U型曲线。随着经济发展,经济结构的高级化水平也会不断提高,当到达某一点时,收入差距开始缩小,如果这发生在间接效应超过直接效应的产业结构水平之后,则意味着经济结构本身将会出现某种回调或出现以原有产业部门为内容的产业结构高级化边际增速递减。也就是说,产业结构本身具有自我调整的机制,但是,这种机制是需要足够的时间和产业结构高级化的积累的。反过来,当观察到产业结构升级还在不断进行,重工业化还在继续深入,且收入分配差距在不断拉大时,可以判断收入分配对产业结构变迁的净效应的变化点还没有到来,在这之前,直接的负效应将起主要作用。

这些结论和推论对政府在制定产业政策,特别是制定产业结构政策时具有一定政策含义的。

(1) 现阶段我国面临着产业结构升级和经济增长方式转型的问题,政府将为此制定产业政策,促进经济结构高级化,同时遏制经济重型化。为了实现这些目标,政府需要通过改革收入分配机制和再分配降低我国收入差距,从而从根本上有助于我国产业结构的优化升级。因此,收入分配政策是我国产业结构政策实施的一个重要环节。

(2) 在收入分配状况没有得到改善的情况下,过快的推动产业结构高级化,通过限制或压制重工业部门发展,来达到产业结构升级的目的,将会引发与初衷相反的效果。因为,当人为将产业结构高级化水平推高,在没有达到间接效应大于直接效应之前,收入分配差距的扩大将会削弱政策的实施效果。

(3) 推进产业升级的产业政策应该是具有地区性的,这是根据不同地方的收入分配状况

和既有的产业结构状况而辅助决定的。产业结构高级化水平较高的地区，收入分配政策的动力会不足，因为那意味着他们具有更多的正的间接效应，即便不降低收入分配差距，也可以实现产业结构的持续升级。因此，从民生的角度看，政府应该对这类缩小收入分配激励不足的地区加以干预。