

中国地区产业专业化 演变的 U 型规律^{*}

张建华 程 文

摘 要：经济发展过程中，一个地区自身的产业结构专业化或多样化水平的演变具有一般规律性，需要对规律背后深层次的形成机理进行研究。我们引入基于回归的不平等分解方法，对地区产业专业化影响因素的重要性进行排序。研究结果发现，中国各省及东、中、西部地区产业专业化的演变均呈现出 U 型规律；其原因在于消费者需求多样化、厂商技术进步和制度改善的共同作用；各个影响因素作用中，地区原有产业专业化水平、工资水平、交通基础设施、对外贸易及外商直接投资，依次为造成中国地区产业专业化发展不均衡的重要因素。以上分析为解决中国各省之间地区产业专业化发展的不均衡问题提供了政策指引。

关键词：地区产业专业化 U 型曲线 技术进步 交易费用

作者张建华，经济学博士，华中科技大学经济学院教授（武汉 430074）；程文，华中科技大学经济学院博士（武汉 430062）。

一、问题的提出

随着一国或地区经济发展水平的提升，产业结构是呈现产业专业化（产业部门集中）还是产业多样化（产业部门分散）变化？这种变化是否存在一定的规律性？这是本文关心的主题。Imbs 和 Wacziarg 以就业和增加值表示的地区产业专业化基尼系数对 50 多个国家 30 多年的产业结构变化进行统计研究，发现一个国家在工业

* 本研究得到国家社科基金重大项目“新型工业化道路的工业结构优化升级研究”（批准号 06&ZD035）的资助。作者感谢匿名审稿人的评论和修改意见，并感谢万广华教授提供的基于回归的不平等分解软件（WIDERdecom20041126 版）。当然，文责自负。

化初期,随着分工的发展,产业结构会趋向于多样化;而当人均年收入增长到较高水平(达到 9000—10000 美元,按 1985 年不变美元计算)后,产业集中现象开始呈现,产业结构会重新趋于专业化,从而使得产业专业化指标呈现出一个 U 型变化曲线。他们甚至预言这可能是一个普适性的规律。由于中国在 1983 年至 1988 年间处于低收入状态,其产业专业化基尼系数则呈现 U 型左端的下降部分。^①

1988 年以来我国经济发展十分迅速,人均名义 GDP 已由 1988 年的 1366 元提升至 2008 年的 23648 元(折合 3452 美元),与此同时各地区经济发展也呈现出巨大差异。因此,我们有必要进一步探讨 1988 年之后的中国各地区产业专业化演变过程是否符合发达国家所表现出的一般性 U 型规律,更重要的是要寻找地区产业专业化演变的形成机理,并结合中国 1988—2008 年的数据进行验证。^②此外,还需讨论:在经济发展水平差异巨大的中国各省份之间地区专业化发展水平是否也会呈现巨大差异?如果存在,这种差异究竟受到哪些因素的影响?哪些影响因素对其起到了主导作用?如何通过政策调节缩小这一差异?换言之,只有在准确把握我国地区产业专业化演变规律的一般性和特殊性的前提下,才能有针对性地制定产业政策,以指导我国不同地区和全国产业结构优化升级。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分,就地区产业专业化的理论与经验研究及相关研究进展进行评述,指出本文研究的重点。第三部分,对地区产业专业化发展水平在全国总体层面、分地区层面(东、中、西部地区)以及省级层面随人均 GDP 变化的统计规律进行直观的非参数拟合绘图,从而提炼出地区产业专业化演变的一般性统计规律。第四部分,通过构建数理模型从微观角度探讨地区产业专业化的演化机理,论证 U 型规律的存在性。第五部分,使用我国各地区 1988—2008 年的动态面板数据进一步验证这一机制,然后基于回归的不平等分解,进一步分析各省之间地区专业化发展不均衡的原因,对地区产业专业化影响因素的重要性进行排序。第六部分,总结全文,并对我国区域产业结构调整提出政策建议。

二、现有相关研究评述

地区产业专业化(Regional Industry Specialization)是指某一地区的生产要素集中配置在某些产业部门从而少数产业部门贡献了该地区总增加值(或总就业)的大部分。关于一国或地区产业专业化演变随着经济发展是否存在一定的规律性,现有研究结论既有 U 型也有倒 U 型,几乎各占一半。为什么会出现如此大的争议?事实

① J. Imbs and R. Wacziarg, "Stages of Diversification," *American Economic Review*, vol. 93, no. 1, 2003, pp.63-86.

② 受数据收集所限,计算截止年份为 2008 年。

上,这种差异是由于研究视角或研究思路的不同带来的。

一种思路是研究地区之间的相对专业化水平差异的“地区间产业专业化”(Inter-regional Industry Specialization),即本地区的产业结构相对于其他地区而言差异有多大,多用于解释“地区间产业结构趋同”、“地区间一体化水平提高”等现象。根据这种思路,地区间产业专业化指数随经济发展呈现倒U型曲线的规律。例如Kim发现美国1860—1987年地区间专业化指数及各行业平均集中度的时间序列数据均呈现倒U型曲线;^①范剑勇使用地区相对专业化指数和地区间专业化指数推断中国正处于地区间专业化演变的倒U型曲线上升段且国内地区间一体化水平逐渐提高。^②在这一思路下,相关的应用研究很多,如罗勇和曹丽莉研究了中国20个制造行业地理集中的状况;^③刘传江和吕力使用地区间专业化指数分析了长三角地区产业结构趋同问题;^④樊福卓构造更具一般性的地区专业化系数,并将用于测度产业地理集中和地区间相对专业化的各类指标统一于这一指标体系之内,^⑤探讨不同地区对地区专业化水平的贡献。^⑥对于地区间专业化演变倒U型规律的成因,新贸易理论和新经济地理理论提出核心—外围模型及其扩展分析予以解释。^⑦

另一种思路是研究地区自身的绝对专业化水平的“地区内产业专业化”(Intra-regional Industry Specialization)。按照这种思路,不考虑与其他地区的相互关系,一个地区自身的产业结构的专业化或多样化程度,随着经济发展阶段的变化呈现U型曲线。^⑧我国也有一些研究大体上支持了这一观点。例如,贺灿飞和谢秀珍发现,中国总体产业专业化程度逐步降低,产业结构趋于多样化,以就业衡量的基尼系数从1980年的0.57降到2003年的0.52。但从90年代末开始,中国东部沿海省区专业化水平有提升的迹象。^⑨林秀丽发现中国总体的工业专业化水平呈现一个U型曲

① S. Kim, "Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in US Regional Manufacturing Structure, 1860-1987," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 4, 1995, pp. 881-908.

② 范剑勇:《市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响》,《中国社会科学》2004年第6期。

③ 罗勇、曹丽莉:《中国制造业集聚程度变动趋势实证研究》,《经济研究》2005年第8期。

④ 刘传江、吕力:《长江三角洲地区产业结构趋同、制造业空间扩散与区域经济发展》,《管理世界》2005年第4期。

⑤ 樊福卓:《地区专业化的度量》,《经济研究》2007年第9期。

⑥ 樊福卓:《中国工业地区专业化结构分解:1985—2006》,《经济与管理》2009年第9期。

⑦ M. Fujita, P. Krugman and A. J. Venables, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge: The MIT Press, 1999, pp. 239-262.

⑧ J. Imbs and R. Wacziarg, "Stages of Diversification," pp. 63-86.

⑨ 贺灿飞、谢秀珍:《中国制造业地理集中与省区专业化》,《地理学报》2006年第2期。

线,增加值基尼系数在 1997 年达到最低值后出现了小幅回升的迹象。她还通过研究分省数据发现:西部地区的专业化水平最高,东部次之,中部最低,并将各省基尼系数随时间的变化趋势分为降低型、U 型、增高型和不变型四种。^①施平和郑江淮对江苏省产业专业化变迁的分析发现:制造业结构、第三产业结构和三次产业结构的变迁,都随着人均 GDP 的上升而表现出相同的 U 型变迁路径。^②

通过上述文献回顾,我们发现:由于背后影响因素的差异,地区间产业专业化与地区内产业专业化呈现出不同的演变规律。本文关注的是后一种“地区内产业专业化”,因此更倾向于 U 型规律探讨。但坦率地讲,目前关于地区产业专业化演变 U 型规律的理论解释却较少。传统贸易理论中李嘉图模型主要强调劳动生产率的比较差异,而赫克歇尔—俄林模型则强调要素禀赋特征。多恩布什等人提出了一个含有连续商品集的李嘉图模型,在此模型中随着一国劳动生产率的提高,国内生产的具有比较优势的商品范围将扩大,因而一国产业结构趋于多样化;而运输成本和关税的下降则会扩大可贸易商品的范围。^③Imbs 和 Wacziarg 在此基础上进一步将运输成本视为地区产业专业化的推动力量,并认为当引起多样化的力量超过专业化时,产业结构就会趋于多样化;反之,则趋于专业化。^④但他们只做出了理论推测,并未对其进行微观机理上的论证和实证检验。

就中国地区产业专业化 U 型分布的成因而言,林秀丽认为,西部大部分省区和中部部分省区由于产业结构单一,地方专业化基尼系数非常高;东部和中部大部分省区的产业结构分布比较均匀,缺少专业化生产产业,基尼系数较低;东部少数较发达省区在产业结构较均匀的基础上,有一两个专业化支柱产业,地方专业化基尼系数较高。施平和郑江淮同样认为,地区专业化发展的基础是形成一些主导产业,而主导产业的规模增长将依赖于其内部的产业分化和高级化,这些都离不开创新活动的支持。而黄新飞和舒元则认为,贸易开放度促进了中国生产率较高的优势产业发展及地区产业专业化程度的提高,进而使中国专注于生产率较高的行业生产,推动了经济的长期增长。^⑤国内外的理论探讨各有千秋,但在地区产业专业化 U 型规律的形成机理方面仍然缺乏有力的解释。

① 林秀丽:《中国省区工业产业专业化程度实证研究:1988—2002》,《上海经济研究》2007 年第 1 期。

② 施平、郑江淮:《创新与产业专业化变迁:江苏例证》,《产业经济研究》2010 年第 6 期。

③ R. Dornbusch, S. Fischer and P. A. Samuelson, "Comparative Advantage, Trade, and Payments in A Ricardian Model with A Continuum of Goods," *American Economic Review*, vol. 67, no. 5, 1977, pp. 823-839.

④ J. Imbs and R. Wacziarg, "Stages of Diversification," pp. 63-86.

⑤ 黄新飞、舒元:《贸易开放度、产业专业化与中国经济增长研究》,《国际贸易问题》2007 年第 12 期。

而国外学者更多是从马歇尔—阿罗—罗默外部性（MAR 外部性）、雅戈布斯外部性（Jacobs 外部性）或波特外部性（Porter 外部性）出发，来研究地区产业结构究竟是专业化还是多样化更有利于地区产业增长、^① 地区就业增长和经济稳定 ^② 以及地区产业创新。^③ 目前国内相关研究也都大多侧重于对其产生的影响进行评判，^④ 但是，地区产业专业化自身的影响因素有哪些，各个影响因素孰轻孰重，怎样利用政策来引导地区产业专业化均衡发展，却很少有学者问津。出于区域经济结构调整及制定产业发展战略的需要，对于地区产业专业化演变的影响因素及不同影响因素的重要性研究显得尤为重要。而近年来对基于回归方程的不平等分解方法的改进，正好为挖掘不平等的决定因素的重要程度提供了很好的工具。^⑤

本文期望在以下几个方面对相关研究做出贡献：首先，我们将地区产业专业化指标与人均 GDP 相联系，把全国、各省以及东、中、西部地区放入一个更为可比的框架中，从而提炼出地区产业专业化演变的一般性统计规律；其次，构建微观基础，引入全要素生产率和交易费用来扩展李嘉图模型，从技术和制度的协同演化上阐明地区产业专业化水平的变化规律，尝试解释 U 型规律的形成机理；最后，运用 1988—2008 年中国统计数据验证这一个规律，并采用基于回归方程的不平等分解方法，对中国地区产业专业化发展不均衡的原因进行深入解析，以便为制定相关区域产业政策提供依据。

-
- ① E. L. Glaeser, H. D. Kallal, J. A. Scheinkman and A. Shleifer, "Growth in Cities," *Journal of Political Economy*, vol. 100, no. 6, 1992, pp. 1126-1152.
- ② E. E. Malizia, S. Ke, "The Influence of Economic Diversity on Unemployment and Stability," *Journal of Regional Science*, vol. 33, no. 2, 1993, pp. 221-235.
- ③ M. P. Feldman and D. B. Audretsch, "Innovation in Cities: Science-Based Diversity, Specialization and Localized Competition," *European Economic Review*, vol. 43, no. 2, 1999, pp. 409-429.
- ④ 如关于中国地区产业专业化及多样化对产业增长的抑制或促进作用的研究，参见薄广文：《外部性与产业增长——来自中国省级面板数据的研究》，《中国工业经济》2007 年第 1 期。
- ⑤ 与以往的方法相比，新方法有很多优势。第一，它对不平等指标的使用没有任何限制，基尼系数、泰尔指数或其他任何不均等指标皆可使用。第二，它允许加入所有的影响变量，因而分解结果更为精确和可信。第三，它不要求预先设定的等式，只要能够估算出回归方程就可以了。第四，它对回归方程也没有什么限制，可以是高度非线性的，也可以包含交互项。参见 G. Wan, "Regression-Based Inequality Decomposition: Pitfalls and a Solution Procedure," WIDER Discussion Paper, no. 2002/101; 万广华：《不平等的度量与分解》，《经济学（季刊）》2008 年第 8 卷第 1 期；万广华、范蓓蕾、陆铭：《解析中国创新能力的的不平等——基于回归的分解方法》，《世界经济》2010 年第 2 期。

三、中国地区产业专业化演变趋势的统计描述

在本节中,我们主要使用《中国工业统计年鉴》和《中国统计年鉴》的数据,分别按照工业和全部产业两个口径计算就业和增加值的地区产业专业化指数。采用非参数的局部加权散点图修匀技术(locally weighted scatterplot smoothing,简称 LOWESS)拟合该系数和人均实际 GDP,确认两者之间是否存在 U 型曲线,并通过二次曲线参数拟合方式,确定函数形式和 U 型曲线最低点位置。我们将分别对我国总体产业专业化水平以及东、中、西部各自的产业专业化水平演化规律进行研究。

(一) 地区产业专业化的测度指标选取及 LOWESS 拟合技术说明

基尼系数、赫芬达尔系数、变异系数等多种指标可以测度一个地区自身产业结构的专业化或多样化程度。鉴于计算地区自身的绝对专业化水平时,不涉及地区之间的相对规模因素,^①且各指标测量结果彼此之间高度相关,^②本文采用广为人知的基尼系数来测度地区产业专业化水平,取值范围为 0 到 1,数值越高,表明某地区的产业专业化程度越高,而产业多样化程度则越低。我们使用森(A. Sen)定义的一个离散分布的基尼系数计算公式:^③

$$\text{Spec} = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n (n+1-i) x_i \quad (1)$$

其中, x_i 表示某一地区 i 产业的就业或增加值,按照 $x_1 < x_2 < \dots < x_{n-1} < x_n$ 的升序排列, n 是样本数量, $\mu = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$ 为样本均值。对该公式进行变形,计算公式可简化为:

$$\text{Spec} = \frac{n+1}{n} - \frac{2(n+1)}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n x_i + \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n i x_i = \frac{2 \sum_{i=1}^n i x_i}{n \sum_{i=1}^n x_i} - \frac{n+1}{n} \quad (2)$$

地区产业专业化指数 Spec 的大小反映的是一个地区产业结构专业化或多样化的程度,指数越大表示该地区产业专业化程度越高,指数越小表示该地区产业多样化程度越高。

我们还利用《中国统计年鉴》和《新中国 55 年统计资料汇编》中全国和各省的名义 GDP 及 CPI 指数,计算了以 1985 年为基期的全国及各省实际人均 GDP。并采用 LOWESS 技术对实际人均 GDP 和地区产业专业化指数之间的关系进行拟

① 参见樊福卓:《地区专业化的度量》,《经济研究》2007 年第 9 期。

② 参见 J. Imbs and R. Wacziarg, "Stages of Diversification," pp.63-86.

③ 参见 A. Sen and J. E. Foster, *On Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press, 1997, p.31.

合,基本思想是:①对于每一个样本点 (x_i, y_i) 通过采取局部加权平均的方法,在样本点 (x_i, y_i) 周边对称选取一个占全部样本比例为 f 的子样本进行回归得到 y_i 对应的平滑值,②从而排除了距离 x_i 较远的样本点的干扰。而且在LOWESS中,这种回归是加权的,以使得中心点 (x_i, y_i) 具有最高权重,离中心点越远的其他子样本点权重越低。这些回归的子样本区间彼此相互重叠,从而保证了拟合值的相对平滑。

(二) 我国总体地区产业专业化U型演化规律

对于工业的分析,我们采用《中国工业经济统计年鉴》1988—2008年的分行业就业及增加值数据计算出全国总体上的地区产业专业化指数,③并对应各年的名义人均GDP进行LOWESS拟合,④结果见图1和图2。可以直观地发现,我国工业地区专业化指数与名义人均GDP之间存在着开口向上的抛物线关系,也就是经济发展水平同地区产业专业化之间存在着正U型曲线关系。

接下来,我们采用简单的二次多项式回归来确定各参数,⑤使用地区专业化指数分别对名义GDP及其平方项进行了回归。⑥并通过对名义GDP及其平方项和地区产业专业化指数回归后的残差进行单位根检验,我们发现残差是平稳的,这就表明名义GDP及其平方项和地区产业专业化指数之间存在着协整关系,这说明了它们之间存在一种长期稳定的关系。为了便于跨国比较,我们还将Imbs和Wacziarg对14个OECD国家的相关计算结果⑦并列于表1中的第3栏和第5栏。可见,不论是我

① W. S. Cleveland, "Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, no. 368, 1979, pp.829-836.

② 按照Cleveland的建议,我们在下面的拟合中,选取 $f=0.5$,即每次使用中心点附近占全部样本50%比例的子样本进行回归。

③ 其中,1988—1992年为工业净产值指标。1995年、1996年和1998年无法获得相关数据,2004年数据由《2004年中国经济普查年鉴》得到。中国工业门类划分标准在1988年、1993年和2003年发生了较大的变动,为了保证指标的连续性和统计口径的一致性,我们仅保留了1988—2008年数据连续的行业。在此基础上,将“石油加工业”和“炼焦、煤气及煤制品业”合并为“石油加工与炼焦业”;将“普通机械制造业”和“专用设备制造业”合并为“机械制造业”,去除虽数据连续但属非贸易行业的“电力热力的生产和供应业”,经处理共得到20个产业的数据。

④ 本文中出现的以人民币为单位来衡量的实际变量均按可比价格衡量(1985年=100),名义变量均按当期价格衡量。

⑤ 二次曲线 $Gini=\alpha+\beta_1(GDP)^2+\beta_2GDP$ 的最低点对应横坐标为 $GDP=-\beta_2/(2\beta_1)$ 。

⑥ 鉴于篇幅限制,表1—3仅报告了对名义GDP及其平方项进行回归后所得的最低点收入水平,其各项系数的显著水平与实际GDP的回归结果一致,故略去,感兴趣的读者可向我们索取。

⑦ 参见J. Imbs and R. Wacziarg, "Stages of Diversification," pp.63-86.

国还是 OECD 国家,随着经济的发展,地区专业化均显示出显著的 U 型规律。

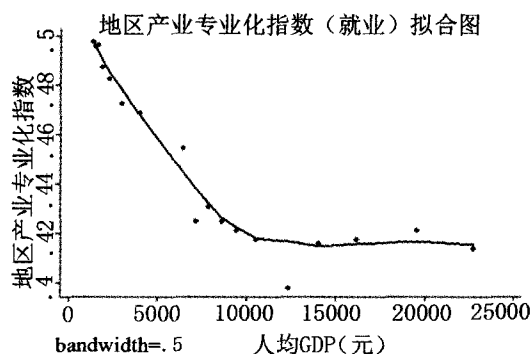


图 1 就业指数与名义人均 GDP 的关系

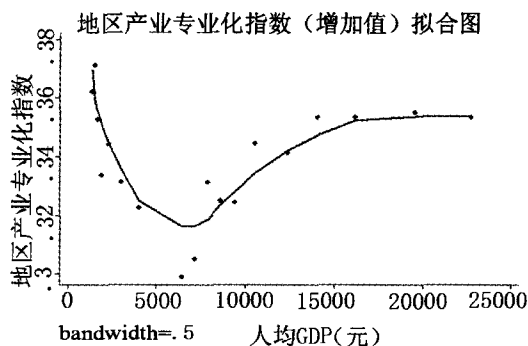


图 2 增加值指数与名义人均 GDP 的关系

表 1 中国及 OECD 国家地区产业专业化指数对名义人均 GDP 及其二次项的回归结果

变 量	中国工业 就业数据 (1988—2008)	OECD 国家 就业数据 (1960—1993)	中国工业 增加值数据 (1988—2008)	OECD 国家 增加值数据 (1960—1993)
名义人均 GDP	-0.0135*** (12.68)	-0.0300*** (11.67)	-0.0474** (2.13)	-0.0101*** (3.82)
名义人均 GDP 平方项	0.0423*** (8.89)	0.0020*** (13.44)	0.0024** (2.45)	0.0007*** (5.46)
截距项	0.5129*** (111.86)	0.6590*** (47.64)	0.3520*** (36.59)	0.5029*** (35.55)
R-squared	0.9510	0.1370	0.3041	0.0750

注:回归结果由 stata11.0 统计软件计算得到。括号内为 t 统计量的绝对值,***表示在 1% 的显著水平下通过显著性检验,**表示在 5% 的显著水平下通过显著性检验。

对于全行业的分析,我们采用的数据为《中国统计年鉴》1988—2002 年报告的“各地区按行业分就业人员数”指标,该指标涵盖《国民经济行业分类与代码》(GB/T4754—1994)中 A—P 全部共 16 个一位数行业。但遗憾的是从 2003 年起《中国统计年鉴》不再报告该指标,转而报告“各地区按行业分职工人数”,它涵盖《国民经济行业分类》(GB/T4754—2002)中除 T 国际组织外的 A—S 共 19 个一位数行业,但统计的就业口径较前者狭窄。因此,基尼系数的绝对值会发生改变,但这并不会影响其变化趋势。因而,我们对两阶段数据分别进行回归(见表 2),结果显示 1988—2002 年随着名义人均 GDP 的上升,地区产业专业化水平显著下降;而 2003—2008 年随着名义人均 GDP 的上升,地区产业专业化水平显著增加,U 型曲线的拐点是名义人均 GDP 为 11129RMB 处。而《中国统计年鉴》中“分行业增加

值”指标自 2004 年才开始报告，故无法对其进行有效分析。

表 2 中国全行业就业地区产业专业化指数对名义人均 GDP 的分段回归结果

变 量	中国全行业就业数据 (1988—2002)	中国全行业就业数据 (2003—2008)
名义人均 GDP	-0.0485*** (16.02)	0.0074*** (6.36)
截距项	0.7648*** (454.44)	0.5230*** (273.63)
R-squared	0.9518	0.9099
最低点名义人均 GDP (RMB)	11129	

注：回归结果由 stata11.0 统计软件计算得到。括号内为 t 统计量的绝对值，***表示在 1% 的显著水平下通过显著性检验。

工业化进程中三次产业结构转换，同时也对地区产业专业化的 U 型规律起到了推动和加强的作用。^①因为当一个地区处于工业化初期，仅有农业部门时，地区产业专业化程度最高。但随着工业化进程加快，工业部门种类逐渐增加，吸引更多的劳动力流入，地区产业结构会趋于多样化。进入工业化后期，服务业的高速发展会吸引经济体中的大部分劳动力，这会使得地区产业结构重新专业化于服务业。

(三) 我国各省及东、中、西部地区的产业专业化 U 型演化规律

我们采用《中国工业经济统计年鉴》1988—2008 年的分地区分行业就业数据分别计算出 28 个省、市、自治区的产业专业化指数，并按照整体及东、中、西部地区分别进行 LOWESS 拟合，结果见图 3。^②接下来，我们采用二次多项式的函数形式来确定各参数。最小二乘法 (OLS)、随机效应法 (REM) 和固定效应法 (FEM) 都可以用于估计静态面板数据模型，我们首先使用拉格朗日乘数检验 (LM)，确定应该采用 FEM/REM 而不是 OLS 方法，进而依据豪斯曼检验确定采用 REM 方法，结果见表 3。

① 钱纳里、鲁宾逊、赛尔奎因：《工业化和经济增长的比较研究》，吴奇、王松宝等译，上海：上海三联书店，1995 年，第 56—104 页。

② 东部省市：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部省市：山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部省市：内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆、四川、贵州、云南、西藏自治区、陕西、甘肃、青海、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区。此外，由于西藏自治区和海南省数据大量缺失，故将其舍去；重庆的数据并入四川。而西部地区中，内蒙古自治区样本期内名义人均 GDP 显著高于其他西部省份，故在研究西部时将其舍去，因此本文的样本数据仅涵盖中国大陆的 27 个省、市、自治区。

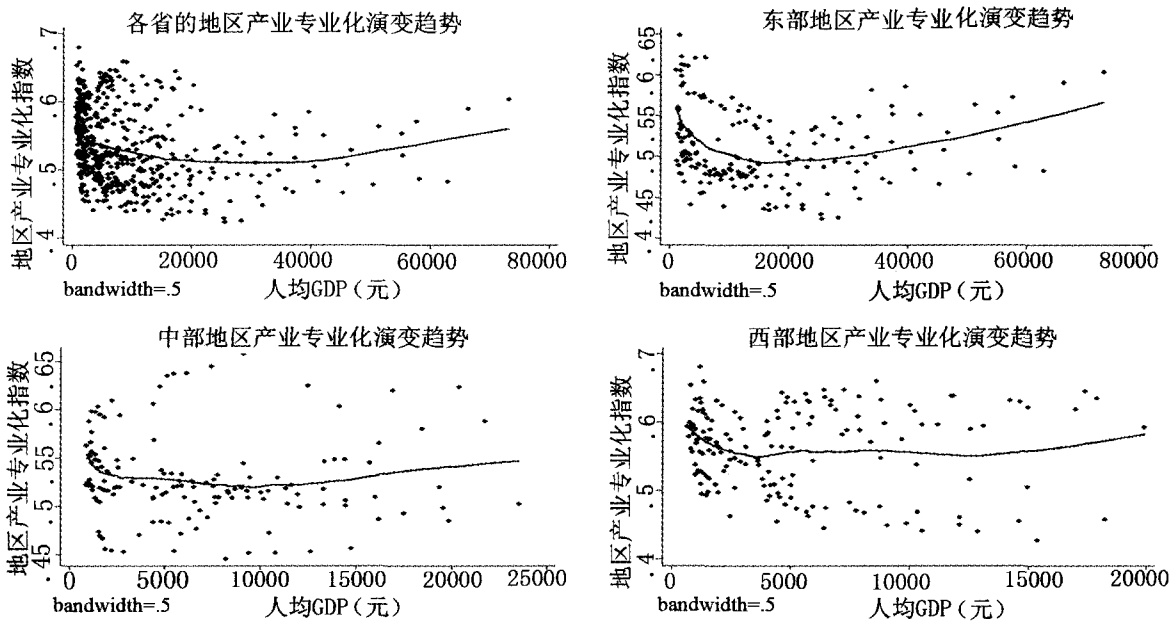


图 3 各省以及东、中、西部地区产业专业化指数（就业）与名义人均 GDP 的关系

表 3 我国东、中、西部地区产业专业化指数对名义人均 GDP 及其二次项的结果

变 量	各省地区就业数据 (1988—2008)	东部地区就业数据 (1988—2008)	中部地区就业数据 (1988—2008)	西部地区就业数据 (1988—2008)
名义人均 GDP	-0.0262*** (8.39)	-0.0331*** (9.60)	-0.0416*** (3.54)	-0.0650*** (3.24)
名义人均 GDP 平方项	0.0046*** (7.60)	0.0056*** (9.15)	0.0202*** (3.39)	0.0304*** (2.55)
截距项	0.5483*** (60.84)	0.5366*** (39.08)	0.5422*** (33.20)	0.5808*** (29.22)
R-squared	0.1311	0.3531	0.0845	0.0820
样本数	486	180	144	162

注：回归结果由 stata11.0 统计软件计算得到。括号内为 t 统计量的绝对值，***表示在 1% 的显著水平下通过显著性检验。R-squared 为只反映组内解释的变化比例的 within effect R-squared。

结合表 3 及图 3 的拟合结果，我们可以发现，各省及东、中、西部地区的 U 型规律均较为显著：实际人均 GDP 和实际人均 GDP 平方项前的系数均在 1% 的显著水平下显著，且组内 R^2 的大小基本合理。这说明，产业结构随着经济发展先趋于多样化，再趋于专业化，各省总体上以及东、中、西部地区均经历了这样的过程。

四、地区产业专业化 U 型演变形成机理

在本节中，我们通过在一个地区内部引入劳动力跨行业自由流动的机制，提出了一个简化的微观理论模型来解释 U 型规律产生的机理。在此基础上，我们通过将

原有的单一地区、多个产业的模型扩展为多个地区、多个产业的模型，并增加劳动力的跨地区自由流动机制以及其他重要的影响因素，从而构建了一个地区产业专业化 U 型演变的决定因素模型。

（一）地区产业专业化 U 型演变的微观机理

专业化是指经济主体在相当长的时期把主要甚至全部资源配置到一种或几种经济活动中的经济现象。其基本形式有：部门专业化、产品专业化和功能专业化。产品专业化是以产品为对象，一个企业只生产、装配品种相同或工艺相近的少数几种产品。作为微观基础的产品专业化的进一步发展，会导致中观层次上的产业内分工，进而出现部门专业化生产。而一个地区部门专业化的发展会进一步促进分工深化和产业的集聚，一个地区的分工形态便开始从产品间分工、产业内分工发展成按产业链不同环节进行专业化分工，这种专业化称为功能专业化。本文提出一个不考虑劳动力跨地区流动的简化的两部门模型，并结合产品专业化的视角来分析地区产业专业化的演变机理。

为何技术进步能够促进产品多样化呢？曹吉云建立了一个基于反正切效用函数的技术进步促进产品多样化的数理模型，对此予以解释。^①但在该模型中没有考虑交易费用降低带来的专业化分工对产品种类的影响，从而无法解释地区产业结构先多样化，后专业化的 U 型演化规律。我们对该模型进行了修改和扩展，从而较好地诠释了地区产业专业化的演变机理。

假设一个地区在开始阶段只拥有资源依赖型产业，如农业或采掘业，这些加工程度不高的产业生产的产品种类较少，从而使得地区产业结构十分单一，产业专业化程度较高。我们假设资源依赖型产业的产品种类为固定的 n 个，其生产函数如下：

$$Q_0 = A_0 L_0 \quad (3)$$

其中， A_0 为资源依赖型产业的技术水平， L_0 为资源依赖型产业的劳动力投入。

设 P_0 为矿产品或农产品的价格，在完全竞争市场假设下，资源依赖型产业的劳动力工资收入为：

$$w_0 = P_0 A_0 \quad (4)$$

此后，随着该地区的技术进步，其在资源依赖型产业的基础上逐渐开始进行资源产品的深加工及消费品的生产，产业门类逐渐齐全，地区产业结构趋于多样化，产业专业化程度降低，地区产业专业化发展进入了第二个阶段。

在第三阶段，随着交易费用的下降，厂商将放弃劳动生产率较低产品的生产，专业化生产具有比较优势的产品。此时具有比较优势的产品将逐渐成为该地区的主导产业，从而使得地区产业专业化水平再度上升。后两个阶段可以用模型表述如下：

^① 曹吉云：《技术进步对产品多样化的影响》，《经济科学》2008 年第 1 期。

除资源依赖型产业外的工业部门生产 n 种差异化产品, 假设工业产品的生产函数为:

$$Q_i = A_i (L_i - f_i + T_i), i = 1, \dots, n. \quad (5)$$

其中, A_i 代表第 i 种产品对应的技术水平, L_i 为生产第 i 种产品所需要的劳动数量, f_i 为生产第 i 种产品所需要的固定投入。 T_i 为外购第 i 种产品所需要的交易费用, 它构成保护厂商多元化生产的贸易壁垒。当交易费用因为交通、信息基础设施完善或制度改善而下降时, 厂商会因为比较优势而放弃一部分生产率较低的产品, 转而生产生产率较高的产品。

垄断厂商会根据边际收益等于边际成本的利润最大化原则确定产量和价格:

$$P_i \left(1 - \frac{1}{\epsilon_i} \right) = \frac{w_i}{A_i} \quad (6)$$

其中, ϵ_i 是第 i 种产品的需求价格弹性。

在需求方面, 曹吉云通过对 1996 年 114 个国家 9 大类商品和服务以及 8 类食品需求的价格弹性数据的分析和实证检验, 认为反正切效用函数与现实经验更为契合。^①根据反正切效用函数及消费者效用最大化假设, 可得:

$$\epsilon_i = \epsilon = \frac{n-1 + (n+1) c^2}{2nc^2} \quad (7)$$

其中, c 表示消费量。

在达到均衡时, 产品多样化程度 n^* 由 (8) 式和 (9) 式组成的方程组决定:

$$n = \frac{L - f + T}{f - (2L - f + T) \left[\frac{A (L - f + T)}{\bar{L}} \right]^2 + 1} \quad (8)$$

$$nL = (1 - \alpha) \bar{L} \quad (9)$$

其中, 两类产业劳动力总量固定为 \bar{L} , $(1 - \alpha)$ 为消费者在工业品上的消费比例。按照上述方程组, 我们可以得出均衡时产品多样化程度 n^* 的大小, 如图 4 所示。

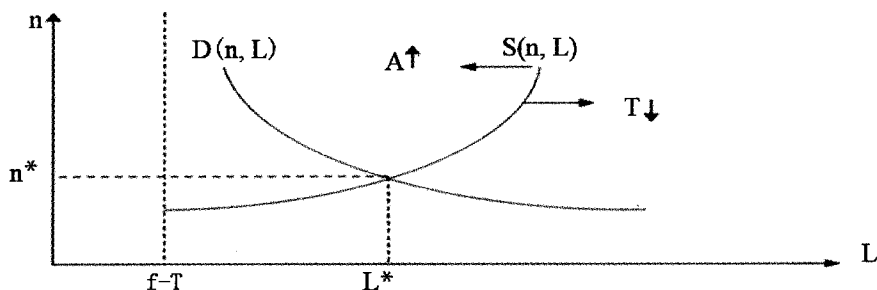


图 4 产品多样化水平的决定

技术进步所导致 A 的上升会引发图 4 中由方程 (8) 决定的曲线 $S(n, L)$ 向左上方移动, 而由方程 (9) 决定的曲线 $D(n, L)$ 则保持不变, 两者交点所对应的均

① 曹吉云:《技术进步对产品多样化的影响》,《经济科学》2008 年第 1 期。

衡产品多样化程度 n^* 提高；而交易费用 T 的下降会导致图 4 中曲线 $S(n, L)$ 向右下方移动，而曲线 $D(n, L)$ 则保持不变，两者交点所对应的均衡产品多样化程度 n^* 下降。

因此，在消费者需求多样化的假设下，技术进步将导致产品的销量上升，厂商销售收入增加，从而促进产品多样化生产；而交易费用下降将导致厂商专注于具有比较优势的产品生产，同时外购生产率较低的产品，以促进产品专业化生产。

这一解释也恰好与演化经济学中“新熊彼特”学派关于技术、制度与产业结构协同演进的观点不谋而合。^①比如在信息和通信技术革命的初期，技术进步的速度会高于交易费用下降的速度，因而地区产业结构趋于多样化；而随着时间的推移，当技术进步的空间逐渐被挤压后，为技术更好地全面商业化推广而出现的制度创新，将带来交易费用的下降。其速度将会逐渐超过技术进步的增长速度，从而使产业结构重新趋于专业化。^②

综上所述，一个地区产业专业化的演变会受到该地区的需求、供给及制度三方面的影响。第一，在需求方面：由于消费者偏好的特点符合反正切效用函数，人们对于原有产品的需求会趋于饱和，对于新产品的需求则会逐步上升，这就导致了需求的多样化。第二，在供给方面：厂商技术进步在需求多样化的配合下，提高厂商的利润，将诱使新厂商的进入和新产品的出现，从而提高产业多样化程度。第三，在制度方面：交易费用的下降将促进专业化分工，使得厂商致力于从事具有比较优势的产品生产，外购劳动生产率较低的产品，从而提高了本地区的产业专业化程度。

（二）地区产业专业化 U 型演变的决定因素

上述简化的两部门模型诠释了地区产业专业化的演化机理，然而现实生活中，不仅在一个地区之内，劳动力可以跨行业自由流动；而且在不同地区之间，劳动力受到地区间工资差异的影响，也可以跨地区自由流动。而且交易费用还包括很多种类，除此之外，规模报酬递增、物价水平、工资水平、劳动力数量以及物质资本存量等相关因素也是影响地区产业专业化的重要变量。因此，我们放松上述微观模型中的假定，以更为全面地考量地区产业专业化可能的决定因素。

在地区产业专业化的影响因素方面，多恩布什等人的李嘉图贸易拓展模型考虑了技术进步、运输成本和关税等要素。^③但该模型在分析技术进步的影响时，并没有引入具体的生产函数，仅仅对于劳动生产率改进的影响做了定性分析；对于运输成本和关税的影响也仅侧重于可贸易商品的范围扩大上，并没有分析其对于地区产业

① 贾根良：《理解演化经济学》，《中国社会科学》2004年第2期。

② 参见克瑞斯提诺·安东内利：《创新经济学新技术与结构变迁》，刘刚等译，北京：高等教育出版社，2006年，第136—148页。

③ R. Dornbusch, S. Fischer and P. A. Samuelson, "Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods," pp. 823-839.

专业化的具体影响。

为此,我们以该模型为基础,加入了一个满足希克斯中性的科布—道格拉斯生产函数,并引入“交易费用”概念来取代原模型中的运输成本和关税,建立一个开放经济中地区产业结构专业化演变的数理模型。该模型分析了在经济发展的过程中,技术进步和交易费用下降对于以临界商品生产范围衡量的地区产业部门数量的影响,及其所导致的地区产业专业化水平的变化。

与该模型假设一致,我们按照全部商品在国内地区 i 生产时相对于国外的比较优势从大到小的顺序,对定义在 $[0, 1]$ 区间的连续商品集进行排序。商品 z 与区间内的每一点相对应,国内地区 i 生产一单位商品 z 相对于国外而言投入的劳动需求为 $a(z)$ 。由于 $a(z)$ 在 $[0, 1]$ 区间内单调递增,我们不妨设 $a(z) = z^\theta$, 常数 $\theta > 1$ 。由于两个地区相对劳动生产率 $\frac{1}{a(z)}$ 的差异,国内地区 i 专业化生产产品的范围为 $z \in [0, \tilde{z}]$, 而国外生产产品范围是 $z \in [\tilde{z}, 1]$, 其中 $0 < \tilde{z} < 1$ 称为临界商品。假设国内地区 i 厂商均采用科布—道格拉斯生产函数生产商品 z : $Q(z) = \frac{A}{a(z)} K(z)^\alpha L(z)^\beta$, 式中 Q 为产量, A 为国内地区 i 的全要素生产率, L 和 K 分别为劳动和资本投入量, $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1$ 。因此,国内地区 i 的厂商在本地区生产并销售商品 z 的利润函数为:

$$\pi(z) = p(z) \frac{A}{a(z)} K(z)^\alpha L(z)^\beta - wL(z) - rK(z) \quad (10)$$

其中, $p(z)$ 为国内地区 i 销售的 z 商品价格, w 和 r 分别为国内地区 i 的工资率和利率。当利润最大化时,有:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = p(z) \frac{A\beta}{a(z)} K(z)^\alpha L(z)^{\beta-1} - w = 0 \quad (11)$$

因此,

$$p(z) = \frac{z^\theta w L(z)^{1-\beta}}{A\beta K(z)^\alpha} \quad (12)$$

设国外厂商在国外生产并销售商品 z' 的价格 P^* 为外生给定。在运往国内地区 i 的过程中,设包含运输成本在内的总交易费用为 T , 则国外商品 z 运至国内地区 i 销售的价格为:

$$p(z') = TP^* \quad (13)$$

对于临界商品 \tilde{z} 而言,有 $p(z) = p(z')$ 成立。代入 (12)、(13) 式可得:

$$\tilde{z} = \left(\frac{\beta}{w} ATP^* \right)^{\frac{1}{\theta}} K(z)^{\frac{\alpha}{\theta}} L(z)^{\frac{\beta-1}{\theta}} \quad (14)$$

假设每一种商品都与一个特定的产业相对应,则代表一个地区所生产商品多样化程度的地区产业多样化指数可以设为: $\text{Div} = \gamma \tilde{z}$, 常数 $\gamma > 0$, 将其两边取自然对数,可得:

$$\ln \text{Div} = \ln(\gamma \tilde{z}) = \frac{1}{\theta} \ln A + \frac{1}{\theta} \ln T + \frac{1}{\theta} \ln P^* + \frac{\alpha}{\theta} \ln K + \frac{\beta-1}{\theta} \ln L - \frac{1}{\theta} \ln w + \frac{1}{\theta} \ln \beta + \ln \gamma \quad (15)$$

而地区产业专业化指数与地区产业多样化指数成反比, 即 $\text{Spec} = 1/\text{Div}$, 将其代入 (15) 式, 整理后可得:

$$\ln \text{Spec} = -\frac{1}{\theta} \ln A - \frac{1}{\theta} \ln T - \frac{1}{\theta} \ln P^* - \frac{\alpha}{\theta} \ln K + \frac{1-\beta}{\theta} \ln L + \frac{1}{\theta} \ln w - \frac{1}{\theta} \ln \beta - \ln \gamma \quad (16)$$

根据前面的理论分析推导, 由 (15) 式和 (16) 式可知, 我们可以得到地区产业专业化与相关决定因素关系的几点推论:

推论 1: 地区的全要素生产率 A 越高, 其能够自给自足生产的产品种类越多, 地区产业结构越趋于多样化;

推论 2: 地区的交易费用 T 越低, 其越趋向于通过贸易来购买不具备比较优势的产品, 地区产业结构将趋于专业化;

推论 3: 本地的物价越低, 外地的物价 P^* 越高, 则本地区越趋于自己生产各类产品而非外购, 地区产业多样化程度将提高;

推论 4: 地区资本 K 越丰裕, 地区产业多样化程度越高;

推论 5: 地区劳动力 L 越丰裕, 地区产业专业化程度越高;

推论 6: 地区工资的提升则会促进地区产业专业化发展。

五、中国地区产业专业化演变的实证检验

本节我们将运用中国 1988—2008 年间分省及东、中、西部的面板数据进行实证检验, 与此同时深入分析有哪些因素、在多大程度上影响了地区产业专业化的发展。

(一) 基于中国省际面板数据的实证检验

为了实证检验地区产业专业化的演化机理, 我们将 (16) 式进行了简化, 暂不考虑地区间的物价、资本存量、劳动力存量及工资差异。但由于劳动力转移存在粘性, 地区产业专业化水平在时间上可能存在一定程度的持续性, 本文将地区产业专业化指数的一阶滞后项作为解释变量之一加入模型中。因此, 我们设定计量经济模型如下:

$$\ln \text{Spec}_{it} = \beta_1 \ln \text{Spec}_{it-1} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + \mu_i + \nu_{it} \quad (17)$$

其中, i 代表不同的省份, t 代表不同的年份, μ_i 是无法观测的各省份的个体差异, ν_{it} 是随机误差项。而 $\ln A$ 和 $\ln T$ 正好代表了全要素生产率和交易费用的增长率, 由此可见当全要素生产率的增长超过了交易费用下降的速度时, 地区产业专业化程

度会不断下降。而当交易费用下降的速度超过了全要素生产率的增长时,地区产业专业化程度会再次上升。以下对全要素生产率 A_{it} 和交易费用 T_{it} 的测算进行说明。

1. 地区产业专业化指数的一阶滞后项 $Spec_{it-1}$ 的测算: 我们使用 1988—2007 年中国各省的地区产业专业化指数作为一阶滞后项的数值。产业结构的调整是一个复杂长期的过程, 劳动力转移也存在粘性, 原有的地区产业专业化水平因而在时间上存在一定程度的持续性, 我们预期 $0 < \beta_1 < 1$ 。

2. 全要素生产率 A_{it} 的测算: 与数理模型设定的 Cobb—Douglas 生产函数相一致, 我们采用 $\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t$ 来计算中国各省 1988—2008 年的全要素生产率。具体的数据情况为: 总产出 Y_t 用各省年度实际 GDP 代替; 劳动总投入 L_t 用各省历年就业人口数代替; 总资本存量 K_t 用各省历年实际资本存量表示。前两者的数据来源于各年度分省统计年鉴, 实际资本存量数据来自于白重恩等计算的 1978—2006 年中国各省实物资本,^① 我们根据其计算方法补充了 2007—2008 年的实际资本存量。在估计资本和劳动的产出弹性时, 我们分成东、中、西部地区, 分别在两段时间 (1988—1997 和 1998—2008) 内进行估计。全要素生产率 TFP 的提升使得企业可以生产更多种类的产品, 增加地区产业多样化水平, 我们预期 $\beta_2 < 0$ 。

3. 交易费用 T_{it} 的测算: 我们不仅考虑制度因素的影响, 还将运输成本、交易设施等技术因素也囊括其中,^② 包括外生交易费用和内生交易费用。其中, 外生交易费用是可以通过交通、信息等基础设施的完善来减少的, 而内生交易费用则是可以通过制度和合约的安排而降低的。具体而言, 我们使用指定省份交通基础设施的完善程度 (Transport) 来测度直接外生交易费用的下降, 通过加总铁路里程、公路里程和内河航道里程之后除以各省的国土面积得到该指标;^③ 采用邮电业务总量这一比较综合的指标来反映各省份的信息基础设施的完善程度 (Information);^④ 对于中国而言, 改革和开放是最为重要的两大制度创新, 它们大大降低了中国各省的内生交易费用, 极大地促进了经济发展。^⑤ 我们使用非国有企业就业在该地区总就业

① C. E. Bai, C. T. Hsieh and Y. Qian, *The Return to Capital in China*, Brookings Papers on Economic Activity, no. 2, 2006, pp. 61-88.

② 杨小凯、张永生:《新兴古典经济学与超边际分析》,北京:社会科学文献出版社,2003年。

③ S. Démurger, “Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?” *Journal of Comparative Economics*, vol. 29, no. 1, 2001, pp. 95-117.

④ P. Hendriks, “Why Share Knowledge? The Influence of ICT on Motivation for Knowledge Sharing?” *Knowledge and Process Management*, vol. 6, no. 2, 1979, pp. 91-100; 刘生龙、胡鞍钢:《基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007》,《经济研究》2010年第3期。

⑤ R. E. Hall and C. I. Jones, “Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, no. 1, 1999, pp. 83-116.

的比重来测度改革进度 (Reform), 并使用各省进出口总额 (Trade) 和外商直接投资 (FDI) 占 GDP 的比重作为地区开放度的指标, 共同测度内生交易费用的降低。我们将以上 5 个指标换算成标量后取倒数, 并按照相等的权重进行平均, 获得一个综合的交易费用指标。

按照估计方程 (17), 我们预期各系数符号如下: 代表各省上一期产业专业化水平对本期影响的系数 $0 < \beta_1 < 1$, 代表技术进步对地区产业专业化影响的系数 $\beta_2 < 0$, 代表交易费用下降对地区产业专业化影响的系数 $\beta_3 < 0$ 。由于 (17) 式将被解释变量的一阶滞后项作为解释变量之一, 会导致解释变量与随机扰动项相关, 如果采用标准的随机效应或固定效应进行估计, 其结果将是有偏的。因此, 本文采用差分广义矩 (Difference-GMM) 估计和系统广义矩 (System-GMM) 估计来估计动态面板。采用 Sargan 统计量来检验工具变量选取的有效性, 若接受原假设则表明工具变量的选取是有效的; 另外, 我们以一阶差分转换方程的一阶、二阶序列相关检验 AR(1)、AR(2) 来判断残差项是否序列相关。由于两步法不容易受到异方差的干扰, 本文采用两步法对 (17) 式进行估计。

估计结果如表 4 所示, 前 4 列是差分 GMM 的估计结果, 后 4 列是系统 GMM 的估计结果。Sargan 统计量不显著说明工具变量选择是有效的, AR(1) 检验拒绝原假设而 AR(2) 检验接受原假设, 表明原方程的残差序列不相关。对于模型中各系数的具体实证结果分析如下。

1. 地区产业专业化指数的一阶滞后项均显著为正, 证明了我们关于劳动力转移存在粘性, 地区产业专业化水平在时间上可能存在一定程度的持续性的假说。

2. 与理论模型预期基本一致, 各省份总体上以及东、中、西部地区的技术进步系数显著为负。说明东、中、西部地区全要素生产率的增长推动了地区产业结构的多样化。

3. 与理论模型预期基本一致, 各省份总体上以及东、中、西部地区的交易费用系数显著为负。说明东、中、西部地区交易费用的下降对地区产业专业化起到了显著的推动作用。

表 4 我国各省份及东、中、西部地区产业专业化影响因素的实证检验结果

因变量	对数形式的地区产业专业化指数							
估计方法	差分 GMM				系统 GMM			
地 区	全部省份	东部地区	中部地区	西部地区	全部省份	东部地区	中部地区	西部地区
L. lnSpec	0.538*** (5.97)	0.322*** (3.82)	0.263*** (3.41)	0.671*** (7.03)	0.699*** (10.31)	0.364*** (4.52)	0.327*** (5.17)	0.718*** (12.84)
lnA	-0.129*** (3.49)	-0.030** (2.39)	-0.191* (1.79)	-0.287** (2.46)	-0.161*** (3.96)	-0.075*** (3.43)	-0.142* (1.51)	-0.176** (2.47)
lnT	-0.355*** (8.21)	-0.152** (2.50)	-0.246*** (3.86)	-0.273** (2.31)	-0.319*** (8.03)	-0.148*** (2.93)	-0.201* (1.80)	-0.285** (3.12)

续表 4

因变量	对数形式的地区产业专业化指数							
估计方法	差分 GMM				系统 GMM			
地 区	全部省份	东部地区	中部地区	西部地区	全部省份	东部地区	中部地区	西部地区
Abond test for AR(1)	0.010	0.032	0.009	0.026	0.007	0.012	0.025	0.031
Abond test for AR(2)	0.395	0.227	0.478	0.193	0.453	0.352	0.277	0.383
Sargan test	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

注：估计结果由 stata11.0 统计软件计算得到。括号内为 $t(z)$ 的绝对值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下通过显著性检验。AR(1)、AR(2)、Sargan test 报告的数值为 $\text{prob}>z$ 的值。

(二) 中国省际产业专业化发展不均衡的实证分析

我们选取在所有省份中完整经历 U 型曲线演变过程的 12 个省份（见表 5），并选择 1999—2008 的 10 年间作为 12 个省份的共同观察期，这样既保证了充足的样本容量，且在第二期会有 3/4 的样本省份进入上升期，符合研究要求。使用四个不平等指标：基尼系数（Gini）、变异系数（CV）以及 Theil-L 与 Theil-T 两个常用的广义熵系数，计算出经历过完整 U 型规律的 12 个省份产业专业化指数在 1999—2008 年的不平等演变规律，见图 5。从图看出，基尼系数从 1999 年的 0.045 开始一路下降到 2003 年的最低点 0.032。此后基尼系数不断上升，并在 2008 年达到了 0.061 的观察期峰值，其变化恰好也呈现出先降后升的 U 型规律。此外，变异系数、Theil-L 与 Theil-T 也表现出相同的 U 型变化趋势，而且两条线非常接近，只是数值上较小，变化较平缓。

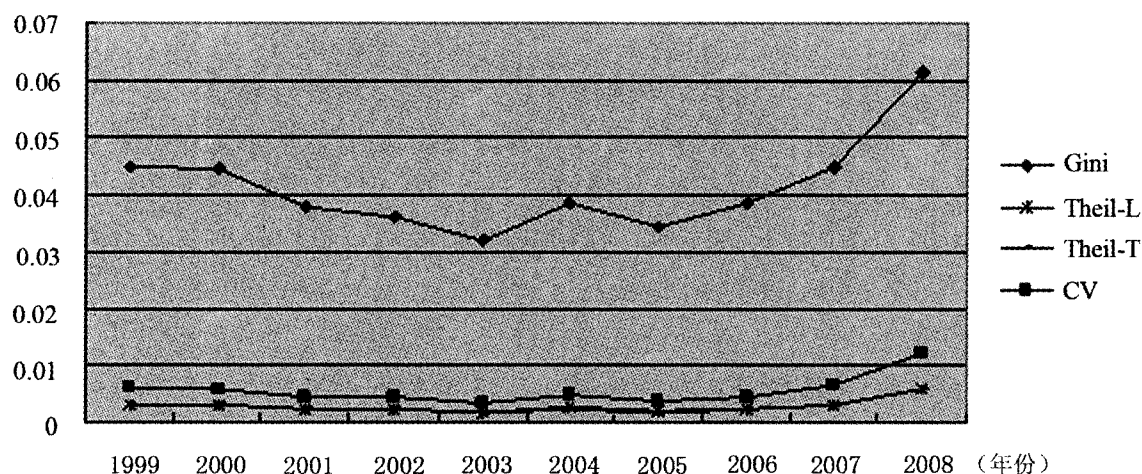


图 5 中国地区产业专业化的不平等趋势（1999—2008）

表 5 1988—2008 年中国经历完整 U 型规律的省份及其演化阶段

地区 所处 U 型阶段	北 京	天 津	上 海	浙 江	江 苏	广 东
下降阶段年份	1988—2001	1988—1998	1988—1999	1988—2002	1988—2003	1988—1999
上升阶段年份	2002—2008	1999—2008	2000—2008	2003—2008	2004—2008	2000—2008
地区 所处 U 型阶段	福 建	山 东	黑 龙 江	吉 林	河 南	贵 州
下降阶段年份	1988—1996	1988—1998	1988—1996	1988—1996	1988—1996	1988—1993
上升阶段年份	1997—2008	1999—2008	1997—2008	1997—2008	1997—2008	1994—2008

虽然各个省份同是处于 U 型曲线上升期,但各省之间地区产业专业化发展不均衡且彼此间的差距不断扩大。我们进一步应用 12 省市 1999—2008 年的面板数据进行了系统的实证研究并结合基于回归的不平等分解方法,对中国地区产业专业化在各省份之间发展不均衡的具体成因进行了分析。我们将 (16) 式进一步细化为:

$$\begin{aligned} \ln \text{Spec}_{it} = & \beta_1 \ln \text{Spec}_{it-1} + \beta_2 \ln \text{TFP}_{it} + \beta_{31} \ln \text{Transport}_{it} + \beta_{32} \ln \text{Information}_{it} \\ & + \beta_{33} \ln \text{Reform}_{it} + \beta_{34} \ln \text{Trade}_{it} + \beta_{35} \ln \text{FDI}_{it} + \beta_4 \ln \Delta \text{CPI}_{it} + \beta_5 \ln K_{it} \\ & + \beta_6 \ln L_{it} + \beta_7 \ln \text{Wage}_{it} + \mu_i + \nu_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

其中, i 代表不同的省份, t 代表样本年度, μ_i 是不可观测的各截面单元的个体差异, ν_{it} 为随机扰动项。以下对各解释变量的测算进行说明。

1. 地区产业专业化指数的一阶滞后项 Spec_{it-1} 的测算: 我们使用 1998—2007 年 12 省市的地区产业专业化指数作为一阶滞后项的数值, 我们预期 $0 < \beta_1 < 1$ 。

2. 全要素生产率 TFP 及资本存量 K 、劳动投入 L 的测算: 我们用与模型 (17) 相同的方法计算中国 12 省市 1999—2008 年的全要素生产率及资本存量、劳动投入量, 我们同样预期 $\beta_2 < 0$ 。而资本存量的增加将会使得企业家更易于向其他领域扩展, 我们预期 $\beta_5 < 0$ 。由支柱产业繁荣引致的劳动力大量聚集于本地区, 将会使得地区产业专业化水平得到进一步提升, 我们预期 $\beta_6 < 0$ 。

3. 交易费用的测算: 不同于 (17) 式中的加总做法, 我们分别测算各项指标——交通基础设施 (Transport)、信息基础设施 (Information)、改革进度 (Reform)、对外贸易 (Trade) 及外商直接投资 (FDI) 的作用。

4. 周边地区物价 P^* 的测算: 我们使用全国的消费者价格指数 (CPI_t) 与各省的消费者价格指数 (CPI_{it}) 的差值 ΔCPI 来反映周边地区物价与本地区物价之差。随着 ΔCPI 的上升, 外地商品销往本地的售价将越来越高, 此时, 本地厂商将倾向于扩大产品种类, 以赚取超额利润。因此, 地区产业专业化水平与周边地区物价负相关, β_4 预期为负数。

5. 工资 w 的测算: 我们使用各省市的工资总额除以就业人数来测算一个地区的

平均工资水平 Wage。按照 Krugman 两地区模型所述：如果一个地区制造商较多，作为工人的消费者就能以较低的交通成本购买所需商品，从而该区域价格指数较低、实际工资水平较高，劳动者倾向选择在该地区生活和工作，产业进一步集聚。^① 因此，地区产业专业化水平与该地区的工资水平正相关， β_7 预期为正数。

由于 (18) 式将被解释变量的一阶滞后项作为解释变量之一，会导致解释变量与随机扰动项相关，仍采用差分广义矩 (Difference-GMM) 估计和系统广义矩 (System-GMM) 估计来估计动态面板，并采用两步法对 (18) 式进行估计。

估计结果如表 6 所示，前 4 列是差分 GMM 的估计结果，后 4 列是系统 GMM 的估计结果。Sargan 统计量不显著说明工具变量选择是有效的，AR(1) 检验拒绝原假设而 AR(2) 检验接受原假设，表明原方程的残差序列不相关。

在此基础上，使用基于回归的不平等的分解方法，将回归方程和夏普里值分解原理有机地结合在一起。不平等分解的结果见图 6，它直观地描述了不同经济因素对地区产业专业化不平等贡献的百分比。按照对不平等贡献的大小，地区原有产业专业化水平、工资水平、交通基础设施、对外贸易及外商直接投资依次为导致中国地区产业专业化差异最为重要的影响因素。

表 6 我国 12 省份地区产业专业化影响因素的实证检验结果

因变量	lnSpec			
估计方法	差分 GMM		系统 GMM	
自变量	估算值	z-值	估算值	z-值
L. lnSpec	0.275***	6.71	0.309***	7.59
lnTFP	-0.107**	-2.29	-0.085*	-1.80
lnTransport	0.013**	2.48	0.034***	2.86
lnInformation	0.021*	1.85	0.047**	2.35
lnReform	0.014*	1.79	0.025*	1.83
lnTrade	0.116***	5.56	0.076***	4.93
lnFDI	0.042***	3.08	0.031***	3.88
lnΔCPI	-0.019***	-2.79	-0.023***	-3.04
lnK	0.142***	4.12	0.160***	4.71
lnL	0.091***	3.31	0.077***	3.43
lnWage	0.026***	3.19	0.038***	5.61
Abond test for AR(1)	0.027		0.016	
Abond test for AR(2)	0.505		0.482	
Sargan test	1.00		1.00	

注：估计结果由 stata11.0 统计软件计算得到。***、**、* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下通过显著性检验。AR(1)、AR(2)、Sargan test 报告的数值为 $\text{prob} > z$ 的值。

① P. Krugman, "Increasing Returns and Economic Geography," *The Journal of Political Economy*, vol. 99, no. 3, 1991, pp. 483-499.

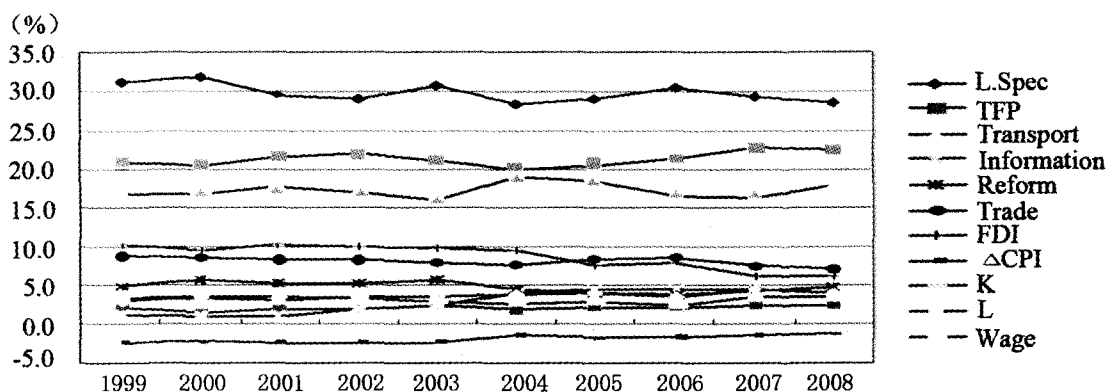


图6 各种因素对地区产业专业化不平等的贡献 (1999—2008)

从以上的分解结果,我们可以得出以下五点政策结论。

第一,地区原有产业专业化水平的差异对不平等的贡献率约为30%,这揭示了地区产业结构向专业化方向的调整将是一个长期的过程。各省市应在原有优势产业的基础上,以增量调整来促进存量调整,淘汰落后产能,缩小各地区产业专业化的不平等程度。

第二,各省份工资水平的差异是排名第二的影响因素,对地区产业专业化不平等的贡献率约为20%。各地区的职工收入差距已经成为影响地区产业专业化水平发展不均的重要因素。对此,政府应完善收入分配机制,加强对落后地区的转移支付,努力提高当地职工收入,从而缩小产业专业化的地区差距。

第三,交通基础设施状况紧随其后,其对地区产业专业化不平等的贡献率约为15%。这说明,交通基础设施完善带来的交易成本降低极大地促进了地区产业专业化水平的提高。因此,政府在加快落后地区交通基础设施建设上还应增加投入。

第四,对外贸易和外商直接投资也是地区产业专业化的重要影响因素,前者贡献约7%—9%,后者贡献约6%—10%。因而提高内陆地区的对外贸易量,更多地吸引外商投资,也能促进产业结构调整及地区产业专业化的均衡发展。

第五,改革进度、劳动力数量、信息基础设施建设、资本存量、全要素生产率及物价水平对地区产业专业化不平等的的影响较小,贡献百分比均在5%以内。这说明政府推进改革、增加劳动力流动、完善信息基础设施建设、提高资本存量及全要素生产率,也可以促进各省之间地区产业专业化的均衡发展,但作用较小。

六、结论及政策建议

在本文中,我们试图从理论和实证的角度系统地揭示经济发展过程中地区产业专业化演变的一般规律,并由此理解中国地区产业结构演化路径背后所蕴含的深层经济原因。我们发现,中国地区产业专业化的演变历程符合U型规律:即在经济发展的初期,地区产业结构表现出多样化,但在经济发展的后期,地区产业专业化程

度则不断提高。无论是全国层面，东、中、西部区域还是分省数据，这一规律都成立，并且地区产业专业化的发展阶段与人均 GDP 水平密切相关。

为什么地区产业专业化的演变会出现 U 型规律？我们的解释是在经济发展过程中，技术进步推动了地区产业多样化，而交易费用降低则促进了地区产业专业化。当技术进步的增长速度快于交易费用的下降速度时，地区产业结构将会趋于多样化；反之，地区产业专业化将会成为经济发展中的主流。对此，我们通过一个简约的数理模型从微观上证明了这一结论。我们还通过一个详尽的数理模型，探寻造成中国各省地区产业专业化发展不均衡的各种决定因素。基于不平等的分解表明，决定地区产业专业化差异的重要因素是本地区原有产业专业化水平、工资水平、交通基础设施、对外贸易及外商直接投资。

由此，我们可以得到四方面的政策启示。第一，既然中国不同地区产业专业化演变具有一般规律，那么不同地区产业结构调整应该根据其所处的不同发展阶段来判断和选择，不宜简单采取一刀切的区域产业发展政策。第二，由于地区产业专业化已经成为经济发展进入较高阶段的必然趋势，东、中、西部地区的决策者都必须重视产业结构向专业化方向的调整。尤其是刚刚进入地区产业专业化上升期的中西部地区，应该更加重视促进本地区产业结构调整优化。第三，伴随着我国居民收入分配问题日益受到中央政府重视，若能在缩小地区职工工资差异的同时促进地区产业结构专业化与优化，将是“一石二鸟”的政策处方。第四，中央政府必须给予内陆省份更大规模的基础设施投资额度，更优惠的进出口及招商引资政策，才能帮助中西部地区摆脱产业专业化发展的“低水平均衡陷阱”，有效促进地区产业结构的调整优化。

〔责任编辑：钱永中 责任编审：林跃勤〕