

三部门二元制下的中国经济转型

关 锋

一、刘易斯-费-拉尼斯二元论

刘易斯-费-拉尼斯框架主要是刘易斯(1954)、拉尼斯和费(1961)的综合版本。^① 简而言之,一个发展中的经济体可以大致上共存于两个部分,一个是传统部分^②,具有相当大的劳动力剩余,其边际生产力对于生存消费来说非常低;另一个是现代部分^③,具有资本积累以实现利润最大化。假设所有的利润都被再投资,企业将需要吸收传统部分的劳动力来满足其扩大的生产。这个劳动力吸收过程以所有剩余劳动力的耗尽而结束。然后,两个部分之间的劳动力和资本的竞争导致了从二元经济结构向传统的新古典主义经济的收敛。因此,刘易斯转折点是大多数发展经济学家对这种转变的关键评估

① 后来还有 Lewis (1972), Fei & Ranis (1997) 和 Ranis (2012) 的补充。通常,文献中将使用“刘易斯模型”一词来涵盖任何二元经济模型的主要思想。

② 实际上,它指的是使用非熟练劳动力的农业,尽管一些小规模的加工业(尤其是由家庭经营的)是传统部分的一部分。

③ 主要是制造业,但也包括那些以利润为导向的服务业,雇用了大量的非技术工人。

标准。

更准确地说,这一点是刘易斯-费-拉尼斯框架中的第二个转折点,被称为“完全商业化”,标志着传统部分的工资和劳动边际生产力的大致均衡化。^① 为了实证地衡量这个转折点^②,我们估计了农业剩余劳动力的数量,并采用了 Minami (1968)提出的比较农业工资和其边际劳动产品的标准^③。

二、剩余的农业劳动力

“剩余劳动力”“低效劳动力”和“多余劳动力”的概念经常被交替使用。准确估计中国农村剩余劳动力的范围在经验上是困难的,原因有很多。首先,也是最重要的一点是,不同的从业者得出这种剩余劳动力的量化方法各不相同。Kwan (2009)总结了衡量中国剩余劳动力的主要经济和非经济技术,发现估计的数字可能非常不同,在全国范围内,从1980年到2005年的7,500万到13,500万。第二个原因主要是概念上的,指的是剩余劳动力是农村地区的劳动力(同时从事农业和非农业活动)还是只从事农业生产的劳动力(包括农业和非农业)。从经验上看,剩余劳动力的主要来源是种植业,因为这种活动的劳动边际生产力很低。第三个原因是数据的限制。中国国家统计局(NBS)根据户口登记单位提供劳动力统计数据,这可能会多报数字,因为相当多的人并不完全从事农业生产。如果没有农民生产活动的精确细节,剩余劳动力的估计可能会产生误导。一种替代方法基于不同产品的成本和收入信息的农业劳动衡量标准,见附

① 过了这个转折点,均衡工资就由劳动的边际产品决定。

② 本文中的“转折点”指的是“完全商业化”点。

③ 其他四个标准是:自给部门的实际工资和劳动边际生产力之间的相关性,自给部门实际工资的变化,两个部分之间工资差异的变化,以及自给部门的劳动力供应弹性。

录 1。

我们运用生产效率的方法来估计在给定的技术和产出水平下不同农产品的理论劳动需求,并从我们交替估计的农业劳动中减去,以获得中国农村地区的剩余劳动。由于我们估计的投入前沿可以被看作是在预设技术下生产产出所需的最佳假设劳动,这个标准满足了转折点的条件,即工资等于自给部门的劳动边际产品。事实上,估计的劳动力需求和我们交替估计的农业劳动力之间的差异,被视为劳动力的边际生产力在零和均衡工资之间的剩余。换句话说,在我们的衡量中,剩余劳动力的数量能够涵盖所有边际产品低于工资的人。

理论上,劳动力被认为是生产不同产出的要素投入的一部分。传统的生产函数隐含着一个新古典主义的假设,即任何一个决策单位(DMU)都是在技术有效水平上运行的。许多发展中经济体的经验表明,农业生产可能是在满负荷工作。为了包括潜在的无效率(这种无效率是不可观察的,要么是随时间变化的,要么是不变的),可以通过经验来估计一个额外的参数来反映技术无效率被纳入生产函数中。直观地说,对生产前沿的偏离可以被看作是由于要素投入利用效率低下而导致的产出不足。这种以产出为导向的技术效率衡量方法可以转化为以投入为导向的衡量方法,即询问在不改变产出数量的情况下可以减少多少投入数量。特别是在生产技术面临规模收益不变的情况下,以投入为导向和以产出为导向的前沿分析都会产生相同的结果。^①

我们的劳动力使用模型起源于 Diewert (1974) 和 Aigner 等人 (1977), 以及最近的 Kumbhakar & Hjalmarsson (1995)。^② 本文主

① 这两种措施也可以适用于增加或减少规模回报的技术,并有进一步的表达。见 Coelli *et al.* (2005), pp. 52 - 57。

② Bhattacharyya 和 Parker (1999) 使用了这个模型,并进行了修改。

要是基于对 Battese & Coelli (1995)开发的随机前沿模型的修改,其规格为 Cobb-Douglas。

$$L = f(Y)e^{v+u} \quad \dots(1)$$

其中 $f(\cdot)$ 是劳动力需求函数, Y 是农业产出, v 是标准白噪声, 以反映诸如天气和其他不可控因素, u 是与技术无效率有关的非负随机项。 L 这里是生产不同农产品的最低要求。

如果劳动力在生产过程中是完全有效的, 即技术无效率 u 为零, 那么劳动力需求函数 L^* , 写为

$$L^* = f(Y)e^v \quad \dots(2)$$

其中, L^* 表示生产 Y 的最佳劳动水平。无效率劳动或剩余劳动, L^{SS} , 被定义为观察到的劳动投入与最佳劳动投入之间的差额。

$$L^{SS} = L - L^* \quad \dots(3)$$

最佳劳动力投入 L^* 的经验估计见附录 2。利用公式(3), 计算出农牧业各产品的年度剩余劳动力规模。所有单个剩余劳动力的总和就是全国剩余劳动力总量。我们用计算出的剩余劳动力除以我们估计的农业劳动力, 得到跨年度的劳动力剩余比率, 同时假设渔业和林业的剩余劳动力可以忽略不计。

我们估计的全国农业剩余劳动力的规模及其比率见表 1。样本期间的平均剩余劳动力为 2,970 万, 2001 年为 4,000 万左右, 2013 年为 2,500 万左右。来自农业的低效劳动力占总剩余劳动力的 72%。2001 年该比例为 82%, 但在 2005 年下降到 58%。然而, 这一比例在 2013 年又上升到最高, 占总数的 84%。虽然我们估计的无效率分数与其他许多人, 如 Kwan 等人(2013 年)和 Guo (2007 年)相似, 但在我们的样本期间, 剩余劳动力的绝对规模较小, 因为我们交替得出的农业劳动力比国家统计局的数字小。

表 1 2001—2013 年中国全国农业剩余劳动力的估计值

	畜牧业	耕作	盈余总额	估计的劳动力	盈余比率
2001	725.5	3,309.5	4,035.0	22,741.5	17.7
2002	747.7	3,014.9	3,762.6	22,204.5	16.9
2003	799.9	2,540.8	3,340.8	22,619.9	14.8
2004	1,172.8	2,198.1	3,370.9	22,730.6	14.8
2005	1,259.3	1,760.5	3,019.8	23,455.6	12.9
2006	1,130.1	1,775.0	2,905.2	22,494.0	12.9
2007	985.6	1,608.4	2,593.9	21,371.5	12.1
2008	847.5	1,767.8	2,615.3	22,148.8	11.8
2009	779.8	1,729.4	2,509.2	19,936.8	12.6
2010	614.0	1,827.9	2,441.8	19,630.7	12.4
2011	601.5	2,082.8	2,684.3	18,722.6	14.3
2012	596.9	2,156.0	2,752.8	18,509.2	14.9
2013	399.0	2,183.3	2,582.3	18,486.0	14.0
平均值	820.0	2,150.3	2,970.3	21,157.8	14.0

注：以万人为单位，“剩余比率”除外，单位为%。

资料来源：作者的计算。

三、中国的转折点

中国的转折点是通过农业剩余劳动力的趋势，以及农业工资与其劳动生产率的实证比较来评估的。关于农业剩余劳动力的规模，上述估计表明，它在全国范围内一直在稳步下降。这与迈向转折点的标准是一致的。

我们现在研究农业实际工资(LW 和 HW)与劳动边际产品

(MPL)之间的关系,这是 Minami(1968)提出的一个标准。附录 3 和附录 4 分别详细说明了我們利用现有的官方统计数据对工资和边际生产力的计算。我们认为,当农业 MPL 上升到 LW 以上时,经济已经起飞,或者至少,已经进入转折点的窗口时期。如果农业 MPL 超过了 HW,那么我们就认为经济已经过了转折点(窗口期),经济进入了自我维持的增长轨道。我们的分析从国家层面开始,然后到四个宏观经济区域,以及它们所包括的省份。

如图 1 所示,在全国范围内,1996 年中国的农业 MPL 约为 1,700 元。20 世纪 90 年代末,当剩余劳动力开始从农业转移到现代

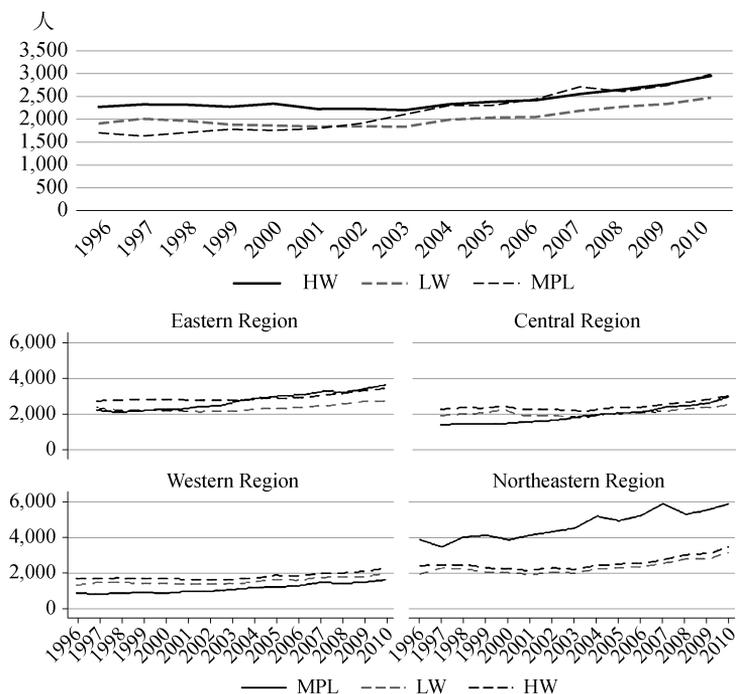


图 1 1996—2010 年中国国家和地区层面的农业工资与 MPL 的对比

资料来源:作者的计算。

部门时,它开始上升。2002年,农业MPL超过了LW,为1,850元人民币,然后在2004年至2009年期间在HW附近波动。到调查期结束时,农业MPL与HW趋于同一水平,为2,950元。这似乎表明,中国已经过了转折点。然而,这种解释被证明是一种假象,正如接下来的区域分析所揭示的那样。

长期以来,中国东部地区一直受益于其临近的海上贸易和各种优惠的政府政策。它的城市化和工业化程度远远高于全国平均水平。除海南外,东部其他省份的MPL超过了农业工资的下限。山东、广东和河北的MPL甚至高于上限值。相应地,东部地区已经过了转折点。在中部地区,只有湖南的农业劳动生产率在2003年超过了HW,而河南和湖北在2002年超过了LW。作为一个重要的粮食生产区域,安徽是一个神秘的案例,在我们的样本期间,它的边际劳动生产率远远低于HW和LW,尽管它紧邻浙江和江苏。总的来说,这个地区略微进入了转折点的下限。作为最贫穷的地区,我们的结果发现,中国西部的六个省都没有通过转折点,这表明该地区仍然处于劳动力无限供应的阶段。在中国东北地区,农业劳动生产率不仅大大高于其他地区,而且即使在调查期间开始之前,仍然高于两种工资率。从历史上看,劳动力的外迁是很惊人的。这个地区可能已经过了转折点。表2列出了各省劳动生产率和工资的比较。

表2 1996—2010年中国宏观经济区域和省份的农业边际劳动产品(MPLs)与工资的关系

地区	省份	到哪一年, $MPL > LW$	到哪一年, $MPL > HW$
东部	山东	1998	1999
	广东	1997	2002
	海南	暂未	暂未
	河北	2003	2006

续 表

地区	省份	到哪一年, $MPL > LW$	到哪一年, $MPL > HW$
	江苏	2003—2010年,波动	暂未
	浙江	2002—2010年,波动	暂未
中央	江西	暂未	暂未
	河南	2002	暂未
	湖北	临近2010年	暂未
	湖南	2002	2003
	安徽	暂未	暂未
西方	四川	2007—2010年,波动	暂未
	贵州	暂未	暂未
	云南	暂未	暂未
	陕西	2010	暂未
	广西	暂未	暂未
	甘肃	暂未	暂未
东北地区	吉林	1996年以前	1996年以前
	辽宁	1996年以前	1996年以前

注:各省关于 MPL 和实际工资趋势的数字可应要求提供。

中国接近刘易斯-费-拉尼斯提出的转折点的时间框架问题在目前的文献中仍有争议。这个转折点与劳动边际产品和生计活动的工资相等,标志着在这样一个人口众多的经济体中,从传统的二元论过渡到标准的新古典主义发展道路。这也会对中国持续的经济转型产生重大的宏观经济影响(Garnaut 2010 和 Song & Zhang 2010)。概括地说,传统部门的工资和劳动生产率的变化是辩论的核心。

根据 Lewis (1954)的观点,在传统部门,收入是为了生存。如果家庭经营的农业在传统部门中占主导地位,那么产出主要是在家庭

成员之间分享,用于生存消费;因此,工资等于劳动的平均产品(而不是边际生产力)。工资的持续增长可能表明,生产已经脱离了维持生计的目的,从而走向了转折点。根据这一标准,许多人试图研究中国农村的工资是否有持续和可观的增长。Cai & Du (2011), Golley & Meng (2011)和 Zhang 等人(2011)是支持这种说法的例子,他们的结果表明,城市工资和农民工工资的连续增长在 2010 年代得到了证实。尽管这些非农业工资的增长可能与农业工资的相应增长有间接关系,但制造业生产中的劳动力供求状况以及技术工人和非技术工人之间的差异等因素可能会交替影响中国的非农业工资。更重要的是,最低工资政策的逐步实施给城市工资带来了重要负担:名义最低工资从 2000 年的 299 元增加到 2010 年的 848 元(Kwan & Zhou, 2013)。

极低的边际劳动生产率的存在反映了刘易斯模型中传统部门的主要特征。边际生产力为零、可忽略不计或远低于生存工资,主要是由于传统部门相对于土地和其他固定资本而言,劳动力供应过剩。人口转型最终会改变劳动力的供给,从而改变其边际生产力。Cai (2010)和 Li 等人(2013)研究了整体的人口趋势,认为中国已经达到了转折点。然而,传统部门人口的减少可以推动劳动生产率的提高,但不一定能达到维持生计的工资水平。Minami (1968)测试了自给自足部门的劳动边际生产力和工资之间的关系,以接近转折点的到来。因此,包括 Erolani & Wei (2011)、Islam & Yokota (2008)和 Minami & Ma (2011)在内的研究试图找出中国农业的实际工资是否由劳动的边际生产力决定。他们的实证结果还不能确认中国的转折点时间段。

所有现有的研究都提供了一些证据来支持或反对中国达到其转折点。虽然许多研究集中在工资和劳动生产率上,但我们通过衡量 2001—2013 年期间传统农业部门的低效劳动力规模,为当前的辩论

提供了另一种情况,这段时间人们对中国转折点的出现给予了高度关注。

以下是我们的论点。如果中国已经达到了刘易斯意义上的转折点,那么它在自给自足生产中的剩余劳动力就会下降,变得不重要。

人们认为,劳动的边际生产力和维持生计的工资很好地纳入了剩余劳动力的概念中。如果衡量的剩余程度相对于传统部门的劳动力供应来说仍然比较大,其边际产品必须非常低,仍然远远低于生存工资。相应地,在刘易斯-费-拉尼斯的框架中,经济处于转型的第一个阶段。如果盈余的规模相对于前一阶段越来越小,劳动生产率和工资之间的差距也越来越小,经济在短缺点之后进入了转型的第二个阶段。最后,如果经济正在走向商业化,边际生产力几乎与工资相同,那么所有的剩余劳动力将被耗尽。

我们估计 2001—2013 年期间剩余劳动力的规模平均为 2,970 万(占农业劳动力的 14.0%),并逐年稳步下降。由于我们交替测量的农业劳动力比国家统计局的要小,所以我们量化的剩余劳动力规模比其他 80 年代和 90 年代的估计数要小。观察到的农业劳动力减少可能是由于测量误差和 2010 年代的基本人口变化造成的。

在过去的几十年里,农村的人口变化尤其惊人。农村人口迅速减少,因此劳动力供应从 1990 年代末的 4.9 亿人减少到 2010 年代中期的 3.8 亿人左右(下降了 22%),而劳动力就业总量增加了 8%。主要是由于总生育率的下降,中国的农村劳动力份额在 2014 年首次低于其城市同行。^① 联合国甚至预测中国的人口将在 2030 年达到顶峰,劳动人口甚至可能在 2020 年之前达到最大值(联合国,2009,2015)。

一个同样重要的辩论是关于中国的剩余劳动力和工资增长的共

^① 2014 年为 3.794 亿城镇劳动力(国家统计局,2015a)。

存。许多人认为这是刘易斯模型的反直觉。通过使用 2002 年和 2007 年的家庭数据, Knight 等人 (2011) 估计了迁移函数来研究农村地区那些非移民的概率。通过对潜在移民的不同测量, 他们证实中国农村仍有相当多的移民供应。我们的研究结果与他们的研究结果一致, 即衡量剩余劳动力, 并显示其在 2001—2013 年期间的规模不断下降。

同样重要的是要注意到, 我们的论文中所测量的剩余程度是中国农村的自给农业。随着户籍制度的不断放宽, 允许更多的农民进城务工, 我们可以预计, 其中一些农民工可能由于技术和培训水平的原因, 特别是在非正式的生产活动中, 只能赚取维持生计的工资。

总而言之, 我们的分析表明, 中国可能在 2000 年代中后期达到了转折点时期, 农业中的剩余劳动力约为 2,000 万, 占我们替代性估计的农业劳动力的 13%。

四、三部门二元论的出现

中国工业化的一个特点是农村非农业生产的迅速扩张, 这一点在文献中还没有涉及。如表 3 所示, 自 1980 年代以来, 中国农村的生产变得更加多样化, 农业和农村不再是同义词。这表明农村非农业部门在不断增长, 而且很重要, 需要在劳动力重新分配模式中加以考虑, 并有以下关注。

首先, 中国农业部门的劳动生产率在 20 世纪 70 年代末农业改革后, 非种植业的农业活动迅速发展, 发生了很大变化。渔业、林业和畜牧业的劳动生产率增长比种植业高。其次, 自 1980 年代以来, 中国农村有相当数量的农民被不同的非农业部门雇用, 最初是由乡镇企业 (主要是 TVE) 雇用, 后来是由农村的正规和非正规生产雇用。不可否认的是, 自 1990 年代末以来, 更多的乡镇企业已经私

有化。^① 由于部门的差异,农业的劳动边际产品可能与农村非农业的劳动边际产品有明显的不同。第三,由于户籍制度(HRS, 户口)的存在,从事城市正规和非正规生产的劳动力包括大量在城市具有临时移民身份的农村工人。^② 他们在城市就业市场上有更多的选择,特别是在2001年中国的WTO成员资格被重新确认后。

表3 中国GDP的部门构成(1980—2014年,选定年份)

	农村农业	农村工业	农村服务	城市工业	城市服务
1980	29.1	4.5	3.3	42.4	20.7
1985	28.4	8.6	6.7	34.5	21.8
1990	27.1	11.3	9.7	30.4	21.6
1995	20.5	20.7	10.4	28.1	20.3
2000	15.1	21.1	12.2	24.8	26.8
2005	12.1	21.6	12.2	25.8	28.3
2010	10.1	21.2	12.6	25.5	30.7
2011	10.0	21.1	12.2	25.5	31.1
2014	9.2	19.1	13.0	23.5	35.2

注:所有数字都是以百分比表示的。城市农业占总产出的比例不到1%。

资料来源:中国社会科学院和国家统计局,各期。

我们建立了一个三部门模型,以纳入劳动力从农村农业到农村非农业以及从农村农业到城市部门的再分配。从概念上讲,我们的部门划分比Brandt等人(2008)和Wu(1995)的划分更适合捕捉中国

① 从那时起,地方政府对技术教育机构的直接资本捐助已变得微不足道,某些技术教育机构现在可以从股票市场筹集资金,一些职业教育机构通过外国投资获得资本。

② 户口的做法不允许永久地移民到城市(除非可以改变他/她的身份)。城市非农业生产中存在着来自城市和农村地区的工人。换句话说,城市劳动力应该比仅仅来自城市的劳动力更大。传统的两部门模型将城市农民工与城市工人集中在一起,因此不能正确地说明这个群体。

的现实。如附录 5 所示,与其他学者的比较,我们更关注由于产出和生产力的差异而导致的劳动力在不同地理区域的重新分配,而不是所有权结构的变化。在我们的模型中,劳动力在生产实体间流动,而不考虑所有权,不同的地理区域分类可能对全要素生产率的增长产生不同的影响。

因此,中国的二元经济框架的特点是三部门二元化。传统部门由农村农业(可能还有非正式的城市生产)组成,主要是为了生存,而现代部门由农村非农业和城市非农业组成,纯粹是为了实现利润最大化。中国的三部门二元制使其现代部门能够通过优化吸收农业剩余劳动力而持续增长,而现代部门的扩张则是由农村非农业生产因 HRS 的实践而驱动。

我们的三部门模型的正式推导是 Temple & Wößmann (2006) 的延伸,Kwan 等人(2011,2018)有全部细节。我们推导出一个与 Kwan 等人(2018)的方程一致的实证模型,采用以下总生产函数。

$$Y_t = K^\alpha H^\rho (A_t L_t)^{1-\alpha-\rho} \quad \dots(4)$$

其中 α 和 ρ 分别为物质资本和人力资本的要素份额。这个由劳动力增强的生产函数受制于柯布-道格拉斯规范。根据 Mankiw 等人(1992)的研究,我们可以通过对每个工人产出的对数变化得出以下公式。

$$\begin{aligned} \ln \frac{Y_t}{L_t} - \ln \frac{Y(0)}{L(0)} &= \theta \ln A(0) + \lg t + \frac{\theta \alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\theta \alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \\ &\quad \frac{\theta \rho}{1-\alpha} \ln H - \theta \ln \frac{Y(0)}{L(0)} \end{aligned} \quad \dots(5)$$

其中,所有(0)代表初始值, g 是技术增长率, n 是人口增长率, δ 是折旧率, s 是储蓄率, t 是时间, θ 是一个反映收敛速度的参数。在实证估计中, $g+\delta$ 被设定为 5%,正如 Mankiw 等人(1992)所建议的。方

程式(5)意味着经济将在最初一年收敛到稳定状态。当没有结构性变化时,索洛模型中的全要素生产率增长表示为:

$$\frac{\dot{Z}}{Z} = \frac{\dot{A}}{A} = (1 - S_b - S_m) \frac{\dot{A}_a}{A_a} + S_b \frac{\dot{A}_b}{A_b} + S_m \frac{\dot{A}_m}{A_m} = g \quad \dots(6)$$

在 Mankiw 等人(1992)的模型中,全要素生产率增长率 g 被假定为常数。在引入结构变化条款后,全要素生产率的增长率包括了额外的变量。假设 $\ln A(0)$ 和 $\ln s$ 在各省之间是恒定的,我们的横截面回归经验模型为:

$$\begin{aligned} \ln \frac{Y_t}{L_t} - \ln \frac{Y(0)}{L(0)} = & \text{constant} + \frac{\theta\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\theta\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \\ & \frac{\theta\rho}{1-\alpha} \ln H - \theta \ln \frac{Y(0)}{L(0)} + \frac{t\phi(\kappa_1 - 1)}{1-\alpha} \text{GROWTH}_b + \\ & \frac{t\phi(\kappa_2 - 1)}{1-\alpha} \text{GROWTH}_m + \frac{t\phi\kappa_1}{\varphi_1(1-\alpha)} \text{DISEQ}_b + \\ & \frac{t\phi\kappa_2}{\varphi_2(1-\alpha)} \text{DISEQ}_m \end{aligned} \quad \dots(7)$$

为了将方程(5)转化为我们的经验性动态面板数据结构,我们主要遵循 Bond 等人(2001)的做法。

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + v_{it} \quad \dots(8)$$

其中 X_{it} 是一组自变量,包括储蓄率、人口增长、 GROWTH_b 、 GROWTH_m 、 DISEQ_b 、 DISEQ_m 和人力资本; y_{it-1} 是之前的人均产出; γ_i 是截面不可观察效应; δ_t 是时间不可观察效应, v_{it} 是随机误差项。关于估计技术的更多细节,见附录 6。

我们的结果显示,劳动力从农村农业向农村非农业的重新分配和从农村农业向城市非农业的重新分配都是显著的。通过进一步检

查两个结构变化项的大小,劳动力重新配置对经济增长的影响似乎比对劳动力从农业到农村非农业部门的情况更强——4.384 : 2.790。通过进一步将柯布-道格拉斯假设强加于 *MGROWTH* 和 *DISEQ*,劳动力再分配的效果显示出对经济增长更强的影响。例如,系数 $MGROWTH_b$ 还有 $MGROWTH_m$,在表 A6.2 中为 11.080 和 5.114,但在表 A6.1 中只有 4.384 和 2.790。

我们的结果还表明,区域变化很重要。我们将总的观察结果汇集成沿海和非沿海的子样本。^① 表 A6.3 的估计结果显示,沿海地区较发达的省份享有劳动力重新分配到农村非农业和城市部门对经济增长的更大影响,这表现在系数值较大(沿海省份的系数为 5.260 和 3.658)和意义较高(1%水平)。

五、中国的经验及其对发展中经济体的启示

以传统部门和现代部门并存为特征的二元论,仍然是理解许多最不发达国家经济发展的根本。部门间的资源从低生产率活动向高生产率活动转移,特别是劳动力的重新分配,是经济增长的重要动力。事实上,每个部门的不同部分在方法上并不令人不安,在分析上也很方便(Basu, 1997),因为工资和边际生产力的差异对于在每个部门的不同部分和不同部门之间重新分配劳动力至关重要。

我们的三部门框架是对正统的两部门二元论的补充。对于人口与可用土地比例较高、人力资本不足的经济体来说,农村的非农业生产似乎是工业化的替代战略,是对普遍提倡的农村向城市迁移的补充。中国在 HRS 下的移民限制政策是造成其人地比高的真正原因。

① 沿海省份包括北京、福建、广东、广西、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江;而非沿海省份包括安徽、甘肃、贵州、黑龙江、河南、湖北、湖南、江西、吉林、宁夏、青海、陕西、山西、四川、新疆、西藏、云南。

除了“文革”等政治运动外(Kwan & Zhou, 2011),在这种背景下,我们的新模型成功地捕捉到了自1980年代户口制度仍然存在的农村非农业劳动力的快速增长。我们的模型反映了农村劳动力离开农场工作而留在农村从事非农业活动的现实。近年来,农村—城市边缘地区不断扩大,为农村和城市地区提供了非正式的工作机会,但由于引入了土地控股,使劳动力迁移问题进一步复杂化。^①

人地比高的国家,如印度和孟加拉国(表4),可以考虑中国的工业化模式,由劳动力重新分配到农村非农业和城市非农业来推动。通过促进农村的非农业活动,非熟练劳动力的就业和产出的扩大有可能在长期内使这些最不发达国家工业化。

表4 人口最多的经济体的人地比率

国家	2010	2000	1990	1980	1970
巴西	11.2	12.5	16.2	18.7	21.7
中国	130.9	154.2	165.1	184.7	180.0
印度	470.5	417.5	359.3	298.5	249.6
印度尼西亚	220.0	271.0	283.8	309.2	255.6
孟加拉国	1160.2	1053.4	812.7	687.4	637.3
巴基斯坦	421.6	358.6	299.3	228.9	183.5
尼日利亚	106.0	99.2	87.6	76.7	63.4

注:人地比是以每平方公里农业用地的农村人口数来衡量。

资料来源:世界银行,不同年份。

我们认为,我们的结果也阐明了最不发达国家的其他方面。首先,那些缺乏足够先进的机构来优化资源配置的国家仍然可以通过

^① 复杂的问题包括:农业和非农业户口的管理,土地管理和开发,农村和城市之间的行政区域,以及对农民身份的未来安排。

农村工业化来提高效率。这种工业化最好通过私营部门、市场化和国家政策的共同努力来实现。在地方政府的支持和鼓励下，中国农村最初的非农业企业在没有广泛的自由市场机制的情况下生产了产品。这些努力大大增加了消费品的供应，扩大了城市和农村个人的消费范围，同时使地方政府获得了企业的税收。

其次，对比较优势的利用对于将资源引向其最有价值的就业是至关重要的。在中国，劳动密集型的工业化与中国农村的要素禀赋相一致。在 20 世纪 90 年代末，中国凭借其比较优势，生产并向全球市场出口了大量的制成品。因此，确定不同发展中经济体的资源禀赋的比较优势对于重新分配以产生产出增长非常重要。

第三，即使没有一个完全自由的市场，政府也可以通过允许一些人离开，将有限的资源引向生产部门，从而培育一个有利于市场的环境。中国已逐步将非农业生产从技术教育机构转移到农村地区的私营企业。为了控制向城市移民的压力，中国至今没有废除 HRS。农村地区非农业的发展增加了农民的收入，最大限度地减少了农村劳动力从农业向城市部门的流动。同时，城市中为农民工提供的社会福利的不断改善，使得农村和城市之间的过渡更加稳定和顺利。这样一个过程在理论上和经验上都得到了我们三部门设置的支持。

六、结论

本文意在补充现有的解释中国自 1978 年以来的结构性变化的工作，通过研究过剩劳动力在不同部门的重新分配对福利的影响。主要的政策含义是，在有限的市场力量和政府主导的动态政策的约束下，那些人口众多的国家如何采取合适的工业化战略。

参考文献

- Aigner, D., C. Lovell & Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6, 21 - 37.
- Anderson, G. and Ge, Y. (2009). Intercity Income Inequality, Growth and Convergence in China, *Journal of Income Distribution*, 18(1), 70 - 89.
- Arellano, Y. and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Statistics*, 58(2), 277 - 297.
- Basu, K. (1997). The Structure of a Dual Economy. in *Analytical Development Economics: The Less Developed Economy Revisited*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, pp.151 - 161.
- Battese, G. & Coelli, C. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier. *Empirical Economics*, 20, 325 - 332.
- Bhattacharyya, A. & Parker, E. (1999). Labor Productivity and Migration in Chinese Agriculture — a Stochastic Frontier Approach. *China Economic Review*, 10, 59 - 74.
- Bond, S., Hoeffler, A. and Temple, J. (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. CEPR Discussion Paper 3048.
- Bosworth, B. and Collins, S. M. (2008). Accounting for Growth: Comparing China and India, *Journal of Economic Perspectives*, 22(1), 45 - 66.
- Brandt, L., Hsieh, C. and Zhu, Z. (2008). Growth and Structural Transformation in China. in Brandt, L. and T. Rawski (eds.), *China's Great Economic Transformation*, New York: Cambridge University Press, pp. 683 - 728.
- Cai, F. (2010). Demographic Transition, Demographic Dividend, and Lewis Turning Point in China. *China Economic Journal*, 3(2), 107 - 119.

- Cai, F. & Du, Y. (2011). Wage Increases, Wage Convergence, and the Lewis Turning Point in China, *China Economic Review*, 22, 601 - 610.
- Caselli, F., Esquivel, G. and Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth* 1(3), 363 - 389.
- Coelli, T., P. Rao, C. O'Donnell, & Battese, G. (2005). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2nd ed. New York: Springer.
- Diewert, W. E. (1974). Functional Forms for Revenue and Factor Requirements Functions. *International Economic Review* 15 (1), 119 - 130.
- Ding, S. and Knight, J. (2009). Can the Augmented Solow Model Explain China's Remarkable Economic Growth? A Cross-Country Panel Data Analysis, *Journal of Comparative Economics*, 37, 432 - 452.
- Easterly, W., Loayza, N. and Montiel, P. (1997). Has Latin America's Post-Reform Growth Been Disappointing? *Journal of International Economics*, 4 (3 - 4), 287 - 311.
- Ercolani, M.G. & Wei, Z. (2011). An Empirical Analysis of China's Dualistic Economic Development: 1965 - 2009. *Asian Economic Paper*, 10(3), 1 - 29.
- Fei, J.C.H. & G. Ranis (1997). *Growth and Development from an Evolutionary Perspective*. Blackwell, Malden MA & Oxford England.
- Garnaut, R. (2010). Macro-economic Implications of the Turning Point. *China Economic Journal*, 3(2), 181 - 190.
- Golley, J. & Meng, X. (2011). Has China Run Out of Surplus Labour? *China Economic Review*, 22, 555 - 572.
- Guo, J. X. (2007). The Estimation of Surplus Labour in Chinese Agriculture in 1996 - 2005: a Stochastic Frontier Approach. *Nankai Economic Studies*, 4, 72 - 81 (in Chinese).
- Herrerias, M. J. (2012). Weighted Convergence and Regional Growth

- in China: An Alternative Approach (1952 - 2008), *Annul Regional Science*, 49, 685 - 718.
- Islam, N. and Yokota, K. (2008). Lewis growth model and China's industrialization. *Asian Economic Journal*, 22(4), pp.359 - 96.
- Kumbhakar, S. & Hjalmarsson, L. (1995). Labour-use Efficiency in Swedish Social Insurance Offices. *Journal of Applied Econometrics*, 10(1), 33 - 47.
- Knight, J., Deng, Q., & Li, S. (2011). The Puzzle of Migrant labour Shortage and Rural Labour Surplus in China. *China Economic Review*, 22, 585 - 600.
- Kwan, F. (2009). Agricultural Labour and the Indicence of Surplus Labour: Experience from China During Reform. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 7(3), 341 - 361.
- Kwan, F., Zhang, Y. and Zhuo, S. H. (2011). Rural Labour Reallocation and Productivity Growth in China, *International Journal of Business Studies*, 19(1), 109 - 124.
- Kwan, F., Wu, Y. R. & Zhuo, S. H. (2013). Re-examination of the Surplus Agricultural Labour in China. *China Agricultural Economic Review*, 5(2), 197 - 213.
- Kwan, F., Zhang, Y. & Zhuo, S. H. (2018). Labour reallocation, productivity growth and dualism: The case of China. *International Review of Economics and Finance*, 57: 198 - 210.
- Lau, C. K. (2010). New Evidence About Regional Income Divergence in China, *China Economic Review*, 21, 293 - 309.
- Lewis, A. W. (1954). Economic development with unlimited supplies of labor. *Manchester School*, 22, pp.139 - 91.
- Lewis, A. W. (1972). Reflections on unlimited labor. In: *International Economics and Development* (ed. Di Marco L.), pp. 75 - 96. Academic Press, New York.
- Li, H., Huang, J., Luo, R., & Liu, C. (2013). China's Labour Transition and the Future of China's Rural Wages and Employment. *China and World Economy*, 21(3), 4 - 24.
- McMillan, J. & B. Naughton (1992). "How to Reform a Planned

- Economy: Lessons from China” *Oxford Review of Economic Policy*, 8(1): 130 - 143.
- Mankiw, N. G. and Romer, D., Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 407 - 437.
- Minami, R. (1968). The turning point in the Japanese economy. *The Quarterly Journal of Economics*, 82, pp.380 - 402.
- Minami, R. and Ma, X. (2011), The Lewis turning point of Chinese economy: Comparison with Japanese experience. *China Economic Journal*, 3(2), pp.163 - 79.
- Ministry of Agriculture. (2009). *New China's Agricultural Statistics for 60 Years*, China Agricultural Press.
- National Bureau of Statistics. *China Statistical Yearbook*. (NBSa)
National Bureau of Statistics. *China Rural Statistical Yearbook* (NBSb)
National Bureau of Statistics NBS (2015a). *China Statistical Yearbook 2015*.
- National Bureau of Statistics NBS (various years). *Quanguo Nonchanpin Chengben Shouyi Ziliao Huibian (Compilation of National Cost and Revenue of Agricultural Products)*.
- Naughton, B. (2015). “Inside and outside: The modernized hierarchy that runs China” *Journal of Comparative Economics*, 44: 404 - 415.
- Nee, V. (1989). “A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism” *American Sociological Review*, 54(5): 663 - 681.
- Nee, V. (2000). “The Role of the State in Making a Market Economy” *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 156(1): 64 - 88.
- Oi, J. (1995). “The Role of the Local State in China's Transitional Economy” *The China Quarterly*, 144 : 1132 - 1149.
- Pedroni, P. and Yao, J. Y. (2006). Regional Income Divergence in China, *Journal of Asian Economics*, 17, 294 - 315.
- Qian, Y. Y. & B. Weingast (1997). “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives” *Journal of Economic Perspectives*, 11

- (4): 83 - 92.
- Ranis, G., 2012. Labor Surplus Revisited. Center Discussion Paper No 1016, Economic Growth Center, Yale University.
- Ranis, G. and J. C. H. Fei, 1961, A theory of economic development. *American Economic Review*, 51, pp. 533 - 65.
- Song, L.G. & Zhang, Y.S. (2010). Will Chinese Growth Slow After the Lewis Turning Point? *China Economic Journal*, 3(2), 209 - 219.
- Temple, J. and Wößmann, L. (2006). Dualism and Cross-Country Growth Regressions, *Journal of Economic Growth*, 11, 187 - 228.
- United Nations UN (2009). *World Population Prospects The 2008 Revision*
- United Nations UN (2015). *World Population Prospects The 2015 Revision*
- Wu, Y.R. (1995). Productivity Growth, Technological Progress, and Technical Efficiency Change in China: A Three-Sector Analysis, *Journal of Comparative Economics*, 21, 207 - 229.
- Xu, C.G. (2011). “The Fundamental Institutions of China’s Reform and Development” *Journal of Economic Literature*, 49(4):1076 - 1151.
- Zhang, X.B., Yang, J. & Wang, S.L. (2011). China Has Reached the Lewis Turning Point. *China Economic Review*, 22, 542 - 554.

附录 1 中国农业劳动力的其他衡量标准

我们试图通过使用农牧业的生产成本和收入(NBS)信息,得出中国农业劳动力的另一个衡量标准。具体来说,我们首先确定每个农牧业产品的“单位工作日要求”^{①②}。然后我们找出不同农产品的播种面积和不同畜牧业产品的头数。假设每个农民每年参加 180 个

① 由于林业和渔业的数据不可用,而且这两个部门在农业总产出和就业中的比例相对较小,因此将只关注农业和畜牧业。

② “单位”是指农场的亩数或畜牧业的头数。“工作日”是指中国农村一个中年农民每天 8 小时的生产劳动。中年农民(包括家庭成员和就业人员)是指 18—50 岁(男性)或 18—45 岁(女性)的农民。在计算单位工作日需求时,所有其他类型的工作个体将被转换为中年当量。

工作日的农业劳动。^① 这一假设与几个主要资料来源报告的统计数字一致。^② 最后,第 i 省第 m 种农产品^③或第 n 种畜牧业产品^④的农牧业劳动量按以下公式计算。

$$L_F = \sum_i \sum_m \frac{U_{im} SA_{im}}{D} \quad \dots(A1.1)$$

$$L_A = \sum_i \sum_n \frac{U_{in} H_{in}}{D} \quad \dots(A1.2)$$

其中 D 是每年的标准工作日, U_{im} 和 U_{in} 是每亩或每头的标准工作日, SA_{im} 和 H_{in} 是播种面积或屠宰数。 L_F 和 L_A 是估计的农场劳动力总量和畜牧业劳动力总量。

根据我们新得出的中国农业劳动力序列,有几个结论,见表 A1.1。首先,根据官方统计,劳动力就业总量从 2001 年的 7.28 亿增加到 2013 年的 7.7 亿,增长了 5.6% (5.6 个百分点或 4,200 万增量),而农业就业数字则减少了 33.6 个百分点或 1.22 亿减量。我们的替代措施显示,同一时期的减少速度较慢,从 2.27 亿减少到 1.85 亿,减少了 4,300 万或 18.7 个百分点。

第二,发现我们的估计和官方数字之间的差距随着时间的推移而缩小,在 2001—2013 年期间,从 1.36 亿到 5,700 万(或 37.5%到

① 以 180 个工作日为基准,附录表 A1 提供了不同工作日假设下的全国农业年度劳动力和剩余劳动力的估计。200 个工作日、160 个工作日和 120 个工作日供读者参考。

② 例如, Knight 等人(2011)分析了 2008 年 CHIP 数据,估计农民的平均工作日为 183 天。RUMiCI 调查(农村家庭调查部分)将那些工作 9 个月或以上的人定义为有农业工作(Golley & Meng, 2011)。这个定义给出了 190 个工作日的估计值(=270-72-8 是以 9 个月(270 天)、72 个星期六和星期日以及 8 个公共假期为基础计算的)。

③ 农业包括水稻(早籼稻、中籼稻、晚籼稻和坑稻)、小麦、玉米、花生、油菜籽、棉花、竹子烟、番茄(露地、温室)、黄瓜(露地、温室)、白菜(露地、露地芹菜)和苹果。

④ 畜牧业包括猪(散养、小规模、中规模、大规模)、肉牛、奶牛(散养、小规模、中规模 and 大规模奶牛)、羊和鸡(小规模、中规模 and 大规模鸡和肉鸡)。

表 A1.1 2001—2013 年中国农业劳动力的估计值

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
	估计的 农场	估计的 畜牧业	估计的 其他	估计的 农业	国家统计局 农业	国家统计局 共计	[4]/[6]	[5]/[6]
2001	20,020.1	2,253.7	467.7	22,741.5	36,398.5	72,797.0	31.2	50.0
2002	19,376.4	2,371.4	456.7	22,204.5	36,640.0	73,280.0	30.3	50.0
2003	19,228.1	2,926.5	465.2	22,619.9	36,204.4	73,736.0	30.7	49.1
2004	18,456.1	3,806.9	467.5	22,730.6	34,829.8	74,264.0	30.6	46.9
2005	18,269.2	4,703.9	482.4	23,455.6	33,441.9	74,647.0	31.4	44.8
2006	17,853.2	4,178.1	462.7	22,494.0	31,940.6	74,978.0	30.0	42.6
2007	17,399.0	3,532.9	439.6	21,371.5	30,731.0	75,321.0	28.4	40.8
2008	16,759.0	4,934.2	455.6	22,148.8	29,923.3	75,564.0	29.3	39.6
2009	16,468.5	3,058.2	410.1	19,936.8	28,890.5	75,828.0	26.3	38.1
2010	16,138.0	3,089.0	403.8	19,630.7	27,930.5	76,105.0	25.8	36.7
2011	15,339.7	2,997.8	385.1	18,722.6	26,594.0	76,420.0	24.5	34.8
2012	15,102.7	3,025.8	380.7	18,509.2	25,773.0	76,704.0	24.1	33.6
2013	15,120.3	2,985.4	380.2	18,486.0	24,171.0	76,977.0	24.0	31.4

注：除第[7]和[8]栏的百分比外，其余均以 10,000 人为单位。假设为每年 180 个工作日。
资料来源：[1]—[4]是作者的计算，[5]—[6]来自 NBS (2015a)。

23.5%)。目前还不能确定差距的缩小是否是由于两波农业普查和经济普查后的各种调整所致。

第三,我们的替代估计进一步降低了21世纪头十年农业就业在总就业中的份额。2001年,31%的劳动力从事初级生产,而官方数字为50%。2013年,农业就业占总数的24%,而官方数字是31%。换句话说,我们的估计反映了农业就业的平稳下降,平均每年-1.6%的变化,而国家统计局的数字显示了更快的变化,每年-3.3%。

第四,农业就业的国际比较将中国置于中低收入国家和中高收入国家之间。根据官方数据,中国的农业就业在2006年前后明显与中低收入国家相当。根据我们的数据,在2001年和2002年,中国的农业劳动份额已经与中上收入国家非常相似。然而,在2010年,中国的份额越来越接近世界的平均水平:26%对19.8%。

附录2 中国农业剩余劳动力的估计值

在经验上,我们对2001—2013年期间的17种农产品和13种畜牧业产品分别进行了以下劳动力需求前沿的估计。

$$\ln L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 t + \alpha_3 t^2 + \sum \partial_i D_i + v_{it} + u_{it} \quad \dots(A2.1)$$

u_{it} 是一个时变函数,用于反映劳动力的无效率使用。

$$u_{it} = \lambda z_{it} + \epsilon_{it} \quad \dots(A2.2)$$

其中, z_{it} 是特定省份的外生变量,随着时间的推移而变化,对低效率产生影响。具体来说。

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \sum \mu_i D_i + \epsilon_{it} \quad \dots(A2.3)$$

分布假设如下： $v_{it} \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$ ， $u_{it} \sim \text{iid } N^+(z_{it}\lambda, \sigma_u^2)$ ，其中
 $\varepsilon_{it} \sim \text{iid } N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ， $\varepsilon_{it} \geq -\lambda z_{it}$ 。

省级虚拟变量包括在 $f(\cdot)$ 和 $u(\cdot)$ 中。每个劳动力需求函数都是用 Frontier 4.1 的最大似然法估计的。

与 Kumbhakar & Hjalmarsso (1995) 不同，在 $f(\cdot)$ 中使用多个产出，我们对所有农牧业产品的劳动力使用方程进行了单独估计。单独的估计使我们能够得到每种产品的技术无效率分数。此外，我们有相对较大的样本，每个产品都有跨越 13 年的省级数据，这使我们有可能产生渐进的稳健结果。共有 17 个和 13 个农牧业劳动力使用方程，其回归结果见表 A2.1 和 A2.2。

总的来说，17 个单独的农业劳动力使用方程的估计值（占总数的 94%）具有高度显著的 γ ，定义为 $[\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)]$ ，表示方程 (10) 中大多数复合变化的误差是由于技术无效率而不是测量误差或随机噪音造成的。不同农场产出的一半以上的估计系数在统计学上是显著的。14 种产品的 $f(\cdot)$ 的负值和显著的时间趋势表明劳动生产率随着时间的推移而增加。无效率规格的时间趋势表明，劳动力在十种产品中得到了更有效的利用，而且几乎所有的产品都能保持这种效率的提高，正如其二次项的正号所表明的那样。特别是水稻、玉米、棉花和苹果强烈显示了这种模式。除了小规模猪，所有其他畜牧业劳动使用方程（占总数的 92%）也有高度显著的 γ 。三分之二以上的畜牧业产出的估计系数在统计上是显著的。十种产品的 $f(\cdot)$ 的负值和显著的时间趋势表明在整个样本期间劳动生产率的提高。散养猪、大型猪、散养羊、中小规模肉鸡和中规模奶牛的生产都证实了劳动力使用效率的提高。

表 A2.1 中国农业生产的劳动力使用模式, 2001—2013年

产品	常数	Y	t	t ²	u [常数]	u [t]	u [t ²]	σ^2	γ	观察
早籼稻	3.524***	-0.246	-0.116***	0.010***	-0.083	-0.113***	0.021***	0.013***	0.988***	112
中籼米	3.294***	-0.138***	-0.121***	0.011***	0.204***	-0.106***	0.018***	0.013***	0.999***	135
晚籼稻	1.646***	0.119*	-0.140***	0.012***	0.234***	-0.130***	0.018***	0.015***	0.999***	115
耿氏大米	2.629***	0.025	-0.098***	0.009***	0.199***	-0.063***	0.013***	0.018***	0.997***	185
小麦	1.420***	0.060	-0.050***	0.002*	-0.131	0.006	0.016**	0.058***	0.967***	235
玉米	1.108***	0.110***	-0.059***	0.004***	0.248***	-0.033***	0.007***	0.015***	0.997***	262
花生	1.734***	0.146***	-0.035***	0.003***	-51.405	0.081**	-0.010	0.047***	0.946***	159
油菜籽	1.723***	0.103**	-0.054***	0.003**	0.737***	-0.035	-0.002	0.035***	0.879***	200
棉花	2.671***	0.098***	-0.040***	0.004***	0.058	-0.059***	0.015***	0.016***	0.999***	167
烟道固化的烟草	2.875***	0.225***	-0.053***	0.002***	0.884***	-0.066***	0.006**	0.021***	0.999***	246
露地西红柿	2.213***	0.270***	-0.091***	0.012*	0.564**	-0.106	0.018	0.050***	0.998***	261

续表

产品	常数	Y	t	t ²	u [常数]	u [t]	u [t ²]	σ ²	γ	观察
温室西红柿	0.085	0.512***	-0.046**	0.003	0.131	-0.053	0.009	0.162***	0.999***	203
露地黄瓜	3.762***	0.070	-0.057***	0.003	0.474**	-0.056	-0.004	0.062***	0.998***	255
温室黄瓜	-0.192	0.527***	-0.037	0.002	-0.035	-0.075*	0.016	0.086***	0.998***	179
露地卷心菜	3.738***	0.035	0.003	-0.002	0.141	0.028	0.006	0.063***	0.944***	234
露地芹菜白菜	1.434	0.150	-0.093	0.016	0.054	-0.122	0.029	0.059	0.850	280
苹果公司	3.274***	0.099*	-0.012	0.000	0.291*	-0.088***	0.015***	0.030***	0.996***	108

注：***、**、* 为 1%、5% 和 10% 的显著性水平。Y：产出；t：时间；t²：v 和 u 的方差之和；v：双侧随机误差；u：技术无效率；γ： $\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ ；观察数省级虚拟变量被省略了。

表 A2.2 2001—2013 年中国畜牧业生产的劳动力使用模式

产品	常数	Y	t	t ²	u [常数]	u [t]	u [t ²]	σ^2	γ	观察
散养的猪	1.676	0.513**	-0.320***	0.022***	1.808***	-0.241***	0.016**	0.020***	0.999***	238
小规模 的猪	-0.482	0.404*	-0.043	0.000	0.182	-0.078	0.010	0.090	0.827	344
中等规模 的猪	-2.661***	0.895***	-0.127***	0.007	1.101***	-0.204*	0.015	0.096***	0.999***	364
大规模 的猪	1.937**	-0.096	-0.101***	0.005*	1.089***	-0.128***	0.008	0.059***	0.999***	362
散养牛肉	8.418***	-0.439**	-0.309	0.042	1.871*	-0.410	0.054	0.168***	0.999***	67
自由放养 的绵羊	0.093	0.560***	-0.048***	0.002*	0.959***	-0.280***	0.029***	0.061***	0.999***	93
小规模 的肉鸡	-2.012**	0.664***	-0.107**	0.010	0.374	-0.484***	0.062**	0.167***	0.998***	119
中等规模 的肉鸡	2.450***	-0.083	-0.176***	0.013***	1.774***	-0.335***	0.026***	0.077***	0.999***	204
大型肉鸡	-1.088	0.695***	-0.273***	0.016***	2.237***	-0.243**	0.006	0.159***	0.997***	128

续表

产品	常数	Y	t	t ²	u [常数]	u [t]	u [t ²]	σ ²	γ	观察
自由放养的乳牛	-4.589***	1.069***	-0.123***	0.009***	-0.752	-0.251**	0.020*	0.047***	0.999***	135
小规模乳牛	2.490**	0.205*	-0.186***	0.012	0.884	-0.190	0.014	0.081***	0.987***	199
中等规模的乳牛	4.042***	0.044	-0.206***	0.018***	1.789***	-0.354***	0.038***	0.087***	0.999***	194
大规模乳牛	1.647*	0.291**	-0.110	0.005	0.677	-0.065	0.002	0.157***	0.999***	254

注：***、**、*为1%、5%和10%的显著性水平。Y：产出；t：时间；σ²：v和u的方差之和；v：双侧随机误差；u：技术无效率；γ： $\frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$ ；obs：观察数省级虚拟变量被省略了。

附录3 中国的农业工资

我们回顾了1996—2010年期间农村住户调查(RHS)^①中关于实际农业工资的省级数据。在中国,农村家庭的净收入^②依赖于四个可能的来源:家庭经营的初级生产和其他商业活动的收入、工资和薪金、财产收入和转移性收入(包括公共和私人转移,例如,汇款)。家庭经营活动净收入现在是而且一直是中国农村家庭收入的主要来源,尽管其份额在逐渐下降,因为更多的农民参与当地村庄的利润驱动的生产活动,从而获得工资和薪金。如图A3.1所示,1995年至2012年期间,FAM净收入占家庭净收入的一半以上。在此期间,家庭收入的其他来源在增加,特别是工资和薪金,但所占比例相对较小。这些来源的收入可能会因经济条件或政府政策的不同而有明显的差异。因此,FAM净收入是指支持农村家庭生存的收入,特别是当其他收入来源不存在时,或者它们所占的比例过小。此外,FAM收入通常是在家庭内部分享的——这是传统分享规则的典型应用,刘易斯在确定传统部门的工资时假定了这一点。因此,与以前的文献所使用的相比,FAM净收入是我们分析中定义的农业实际工资率的一个更好代表。

值得注意的是,FAM的收入主要来自初级生产,指的是种植业、渔业、林业和畜牧业。如图A3.2所示,当农村家庭参与一些家

① 我们的数据来自1996—2010年期间的年度RHS。自2011年起,农村和城市住户调查被合并为《中国住户调查年鉴》。RHS是由中国国家统计局的家庭调查办公室进行的。总共有74,000个家庭被选自中国31个省份农村地区896个县的7,000个村庄。住户样本的选取是采用概率与规模成正比的两阶段抽样方法。在第一阶段,从每个省抽出县,然后从这些县中选出村庄。在第二阶段,通过多阶段、多方位、分层的系统抽样方法来选择家庭。

② RHS同时报告了农村家庭的总收入和净收入。净收入是总收入减去FAM、纳税、固定资产折旧和内部转移的费用。

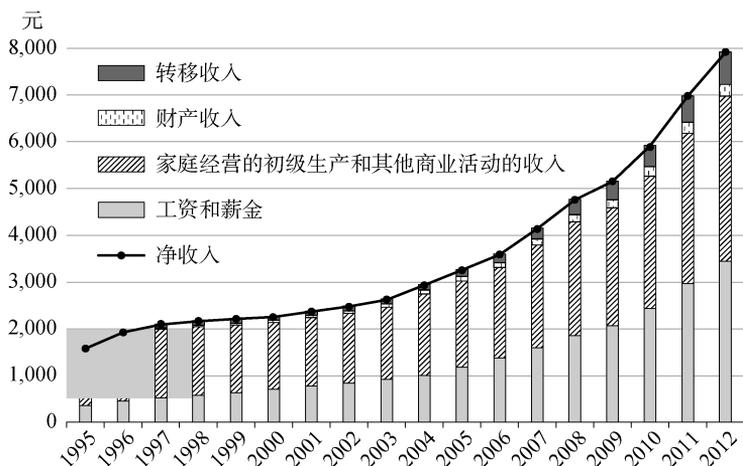


图 A3.1 1995—2012 年中国农村家庭的净收入及其构成

注:所有金额均为人均名义人民币。

资料来源:国家统计局。国家统计局(2013)。

庭经营活动时,如食品加工、生态旅游、餐馆、酒店和小买卖等,也可能由第二和第三产业生产活动产生。虽然来自第二和第三产业的 FAM 收入所占比例很小,但仍能增加农民的收入。我们用初级生产的 FAM 净收入^①来捕捉实际农业工资率的最低水平(LW),而总生产的 FAM 净收入则捕捉最高水平(HW)。这两种工资衡量标准都是由农村消费价格指数(CPI)平减的^②,换算成 2000 年的价格,并以每个工人为单位表示^③,以配合每个工人所衡量的农

① 由于 RHS 只报告了每个省的初级生产的 FAM 总收入,我们计算初级生产的 FAM 净收入的方法是用总生产的 FAM 净收入乘以初级生产的 FAM 总收入在总生产的 FAM 总收入中的份额。

② 这个平减指数比 Islam & Yokota (2008)使用的整体 CPI 或 Minami & Ma (2011)使用的第一产业名义 GDP 与实际 GDP 的比率更能反映农村家庭的支出模式。

③ 在 RHS 中,FAM 收入是以人均为单位报告的。我们用以下公式将其转换为每个工人的条件, $W_i = \frac{G_i N}{L}$,其中 W_i 表示家庭 i 每个工人的收入, G_i 标志着家庭的人均收入, N 和 L 分别指家庭的平均人数和工人数。

业生产力。LW 和 HW 有助于确定农业工资的真实价值可能属于的范围。

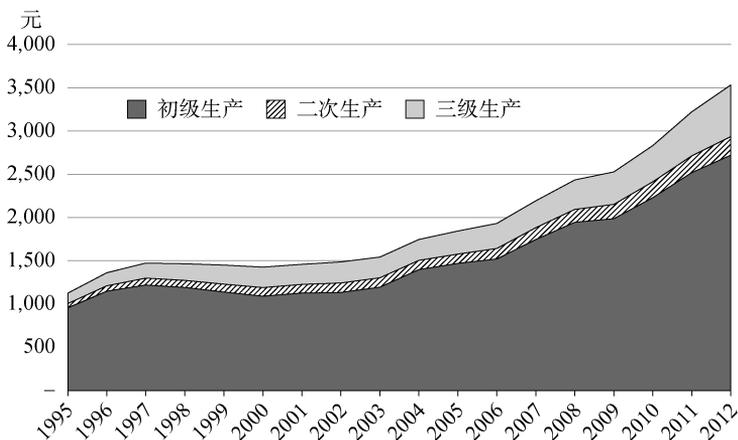


图 A3.2 1995—2012 年农村家庭收入的部门构成，来自 FAM 的收入

注：所有金额均为人均名义人民币。
资料来源：国家统计局。国家统计局(2013)。

四个宏观经济区域的农业工资是以省级农业工资的算术平均数^①得出的，如图 A3.3 所示。

农业工资的增长表明，中国农民的最低生活标准已经普遍提高。这可能是农业技术进步的结果，因为温室、生物技术和肥料的应用可能更广泛。这也可能是由于在剩余劳动力移民和农业生产力提高的情况下，对工业的贸易条件的提高(Lewis, 1972)。然而，这并不一定意味着农业工资率已经开始由劳动力的边际生产力决定。

^① 另外，我们可以用一个省的农业工人数量占该地区农业工人总数的比例来加权省级农业工资，以计算每个地区的 LW 和 HW。我们发现，其结果与按算术平均数计算的结果相似。为简单起见，本文报告的全国或地区平均数都是用省级的算术平均数来计算。

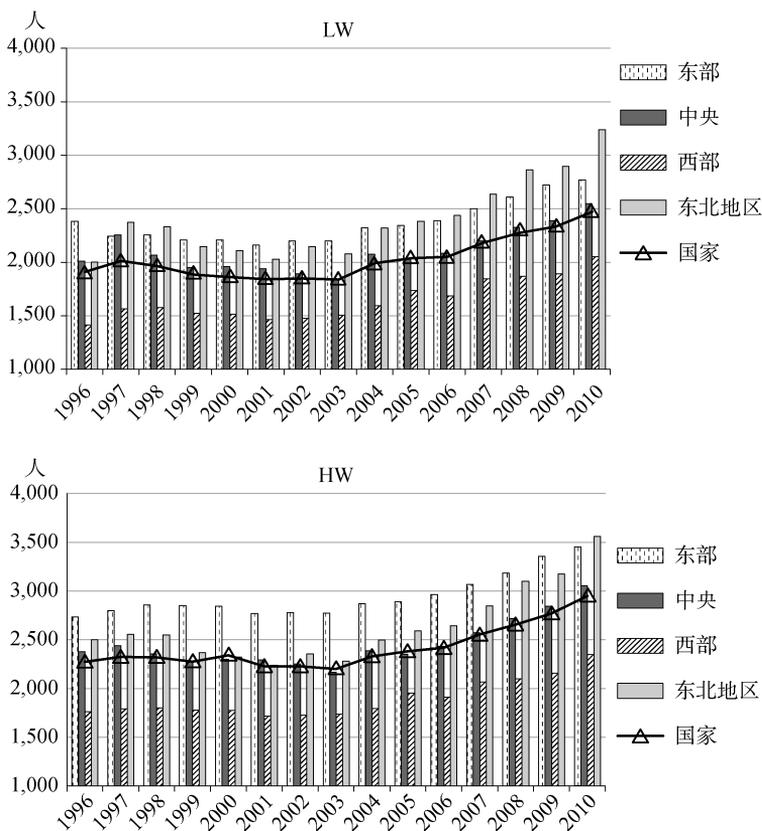


图 A3.3 1996—2010 年中国各宏观经济区域的农业工资情况

注：LW 和 HW 的数据分别是在总体层面和四个宏观经济区域汇编的。

资料来源：国家统计局(1996—2010)。

附录 4 中国的农业劳动生产率

农业劳动的边际生产力是劳动的平均产出与劳动的产出弹性的乘积，由超越对数生产函数估计。

$$\ln Y_{it} = A + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln x_{it} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln x_{it} \ln x_{jt} + T + \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k D_k + \epsilon_{it} \quad \dots(\text{A4.1})$$

其中, Y_{it} 代表 i 县在 t 时间的农业总产值, 用 2000 年价格的农村 CPI 进行平减。A 为常数, ϵ_{it} 为误差项。输入项 x_{it} 和 x_{jt} 包括劳动力、资本、土地和化肥。劳动是对初级生产中工人的直接衡量。资本是由机器产生的动力来衡量的, 而化肥是由其净含量来衡量的, 被视为中间投入。一个时间趋势 T , 以反映随时间推移的技术变化。公式 A4.1^① 是通过 OLS (Cobb-Douglas 和 translog) 和 GLS (translog FE 和 translog RE) 对 1996 年至 2010 年^② 的县级数据进行估计。

表 A4.1 显示了生产函数的不同估计。由于随机效应模型在容纳农业生产的时间不变的省级异质性方面更为有效^③, 第(3)栏的结果被用来计算产出弹性。

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial x_{it}} = \left[\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln x_{it}} \right] \left[\frac{Y_{it}}{x_{it}} \right] = \left[\alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln x_{jt} \right] \left[\frac{Y_{it}}{x_{it}} \right] \quad \dots(\text{A4.2})$$

表 A4.2 列出了弹性值, 通过对一个省内各县的估计弹性值取平均值来获得省级弹性值。在全国范围内, 1996—2010 年期间中国的劳动力产出弹性约为 0.21, 这与其他研究 (如 Islam & Yokota, 2008; Minami & Ma, 2011) 一致。我们观察到弹性的下降趋势, 表明中国农业劳动力的使用具有边际收益递减的特点。

① 我们通过使用对数似然比检验(466.63, 5%水平)和 F 检验(9.48, 5%水平)来区分生产函数的两种规格, 表明转折形式是首选。

② 我们的数据集涵盖了 19 个省的 232 个地级市, 占中国地级市总数的 74%。这些数据来自国家统计局的省级统计年鉴。

③ Breusch & Pagan 拉格朗日乘数检验, 遵循秩和分布, 其统计量为 10,045.70, 在 1% 的水平上显著。

通过将省级的劳动产出弹性乘以某省的平均劳动产品,我们得到了各省的 MPL。同样,我们取各省 MPL 的平均值来获得地区和全国的数值。如表 A4.3 所示,在全国范围内,农业 MPL 在 2002 年之前保持相对稳定,然后开始以每年 5.6% 的速度增长。2010 年,中国的农业生产力是 1996 年的实际水平的 175%。这种上升趋势也体现在四个地区。中部地区的 MPL 经历了快速的增长,在 2003—2010 年期间每年 6.95%。其中在四个地区中,中国东北和华东地区的 MPL 较高,而中国西部地区则低得多。

表 A4.1 中国的农业生产功能, 1996—2010 年

Y	(1)	(2)	(3)	(4)
	CD OLS	Translog OLS	Translog RE	Translog FE
L	0.209*** (0.014)	0.629*** (0.064)	0.393*** (0.083)	1.217*** (0.080)
N	0.271*** (0.015)	-0.574*** (0.074)	0.103 (0.111)	-1.052*** (0.094)
F	0.222*** (0.011)	0.140*** (0.041)	0.226*** (0.047)	0.253*** (0.048)
M	0.198*** (0.012)	0.582*** (0.053)	0.191*** (0.057)	0.488*** (0.061)
T	0.026*** (0.001)	0.004 (0.009)	0.027*** (0.006)	-0.006 (0.012)
L * L		0.000 (0.000)	0.000 * (0.000)	0.001 * (0.000)

续 表

Y	(1)	(2)	(3)	(4)
	CD OLS	Translog OLS	Translog RE	Translog FE
N * N		0.089 ***	0.045 ***	0.045 **
		(0.014)	(0.011)	(0.017)
F * F		0.186 ***	0.097 ***	0.193 ***
		(0.013)	(0.014)	(0.016)
M * M		0.090 ***	0.024 ***	0.080 ***
		(0.007)	(0.007)	(0.009)
T * T		-0.001	-0.024 ***	-0.044 ***
		(0.005)	(0.004)	(0.005)
L * N		-0.139 ***	-0.153 ***	-0.225 ***
		(0.018)	(0.020)	(0.024)
L * M		-0.007	0.083 ***	0.105 ***
		(0.013)	(0.014)	(0.016)
L * F		-0.052 ***	0.002	-0.067 ***
		(0.013)	(0.011)	(0.016)
L * T		-0.004	-0.008 ***	-0.009 **
		(0.002)	(0.001)	(0.003)
L * M		-0.219 ***	-0.134 ***	-0.280 ***
		(0.019)	(0.017)	(0.024)
N * F		0.026	0.036 **	0.139 ***
		(0.016)	(0.014)	(0.019)

续 表

Y	(1)	(2)	(3)	(4)
	CD OLS	Translog OLS	Translog RE	Translog FE
N * T		0.014 ***	0.008 ***	0.019 ***
		(0.003)	(0.002)	(0.004)
M * F		0.041 ***	0.023 **	0.041 **
		(0.011)	(0.009)	(0.013)
M * T		-0.011 ***	-0.002 *	-0.014 ***
		(0.002)	(0.001)	(0.003)
F * T		-0.000	-0.000	0.001
		(0.001)	(0.001)	(0.002)
Constant	-1.570 ***	-0.898 ***	-0.849 **	0.095
	(0.103)	(0.179)	(0.306)	(0.173)
Provincial dummies	Yes	Yes	Yes	N/A
R squares	0.915	0.925	0.638	0.844
Observations	3480	3480	3480	3480

注：因变量为Y，即农业总产值。L：劳动力。N：调整后的土地。F：化学肥料。M：农业机械。

*、**和*** 分别代表在10%、5%和1%水平上的显著性。

CD和Translog是Cobb-Douglas和Translog规格。OLS、FE和RE是普通最小二乘法、固定效应和随机效应模型。

表 A4.2 1996—2010年中国农业产出相对于劳动力的弹性情况

年份	国家	东部	中央	西部	东北地区
1996	0.224	0.232	0.215	0.211	0.311
1997	0.225	0.227	0.215	0.220	0.307

续 表

年份	国家	东部	中央	西部	东北地区
1998	0.223	0.221	0.210	0.223	0.303
1999	0.221	0.218	0.210	0.219	0.299
2000	0.214	0.213	0.207	0.210	0.291
2001	0.205	0.214	0.179	0.208	0.284
2002	0.206	0.208	0.197	0.202	0.279
2003	0.207	0.210	0.199	0.202	0.273
2004	0.204	0.207	0.197	0.195	0.285
2005	0.201	0.204	0.194	0.194	0.269
2006	0.198	0.197	0.196	0.191	0.265
2007	0.196	0.196	0.191	0.189	0.262
2008	0.193	0.190	0.191	0.186	0.259
2009	0.191	0.191	0.185	0.185	0.254
2010	0.186	0.182	0.179	0.184	0.250
平均值	0.206	0.207	0.198	0.201	0.279

注：本表所报告的弹性是根据表 A4.1 第(3)栏所报告的省级弹性的算术平均值。

表 A4.3 中国农业边际劳动产品 (MPLs), 1996—2010 年

年份	农业 MPL				
	国家	东部	中央	西部	东北地区
1996	1,701.31	2,257.24	1,492.68	945.29	3,937.07
1997	1,633.53	2,131.40	1,500.21	925.76	3,545.41
1998	1,706.89	2,176.82	1,495.91	960.73	4,090.65
1999	1,778.43	2,291.15	1,572.57	993.91	4,182.99
2000	1,757.03	2,295.67	1,622.70	981.02	3,945.33

续 表

年份	农业 MPL				
	国家	东部	中央	西部	东北地区
2001	1,794.57	2,432.31	1,435.61	1,040.18	4,218.96
2002	1,906.97	2,466.42	1,730.64	1,054.98	4,380.02
2003	2,104.78	2,789.53	1,919.03	1,168.82	4,624.02
2004	2,300.28	2,951.66	2,106.64	1,268.82	5,272.49
2005	2,304.66	3,060.53	2,058.51	1,298.33	5,018.75
2006	2,442.91	3,073.50	2,191.23	1,375.66	5,332.28
2007	2,708.08	3,306.52	2,450.47	1,554.31	5,957.02
2008	2,609.66	3,244.15	2,510.69	1,530.12	5,341.01
2009	2,740.15	3,432.56	2,623.68	1,567.89	5,611.90
2010	2,985.91	3,649.92	3,016.81	1,746.24	5,962.78
平均数	2,165.01	2,770.63	1,981.83	1,227.47	4,761.38
MPLs 的年平均增长率(%)					
1996—2010	4.02	3.43	5.03	4.38	2.97
1996—2002	1.90	1.48	2.47	1.83	1.78
2003—2010	5.60	4.90	6.95	6.30	3.86

注:本表中报告的农业 MPL 是省级 MPL 的算术平均数,根据公式(3)计算。

附录 5 部分三部门模式下劳动力流动的比较

Kwan 等人(2018)	从农村农业到农村非农业 从农村农业到城市非农业
Wu (1995)	从农村农业到农村工业 从农村农业到城市国有企业(工业)的发展

续 表

Brandt 等人(2008 年)	从农村农业到非国有企业 从农村农业到国有企业
刘易斯 - 费 - 拉 尼 斯 (1954, 1961)	从传统部门到现代部门

注: Wu (1995): 三个部门包括总产出的 80% 左右, 不包括农村和城市地区的服务部门。

附录 6 三部门模式

我们实证分析的所有数据都是省级的, 主要来自中国国家统计局出版的《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》(NBSa 和 NBSb), 农业统计数据来自农业部(2009)。样本期从最早的数据年开始, 到 2010 年结束, 有足够长的时间来反映中国改革期间的经济变化。^①

使用 OLS 估计方程(8)可能会导致有偏差和不一致的估计, 因为地理、人口和其他未观察到的时间不变的个人特定效应可能与回归因子相关。此外, 滞后因变量 $y_{yyt} - 1$ 可能通过 y_{yyt} 对误差项具有内生性, 从而使 OLS 技术的使用失效。 y_{yyt} 的内生性问题可能很严重, 原因有二。经济增长可能会与教育水平和其他要素投入产生双向互动。此外, 如果经济出现强劲的产出扩张, 劳动力可能会转移到农村非农业部门或城市部门。为了获得方程右边的潜在内生性和测量误差的一致参数估计, 我们遵循 Arellano 和 Bond (1991) 建议的程序。这一方法被 Caselli 等人(1996)进一步完善, 并在研究经济增长中越来越受欢迎(如 Easterly 等人, 1997)。

^① 该部分数据的更多细节可以在 Kwan 等人(2018)上找到。

简而言之,方程(8)首先进行差分,然后将右侧的变量的滞后水平作为第一差分方程的工具。我们使用单步系统 GMM 技术来估计我们的动态面板数据模型。^①

表 A6.1 是三部门模型的初步结果。传统的投入变量(除了人口)在统计上都是显著的,尽管初始人均收入的符号并不像预期的那样。两个新引入的结构变化项是共同显著的(如联合 F 检验所示,如系统 GMM 模型的 38.141),尽管两个非线性项并不单独显著。包括更多的独立变量可能会使任何动态面板数据模型过度规范化;然而, Sargan 检验表明,没有过度识别的证据。^②

根据 Temple 和 Wößmann (2006)的研究,经历较大结构变化的国家会对其产出增长产生较大的影响,这可以通过产出增长和结构变化程度之间的凸关系来体现。在中国,工资差异较大的省份预计会观察到劳动力转移到农村非农业或城市非农业的更大影响,正如方程中规定的两个非线性结构变化项所示。我们的实证结果显示, *DISEQ_{it}* 项为负数,但在 10%的水平上没有统计学意义。

在经济学上,除了单个参数的统计意义外,高的联合 F 值为我们测试的模型的整体稳定性提供了支持。对 AR1 和 AR2 的 Arellano-Bond 检验的 P 值证实了各模型不存在一阶序列相关,表明我们模型中的工具在系统 GMM 估计下是有效的。

除了劳动力再分配对增长的影响外,本研究还提供了使用常规变量解释二元制中国经济增长的经验证据。储蓄被认为是调动资源用于生产活动的必要条件,我们的结果显示,在我们估计的每个模型中,储蓄率都在 1%的水平上具有统计学意义(不包括非沿海地区的

① 虽然两步系统 GMM 估计值更有效,但其渐进标准误差可能会偏向于向下,从而发出不可靠的参考信号(Bond 等人,2001)。此外,蒙特卡洛研究和 Ding 和 Knight (2009)表明,一步法和两步法的估计结果非常接近。

② P 值为 0.409,表明工具的有效性没有系列问题。

回归)。现代经济增长的另一个重要变量是人力资本的存量。我们修改后的人力资本数据与两部门和三部门的框架都很吻合,在三部门的科布-道格拉斯设置中为 0.031,在两部门框架中为 0.036。值得注意的是,在科布-道格拉斯三部门模型中同时包括储蓄率和人力资本,增强了这两个结构项的解释能力。

索洛式的新古典主义模型预测,在适当的市场运作下,贫穷的经济体可以通过更快的经济增长来追赶。许多研究探讨了改革后的中国省际增长收敛的速度,一些研究指出近年来区域差异越来越大。Bosworth 和 Collins (2008)发现,中国各省在长期内可能会趋同,但在短期内会有分歧。在控制了个别省份的人口和经济规模后, Herrerias (2012)发现中国各地区的增长速度不同。Anderson 和 Ge (2009)的结论是,关于经济收敛的证据是混合的,在分布的中心区域有收敛,但在极端区域有分歧。与 Pedroni 和 Yao (2006)以及 Lau (2010)类似,我们对人均收入正增长的实证研究结果表明,1980 年至 2010 年间,中国各省之间的差距加大,而不是趋同。

表 A6.1 三部门模式

	OLS	固定效应	系统 GMM
$\ln(y_{i,t-1})$	0.047 ***	0.054 ***	0.059 ***
	(0.009)	(0.015)	(0.016)
$\ln(s_{it})$	0.251 ***	0.364 ***	0.417 ***
	(0.052)	(0.073)	(0.094)
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	-0.091 **	-0.040	-0.035
	(0.032)	(0.035)	(0.027)

续 表

	OLS	固定效应	系统 GMM
$\ln(h_{it})$	0.004	0.012	0.022 *
	(0.008)	(0.008)	(0.010)
$GROWTH_b$	5.373 ***	4.459 ***	4.384 ***
	(0.623)	(0.666)	(1.092)
$GROWTH_m$	1.742 **	1.984 **	2.790 ***
	(0.580)	(0.594)	(0.648)
$DISEQ_b$	-5.009 *	-1.317	-1.691
	(2.160)	(2.207)	(1.123)
$DISEQ_m$	12.523 *	5.972	6.637
	(5.225)	(5.345)	(5.850)
Constant	-0.497 ***	-0.455 ***	-0.508 ***
	(0.103)	(0.126)	(0.112)
Sargan			171.587
Sargan p			0.409
AR1 p			0.006
AR2 p			0.682
Joint F	27.998	31.989	38.141

注：模型以方程(16)为基础。采用间隔三年的省级面板数据进行估计。

$y_{i,t-1}$ ：滞后的人均产出； s_{it} ：储蓄率； n_{it} ：人口增长率； h_{it} ：人力资本； g ：生产力增长； δ ：折旧；括号内为异方差一致的标准误差；AR1 P 和 AR2 P 表示一阶和二阶序列相关的 P 值；Joint F 是整体意义的检验；Sargan 和 Sargan P 是过度识别的检验和其 P 值。

***、**、* 为 1%、5% 和 10% 的显著性水平； $y_{i,t-1}$ 、 h_{it} 被视为预设的变量。

S_{it} 、 n_{it} 、 $MGROWTH$ 和 $DISEQ$ 被视为内生变量； $g + \delta$ 假设为 5%。

表 A6.2 柯布-道格拉斯技术的三部门模型

	OLS	固定效应	系统 GMM
$\ln(y_{i,t-1})$	0.058***	0.075***	0.071***
	(0.009)	(0.015)	(0.018)
$\ln(S_{it})$	0.290***	0.364***	0.455***
	(0.052)	(0.071)	(0.088)
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	-0.097**	-0.044	-0.036
	(0.031)	(0.034)	(0.026)
$\ln(h_{it})$	0.010	0.020*	0.031**
	(0.008)	(0.008)	(0.009)
$GROWTH2_b$	12.622***	10.636***	11.080**
	(1.492)	(1.589)	(3.154)
$GROWTH2_m$	2.748	3.350*	5.114**
	(1.500)	(1.507)	(1.706)
$DISEQ2_b$	-25.711*	-7.305	-8.567
	(10.275)	(10.452)	(5.197)
$DISEQ2_m$	33.022*	17.654	21.808
	(13.933)	(13.966)	(14.252)
Constant	-0.612***	-0.627***	-0.631***
	(0.105)	(0.129)	(0.130)
Sargan			177.750
Sargan p			0.288
Hansen			21.542
Hansen p			1.000

续 表

	OLS	固定效应	系统 GMM
AR1 P			0.004
AR2 P			0.645
Joint F	28.269	33.539	38.578

注：模型以方程(16)为基础。采用间隔三年的省级面板数据进行估计。

$y_{i,t-1}$: 滞后的人均产出; S_{it} : 储蓄率; n_{it} : 人口增长率; h_{it} : 人力资本; g : 生产力增长; δ : 折旧; 括号内为异方差一致的标准误差; AR1 P 和 AR2 P 表示一阶和二阶序列相关的 P 值; Joint F 是整体意义的检验; Sargan 和 Sargan P 是过度识别的检验和其 P 值。

***、**、* 为 1%、5% 和 10% 的显著性水平; $y_{i,t-1}$ 、 h_{it} 被视为预设的变量。
 S_{it} 、 n_{it} 、MGROWTH 和 DISEQ 被视为内生变量; $g + \delta$ 假设为 5%。

表 A6.3 两个地区的三部门模式

	沿海地区	非沿海地区
$\ln(y_{i,t-1})$	0.044 (0.024)	0.084** (0.029)
$\ln(S_{it})$	0.449*** (0.073)	0.264 (0.128)
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	-0.070* (0.024)	-0.037 (0.050)
$\ln(h_{it})$	0.012 (0.012)	0.019 (0.013)
$GROWTH_b$	5.260*** (0.906)	3.995 (1.895)
$GROWTH_m$	3.658*** (0.623)	1.870* (0.745)
$DISEQ_b$	-1.264 (0.774)	-9.964 (33.590)

续 表

	沿海地区	非沿海地区
$DISEQ_m$	-0.594	19.170 *
	(2.997)	(6.789)
Constant	-0.502 *	-0.614 ***
	(0.185)	(0.146)
Sargan	95.751	157.390
Sargan p	0.904	0.228
AR1 p	0.085	0.033
AR2 p	0.935	0.903
Joint F	18.394	43.030

注：模型以方程(16)为基础。采用间隔三年的省级面板数据进行估计。

$y_{i,t-1}$ ：滞后的人均产出； S_{it} ：储蓄率； n_{it} ：人口增长率； h_{it} ：人力资本； g ：生产力增长； δ ：折旧；括号内为异方差一致的标准误差；AR1 P 和 AR2 P 表示一阶和二阶序列相关的 P 值；Joint F 是整体意义的检验；Sargan 和 Sargan P 是过度识别的检验和其 P 值。

***、**、* 为 1%、5% 和 10% 的显著性水平； $y_{i,t-1}$ 、 h_{it} 被视为预设的变量。

S_{it} 、 n_{it} 、MGROWTH 和 DISEQ 被视为内生变量； $g+\delta$ 假设为 5%。