

新时期政策扶贫：目标选择和农民增收

张彬斌*

摘要 本文利用中国1998—2009年分县数据，考察了新时期农村扶贫政策的目标选择问题和农民增收效果。新时期国定扶贫重点县的选择主要依据一个县的初期经济水平，革命老区、少数民族聚居区受到了照顾；新时期扶贫政策对国定扶贫重点县农民收入具有干预效应，但效应的大小根据初期收入水平的不同而具有差异。扶贫项目对农民的增收效果还具有一定的时期滞后性。

关键词 国定贫困县，双差分，农民增收效果

一、引言

以确定扶贫重点县的方式，使区域扶贫政策向国定贫困县倾斜是中国扶贫事业最显著的特征之一（岳希明等，2007）。自1986年中国政府第一次认定扶贫重点县以来，县级单位就是中央政府做出扶贫投入的主要对象，1986—1993年常被认为是初步实施以重点县为主要对象的区域扶贫时期。中央政府第二次认定扶贫重点县与1993年年底开始着手的“国家八七扶贫攻坚计划”相关联¹，确定了592个国家级贫困县进行重点扶持。中央政府第三轮大规模农村扶贫以《中国农村扶贫开发纲要（2001—2010年）》为背景，于2001年重新认定了592个扶贫开发重点县。于2011年新开始的2011—2020年扶贫计划仍然认定了592个国家扶贫重点县，并确定了14个集中连片特困区。²从中央第二轮大规模扶贫至今，认定的“国家级”贫困县或扶贫开发重

* 中国社会科学院研究生院人口与劳动经济系。通信地址：北京市良乡高教园区中国社科院研究生院，102488；电话：010-81360820；E-mail: zhang123_bin@126.com。本文成型于作者对其硕士学位论文《政策扶贫效果、贫困地区经济发展》（中国社会科学院研究生院，2011）部分内容的进一步思考。作者特别感谢导师吴要武教授一直以来对学生的严格要求、耐心指教和长辈般关怀。作者特别感谢导师所在单位中国社会科学院人口与劳动经济研究所提供的良好的学习和研究条件；特别感谢宋映泉博士（北京大学中国教育财政科学研究所）对以上学位论文的细致评阅和改进建议；特别感谢硕士学位论文答辩委员会（2011年5月）对以上学位论文所提改进意见；特别感谢 Maoyong Fan 博士（Miller College of Business, Ball State University）的帮助。特别感谢两位匿名评审人对本文所提宝贵意见。作者自负文责。

¹ 本轮扶贫政策实施的时间跨度是1993—2000年。目的是力争利用七年（1994—2000年）的时间基本解决当时农村尚存的八千万贫困人口的温饱问题。由于涉及“八”和“七”两个数字概念，因此常被称为“八七扶贫攻坚计划”、“八七扶贫战略”等。

² 参见国务院扶贫开发领导小组办公室官方网站：<http://www.cpad.gov.cn/>。

点县的总数保持为 592 个, 具体名单略有调整。

本文以县级单位为基本研究对象, 聚焦于中央政府实施的第三轮 (2001—2010 年阶段) 大规模农村扶贫, 或称新时期农村扶贫。第三轮大规模农村扶贫认定的 592 个扶贫重点县 (下称“新时期国定扶贫重点县”或“新时期国定贫困县”或“新国贫县”) 包含着中国 60% 以上的贫困人口 (李小龙等, 2005; 都阳和蔡昉, 2005; 国务院扶贫开发领导小组办公室, 2003), 对新国贫县进行的重点扶持, 对中国在整体层面上减缓贫困具有较大的代表意义。

扶贫重点县一旦确定, 中央政府将给予其大量的扶贫资源 (或资金) 投入, 这些扶贫资源可能会对新国贫县原有的经济增长模式产生冲击, 从而改变当地的贫困状况。新国贫县是如何从中国上千个县级单位中产生的一直是相关政策研究中备受关注的一个问题, 此外, 新时期农村扶贫政策是否 (或在多大程度上) 改善了贫困地区的贫困面貌, 也是一个值得研究的话题。

Park *et al.* (2002) 运用中国农业部分县数据, 建模考察了 1986 年和 1993 年两轮认定扶贫重点县中的目标选择问题, 结果发现: 在这两个年份, 相对于基准水平, 一个县的人均收入增加、人均谷物产量增加、总收入中的工业份额增加会使得其被认定为扶贫重点县的可能性降低; 少数民族县或者革命老区会增加其被认定的可能性; 政治因素在扶贫重点县的认定中具有显著正向作用。Park and Wang (2010) 发现政治因素在扶贫项目的分配中具有明显作用。岳希明等 (2007) 使用国家统计局农调总队的数据进行的研究发现: 一个县的人均纯收入增加会使得其被认定为扶贫重点县的概率降低, 但其影响在省内比省际间更大; 革命老区 and 少数民族地区受到了优先考虑; 在 2001 年的认定中, 本应被认定为国定贫困县而被遗漏的县, 主要是人口较少的县, 而已被认定为扶贫重点县而实际并非贫困的县多是人口大县。李文和汪三贵 (2004) 发现 1998—2001 年间扶贫资金的分配向贫困程度较高的县倾斜, 并且向西部地区、老少边山区倾斜明显, 人口大县在扶贫资金分配中处于不利地位。

关于对扶贫政策产出效率的研究, 刘冬梅 (2001) 使用 592 个扶贫重点县 1990—1997 年的数据建立生产函数模型, 发现扶贫资金的投入确实能够明显改善贫困地区的落后状况。帅传敏等 (2008) 比较了不同类别的扶贫资金在扶贫重点县中的使用绩效。这类研究的重心限于考察扶贫重点县内部绩效, 并不体现这些扶贫重点县的发展效果将会比其在不得到扶贫资源支持的情况下改善 (或恶化) 多少 (类似的研究: 姜爱华, 2008; 陈凡和杨越, 2003)。Park *et al.* (2002) 的研究使用对照试验的方法, 并建立动态增长模型, 结果发现, 扶贫政策导致重点贫困县 1985—1992 年农村居民收入年均多增长 2.28%, 1992—1995 年年均多增长 0.91%。Park and Wang (2010) 利用 2001—2004 年的村级层面和家庭户调查数据的研究发现, 扶贫政策导致项目

覆盖地域较为富有的家庭户收入和消费提高 6.1% 和 9.2%，但未提高较贫困家庭户的收入和消费水平。

本文运用最新经验数据探讨新时期农村扶贫政策（2001—2010 年）实施的目标选择问题和相关产出效果。结果发现：新时期国定贫困县的选择主要依据新扶贫政策实施前（2001 年之前）各县级单位的发展水平，革命老区、少数民族地区受到了照顾性考虑。以 2000 年的全部县的均值水平为基准，农村居民人均纯收入每高 1%，被认定为国定贫困县的可能性将会降低 0.68%—0.82%；人均 GDP 比基准水平高 1%，被选择为国定贫困县的概率将降低 0.22%—0.34%；农业人口比重比平均水平高 1%，这种可能性将会增加 0.5%—0.7%；少数民族县比非少数民族县被认定的可能性高 7.8%—10.6%；“革命老区”对列为贫困县的影响高度显著，边际影响值为 16.4%—20.1%。在新时期扶贫政策的产出效果方面，本文着重考虑“农民增收效应”，结果显示出：在整体平均水平上，国定贫困县农村居民人均纯收入受扶贫政策冲击不明显，政策实施后的第八年到第九年才显出 3%—4% 的增收效应；按精炼样本初期收入水平分组后的估计表明，扶贫政策对初期收入水平最低的县和初期收入水平较高（中等偏高收入组和高收入组）的县没有明显的增收效应。中等偏低收入组及中等收入组的国定贫困县在政策执行之后的第四年或第三年开始均获得了显著的干预效应，使得农村居民人均纯收入受政策影响分别增加了 5.7%—8.2% 和 5.3%—8.3%。新时期扶贫政策还对国定贫困县农林牧渔业、普通中学教育、医疗卫生条件具有一定的正向影响。

本文剩余部分作如下安排：第二部分介绍数据的基本信息；第三部分探讨新时期扶贫政策是如何选择扶贫重点县（新时期国定贫困县）的；第四部分详细探讨新时期扶贫政策对国定贫困县农民的增收效应；第五部分是研究总结。

二、数据概述

本文所使用的数据来源于公开统计资料，对数据源的一个基本描述见表 2 “注”的说明。该数据包括 1 553 个县级单位³，时间跨度为 1998—2009 年。由于本文的研究重点是贫困地区的扶贫问题，故采集数据时省略了地级市的市辖区和省直管县级单位，主要原因是这些单位与贫困地区的经济可比性较弱。但也有少部分市辖区在 2001 年被列入了新时期扶贫重点县，在数据不缺失的前提下，样本保留了这些辖区⁴。本文所用数据包括 581 个新时期国定贫

³ 这些县级单位涉及全国 21 个省（直辖市、自治区），这 21 个省包含了全部新时期国定贫困县。

⁴ 包括安徽省六安市裕安区、湖北省神农架林区、重庆市万州区、黔江区、四川省广安市广安区、南充市嘉陵区。

困县（缺失 11 个国贫县）和 972 个非国定贫困县的信息。图 1 和表 1 显示了样本县的基本构成。

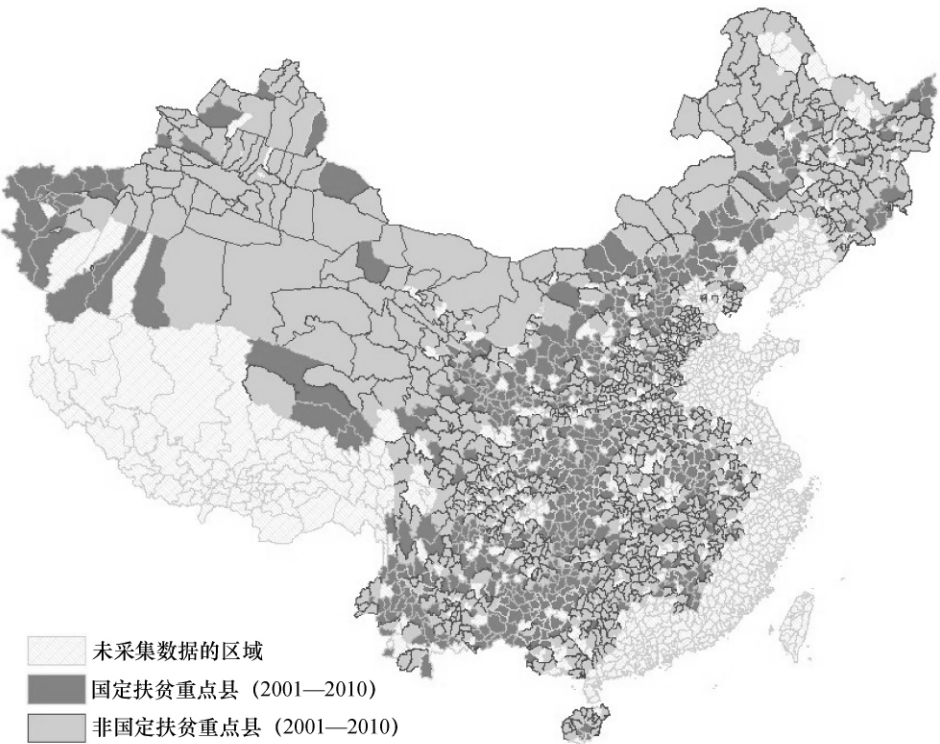


图 1 新时期国定扶贫重点县的地域分布

表 1 样本县基本构成和基本自然特征 (单位:个)

	全部县总数	国定贫困 县数	非贫困县数	自然特征			
				山区县	民族县	革命老区	边境县
涉及省区	1 553	581	972	659(377)	533(265)	330(151)	108(41)
东部地区:	152	44	108	33(21)	13(9)	32(10)	0(0)
河北	136	39	97	28(17)	6(5)	23(8)	0(0)
海南	16	5	11	5(4)	7(4)	9(2)	0(0)
中部地区:	599	174	425	200(96)	39(26)	193(84)	26(7)
山西	96	35	61	28(18)	0(0)	58(30)	0(0)
吉林	40	8	32	13(5)	11(4)	16(5)	9(3)
黑龙江	64	14	50	15(0)	1(1)	8(4)	17(4)
安徽	62	19	43	17(7)	0(0)	6(3)	0(0)
江西	80	22	58	40(15)	1(1)	45(18)	0(0)
河南	108	31	77	16(11)	0(0)	14(6)	0(0)
湖北	61	25	36	33(22)	11(10)	22(11)	0(0)
湖南	88	20	68	38(18)	15(10)	24(7)	0(0)

(续表)

	全部县总数	国定贫困 县数	非贫困县数	自然特征			
				山区县	民族县	革命老区	边境县
西部地区：	802	364	438	426(260)	481(230)	103(57)	82(34)
四川	141	36	105	78(28)	49(20)	19(9)	0(0)
重庆	23	14	9	12(11)	5(5)	5(5)	0(0)
贵州	76	49	27	75(48)	46(36)	1(0)	0(0)
云南	117	70	47	108(69)	78(51)	2(2)	24(15)
陕西	83	46	37	22(17)	0(0)	27(20)	0(0)
甘肃	69	41	28	46(35)	20(13)	5(3)	1(0)
青海	42	15	27	39(15)	35(12)	0(0)	0(0)
宁夏	13	7	6	7(7)	13(7)	3(3)	0(0)
新疆	83	27	56	8(5)	83(27)	23(4)	33(14)
广西	75	28	47	27(22)	73(28)	16(10)	6(3)
内蒙	80	31	49	4(3)	79(31)	2(1)	18(2)

注：括号内的数字代表的是国定贫困县的个数；以上“山区县”按照国家统计局的定义；“民族县”是指少数民族的聚居县；“革命老区”是指该县内 90% 以上的乡、镇属于革命老区；“边境县”指部分区域处于国界线上。

表 1 透露出，西部省区产生国定贫困县的比例更高：西部 11 省（直辖市、自治区）新贫县总数 364 个，占样本内西部地区县级单位总数的 45.4%，中部 8 省含 174 个新时期国定贫困县，占样本中部县级单位总数的 29%，东部 2 省内 44 个国定贫困县，占样本东部地区县级单位总数的 28.9%。

按地貌特征（是否属于山区）分，样本包括 659 个山区县。不同省区地貌特征差异较大，例如，样本内云南省共有 117 个县，山区县 108 个（占 92.3%）；河南省 108 个县，其中山区县 16 个（占 14.8%）。样本内 581 个国定贫困县中有 377 个县属于山区，占全部国定贫困县的 65%，山区国定贫困县占山区县总数的 57.2%。个别地区山区县在国定贫困县中占有更高比例，例如，云南省 70 个国定贫困县中有 69 个县属山区，整个西部地区 364 个国定贫困县包括山区县的数目为 260 个（占国定贫困县总数的 71% 以上）。

样本中少数民族县 533 个，其中 265 个被划为国定扶贫重点县，几乎占少数民族县总数的一半。少数民族县较少的省，几乎所有少数民族县都被认定为国定贫困县，如黑龙江省、江西省、重庆市、湖北省、河北省等。

统计部门对革命老区有多种不同定义，本数据使用的是有关部门“最严格”的定义，即县内 90% 以上的乡镇属于革命老区则定义该县为革命老区。样本中 330 个县属于该定义下的革命老区，其中 151 个县属于国定贫困县。从地域分布上看，革命老区主要集中在中部 8 省，中部革命老区被认定为国定贫困县的比例也更高一些。此外，样本数据还对边境县做了划分，它指处于国界的县，数目相对山区、民族地区和革命老区显得要少一些，只有少数几个省含有边境县，边境县属于国定贫困县的在中部地区有 7 个，西部地区 34 个。

样本中的数据包括代表经济发展水平的多个变量，部分指标统计特征计算如表 2。

表 2 样本县基本经济特征描述(主要年份)

基本经济特征(按是否新时期国定贫困县,均值)	2000 年		2005 年		2009 年	
	新时期国贫县	非新时期国贫县	新时期国贫县	非新时期国贫县	新时期国贫县	非新时期国贫县
A 经济指标:(当年价,元)						
人均国内生产总值	2 653.40	5 126.06	5 437.32	9 935.85	11 594.35	20 227.94
人均财政支出	127.06	221.67	231.52	405.21	567.42	962.99
城乡居民人均储蓄	1 488.54	2 974.03	3 035.72	5 704.75	9 049.75	14 164.46
在岗职工平均工资	6 623.04	6 757.83	12 602.45	12 672.7	24 842.27	23 949.32
农村居民人均纯收入	1 290.92	2 213.34	1 863.21	3 135.93	3 285.12	5 062.93
人均消费品零售总额	806.70	1 520.57	1 457.29	2 552.08	2 795.41	4 906.26
乡村从业人员人均农林牧渔业产值	4 270.37	8 924.03	5 941.56	12 364.28	9 405.28	17 230.51
B 生产和生活条件						
人口密度(人/平方公里)	169.58	308.932	173.46	307.79	180.11	313.21
农业人口占总人口比(%)	87.79	80.258	85.35	76.45	86.96	80.43
农业人口人均耕地面积(公顷/千人)	168.33	201.84	177.89	206.09	152.62	288.87
全部人口人均耕地面积	142.34	127.65	119.95	113.45	130.54	137.54
公路密度:公路里程/行政区面积(公里/平方公里)	0.2767	0.3997	0.3796	0.5741	0.6021	0.8953
万人均普通中学在校学生数(人)	496.43	593.54	629.43	648.98	470.58	508.71
普通中小师生师比	21.26	19.77	19.04	16.62	16.37	14.98
万人均卫生机构床位数	17.02	21.70	16.06	21.29	21.00	26.29
万人均卫生技术人员数	21.18	28.56	19.66	24.59	20.29	28.21
N	580	952	581	952	581	952

注:新时期国贫县即为 2001 年认定的新时期国家扶贫开发重点县,非新时期国贫县为样本内除新时期国贫县以外的县。2001 年国家认定新时期国贫县,新时期农村扶贫政策开始实施。

以上数据来自作者根据各省市区历年各种统计资料所作的计算,数据来源涉及各省(市/区)历年统计年鉴(分县数据)、《中华人民共和国全国分县市人口统计资料》、《中国区域统计年鉴》(分县数据)、《中国县市经济统计年鉴》、《中国县市发展银行统计年鉴》、《农村经济分县数据》、《河北经济年鉴》、《河南农村统计年鉴》。该数据源列顺序与数据查找顺序一致,以避免不同统计部门可能存在的数据差异。

安徽省六安市裕安区 2000 年数据缺失,故全部样本 2000 年的观测个数为 1 552,新时期贫困县 2000 年的观测个数为 580。在岗职工平均工资缺失贵州省和甘肃省 2000 年数据。部分省区未公布当年普通中、小学专任教师人数,全部样本中包括 864 个观测值,新时期贫困县子样本中包括 309 个观测值。历年公路里程数的有效观测为全部样本 796,新时期贫困县 206 个。

在表 2 中，2000 年属于新时期农村扶贫政策实施前（2001 年以前），2005 年和 2009 年属于新时期农村扶贫政策执行期。表 2 显示出：新时期扶贫政策实施前后，除在岗职工平均工资外，新国贫县的人均国内生产总值、财政支出、人均储蓄、人均消费品零售额、农民人均纯收入等经济指标均比对应的非国贫县低，新国贫县的人口居住更加分散，农业人口所占比例更高，农业人口人均耕地面积更少，交通条件、教育水平、卫生水平都更低。

三、新时期国定贫困县的认定

（一）经验分析框架

国定扶贫重点县的认定，实质是一个选择问题，考察是哪些因素决定着一个县之所以能够被认定为（或不被认定为）国定贫困县。本文拟在 Probit 模型的框架下考察新时期国定贫困县的认定问题。模型基本结构如下：

$$\Pr(D = 1 \mid X) = G(X\beta + \gamma). \tag{1}$$

模型中被解释变量由列向量 D 构成，其元素取值为 1 代表着已被选择进入某一特定群体的事实（反之取值为 0）； X 是影响 D 中元素取值的因素集，可能包括若干变量。 $G(\cdot)$ 是具体函数形式。

新时期扶贫重点县 2001 年确定，影响其确定的因素应发生在 2001 年之前。可以使用某县 2001 年是否入选新时期国贫县作为被解释变量，以 2001 年以前该县的经济水平和其他具体特征作为解释变量，来建模研究这一选择性问题。

（二）影响因素分析

表 3 显示了回归式（1）在不同设定下，各主要影响因素 MLE 估计的边际效应，这些结果显示：如果某县初期农村居民人均纯收入比基准水平高 1%，其被列入国贫县的可能性会降低 0.68%—0.82%；如果某县的人均 GDP 比基准水平高 1%，其被列入的概率将降低 0.22%—0.34%；农业人口比例比平均水平高 1%，其被认定的可能性将会增加 0.5%—0.7%。这可能暗含着，一个县的经济水平越高，就越不可能被列入贫困县名单。中国农业人口占总人口比例越大的地方也通常是越贫困的地方，因此，农业人

口比与被认定的概率具有正相关关系。⁵

表 3 扶贫重点县目标瞄准的 Probit 模型回归结果

新时期贫困县估计方法：最大似然估计（MLE）					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农村居民人均纯收入 (对数,2000 年)	-0.757*** (-14.61)	-0.731*** (-13.89)	-0.717*** (-13.58)	-0.677*** (-12.46)	-0.817*** (-12.82)
人均 GDP (对数,2000 年)	-0.216*** (-5.05)	-0.218*** (-5.06)	-0.224*** (-5.17)	-0.225*** (-5.17)	-0.335*** (-6.93)
农业人口比重 (百分数,2000 年)	0.007*** (4.01)	0.008*** (4.29)	0.009*** (4.58)	0.009*** (4.52)	0.005** (2.43)
少数民族县 (虚拟变量)		0.078** (2.51)	0.106*** (3.3)	0.079*** (2.37)	0.016 (0.31)
革命老区 (虚拟变量)			0.176*** (4.73)	0.164*** (4.4)	0.201*** (4.63)
山区县： (虚拟变量)				0.085* (2.76)	0.2*** (5.16)
边境县： (虚拟变量)				0.105 (1.42)	0.059 (0.75)
省区：(虚拟变量)					是
观测数	1 553	1 553	1 553	1 553	1 553
LR chi2(n)	825.22	831.49	853.98	863.10	1 045.47
Log-likelihood	-603.04	-599.9	-588.66	-584.1	-429.91
Correctly classified	84.44%	84.05%	84.7%	85.29%	87.76%
Pseudo R-sq	0.41	0.41	0.42	0.42	0.51

注：(1) 此表报告的是模型各解释变量对于被解释变量的边际影响量而非直接回归系数；(2) 括号内报告的是 z 统计量；(3) ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；(4) 所有二值(0—1)变量的边际量基于其从 0 到 1 取值计算，省区的边际影响值以河北为参照。

数值变量边际影响量基于其 2000 年的全部样本均值计算，对数农民人均纯收入、对数人均 GDP、农业人口比的样本均值分别是 7.453，8.171 和 83.316。

少数民族县在除设定 (5) 外都是统计显著的，这表明当其他经济指标保持在样本对数均值的水平时，少数民族县与非少数民族县相比，被列入国定贫困县的可能性高 7.8%—10.6%。列 (5) 的设定加入了省区虚拟变量作为控制，少数民族特征的边际效应不再显著，这说明在各省份内部对少数民族县的照顾就不像中央政府那么强了。革命老区对认定新国贫县的边际影响为 16.4%—20.1%，且具有显著性，加入了省区控制变量后，老区的边际效应

⁵ 由 Probit 模型得到的边际效应依赖于变量基准水平的取值，如果所选基准点发生变化，边际效应也会发生变化。边际效应的另一个含义是，某县列入国定贫困县的概率与其经济水平的负相关关系应该在越低的经济水平处越弱，在越高的经济水平处越强。对于农民收入水平和人均 GDP 很低的县，如果其水平升高 1%，其不能被列入贫困县的可能性（概率降低程度）要比农民收入水平和人均 GDP 处于较高水平处的县要低。

更高，表明革命老区在省内受到的照顾性考虑比中央政府通盘考虑时的更高。以上少数民族县对 2001 年认定新国贫县的边际影响比 Park *et al.* (2002) 计算的其在 1986 年和 1993 年对认定扶贫重点县的边际效应低，革命老区特征对 2001 年认定新国贫县的边际影响比 Park *et al.* (2002) 计算的其在 1986 和 1993 年的边际效应高。⁶ 结合不同的研究，在上述三次国定贫困县的认定中，少数民族县或革命老区都受到了照顾性考虑，而少数民族特征的边际效应历次衰弱、革命老区特征的边际效应历次增加的事实表明，国家认定重点贫困县时，优先考虑革命老区的倾向要比优先考虑少数民族区县的倾向高。

回归模型将样本县准确归类的成功率为 84%—88%，这也说明在新时期国定贫困县的认定过程中，还可能受到了其他未被观测到的因素的影响。Probit 模型的估计表明基期农村居民人均纯收入和人均 GDP 对认定贫困县具有显著的负作用，但这不意味着国定贫困县必然处于按这两个指标降序排列的县名单的最下端。表 4 给出了已被列为新时期贫困县构成的样本 2000 年的人均 GDP、农村居民人均纯收入不同分位数对应的数值和尚未列入贫困县名单、但其 2000 年的人均 GDP 或者农村居民人均纯收入低于这些分位数对应数值的县的个数。可以看出，即便是在 2000 年人均 GDP 或者农村居民人均纯收入很低的水平，仍然有少数县未能列入国定贫困县。当施以老区特征和民族县特征控制以后，未被列入名单的低收入县个数骤然下降，说明这两个特征对划定扶贫重点县具有较大影响，这与 Probit 模型得出的结论是吻合的。

表 4 新时期国定贫困县 2000 年不同分位数的产出和收入情况

	P50	P75	P90	P95	P99
国定贫困县 2000 年人均 GDP(元)	2 297	3 168.5	4 224.2	5 273.5	8 959
全部	50	224	455	638	887
2000 年人均 GDP 低于该水平的非国定贫困县个数					
其中：老区	4	32	77	115	163
其中：民族县	21	68	124	176	241
其中：老区且民族县	1	6	14	21	31
国定贫困县 2000 年农村居民人均纯收入(元)	1 240	1 492	1 860	2 039	2 483
全部	53	120	251	380	675
2000 年农民人均纯收入低于该水平的非国定贫困县个数					
其中：老区	5	16	32	56	117
其中：民族县	29	58	102	132	193
其中：老区且民族县	3	5	7	9	25

⁶ Park *et al.* (2002) 得到的在 1986 年和 1993 年国贫县的认定中少数民族的边际影响分别是 18.1% 和 13%，革命老区的边际影响分别是 14.3% 和 21.6% (边际量基于其从 0 到 1 取值计算，数值型变量基准点为均值)。

四、扶贫政策对农民的增收效应

（一）扶贫政策对贫困地区农民收入的影响途径

新时期扶贫政策从全部县中定义一部分为国定扶贫重点县，给予资金或资源支持，可以视为一次政策“干预”。是否被认定为国贫县直接决定了一个县是否能够得到扶贫资源（资金），国定贫困县历年得到的扶贫资源规模则构成政策干预的强度。

本文的一个基本假定是，对于初期发展水平同等的两组县，新时期国定扶贫重点县由于受到国家扶贫政策的“干预”，因获得扶贫资源的支持而改善这些县农村生产、生活条件进而使得农村居民收入增加。这在本文被称为扶贫政策对农民的增收效应（本文使用“农村居民人均纯收入”作为衡量农民收入的量化指标）。

新时期扶贫政策执行以来，大量扶贫资源（表 5）被投放到新国贫县地区。这些贫困县的农村和农业领域受到一条持续进入的资源链的影响，至少会通过以下几种传递机制影响农村居民收入：（1）农业生产条件的改善，直接提高农业部门从业人员的生产效率。（2）大规模的扶贫资金投向种养殖及农林业，会提高这些行业从业人员的人均产值，在统计表上体现为“农林牧渔业产值”项目的增加。（3）扶贫资金投入农村地区基础设施建设和改造，为当地农民创造了临时的非农就业岗位，农村居民劳动收入增加；基础设施和基本公共服务条件的改善，还能够为吸引投资创造条件。（4）一些以工代赈的扶贫项目，会直接增加贫困居民的劳务收入。（5）具有条件的贫困农户或单位，可以通过扶贫贴息贷款和财政发展资金等资助来实现规模化和产业化经营，提高效率，增加经营收入。

表 5 2001 年以来中央扶贫资金投向 (单位:亿元)

年份	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
种植养殖及农林业	77.3	90.7	101.6	112.9	104.4	119.5	135.5	162.1	210.9
基本农田	18.5	15.3	16.8	16.8	15.6	14.5	13.9	16	21.4
道路建设	14.5	49.5	36.1	34.6	35.5	38.5	47.6	62.6	67.8

资料来源:国家统计局历年《农村统计年鉴》。

事实上，最近十余年，中国农村居民收入具有较大增长。图 2 显示了样本内不同类别的县（按是否被划为国定贫困县）在 2001 年前后历年农村居民人均纯收入的平均水平。⁷

⁷ 2003 年开始逐步在全国范围内施行的农业税减免和废除的政策，可能构成了图 2 中农村居民人均纯收入从 2003 年开始普遍大幅上升的一个重要原因。

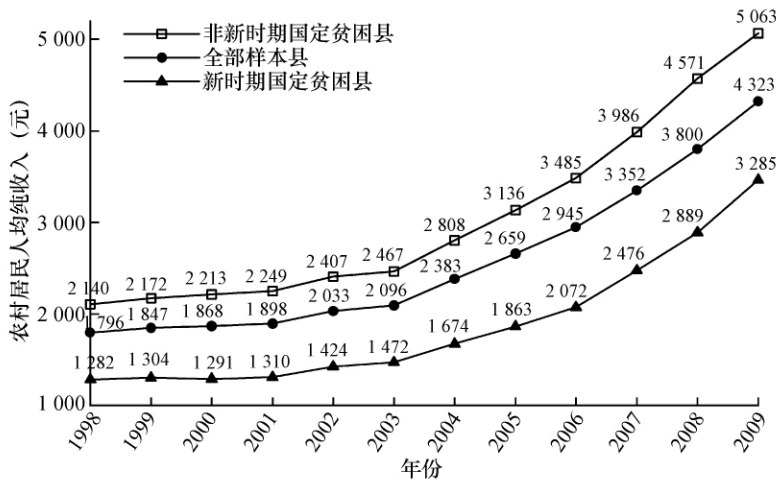


图 2 农村居民人均收入水平（1998—2009 年）

（二）因果关系识别框架

1. 基本的双差分模型

扶贫投入到新时期扶贫重点县，具有“扶贫重点县—获得扶贫资源—生产条件改善—影响收入”的传递机制，如果其他特征变化保持稳定，农村居民收入是否受到影响就直接归因于是否被认定为扶贫重点县。为了准确识别出被认定为扶贫重点县而带来的农民增收效应，需要过滤掉其他影响国贫县农村居民收入的因素。理想的方法是，勾画一条国定贫困县 2001 年以来在不得到扶贫政策干预情况下的收入趋势曲线，通过与其现实的（得到了扶贫政策干预情况下）收入曲线对比，二者的垂直距离就是政策干预的农民增收效应。但这条反事实的收入趋势曲线无法得到。另外一个能够对“扶贫政策-农民收入”因果关系作出准确区分的办法是：分别获取国贫县受到政策干预前后的农民收入状况的数据信息，并寻找一组可与国定贫困县进行对照的“标杆”，“标杆”除了不受扶贫政策干预外，其他特征在政策执行前与国贫县无差异（或者具有确定关系的稳定差异），扶贫政策执行后，“标杆”组保持原有经济增长模式。这样，被认定为扶贫重点县而导致的农民增收效应，等价于国贫县与“标杆”县（如果具有关系确定的差异，则扣除这些差异）农民的收入差异。

双差分（differences in differences, DD）的分析方法能够满足识别以上因果关系的要求。该方法被广泛用于政策项目的实施效果评价，其实质是经过两次差分，排除环境的时间趋势（Time-varying）和参与比较的两组个体固有的特征差异对政策评估内部有效性（innate validity）的干扰。划分扶贫重点县的动作事实上把全部县分为了一个对照试验的两组——干预组和控制组

(或称处理组和参照组)。如果干预组被扶贫政策覆盖,而控制组不受政策影响,干预组和控制组在政策干预前几乎无差异,政策干预后的差别就是由执行政策造成的。本文数据未收集经济水平较高的市辖区和省直管县级行政单位,且样本县主要集中在中西部地区,样本内各单位间的经济特征具有较高可比性。国贫县潜在地构成干预组,受到扶贫政策干预,非国贫县则潜在地构成参照组,成为对照“标杆”,不受政策干预,经济按原有模式增长。在检验扶贫政策干预是否对国定贫困县农民增收产生影响的研究中,双差分模型的基本框架设定如下:

$$y_{it} = c + \alpha \cdot pr_i + \beta \cdot yr_t + \gamma \cdot (pr_i \cdot yr_t) + X_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

式(2)中, y_{it} 表示 t 时期 i 县农民人均纯收入水平,使用当期名义收入⁸对数值。 pr_i 是指明 i 县是否属新国贫县的虚拟变量,当 i 县为新国贫县时,取值为1,否则为0。 yr_t 为年份虚拟变量,若某年属划定新贫困县的时间(2001年)之后,取值为1,反之为0。 $pr_i \cdot yr_t$ 是 pr_i 与 yr_t 的交互项,乘积为1时代表一个县是新国贫县且正在受到扶贫政策干预。 X_i 是代表 i 县某特征的控制变量,这些特征差异可能潜在地影响农民的增收能力。本文将这些控制变量标识为四组:第一组是自然特征,含“山区县”,“革命老区”,“少数民族县”三个虚拟变量;第二组是初期(认定新国贫县之前)经济条件,含“农业人口比重”,“人口密度”,“农村就业人员比重”,“人均GDP对数”四个数值变量;第三组是代表区域差异的“所属省区”虚拟变量;此外,有一些新国贫县在上一轮扶贫(1993年开始的“国家八七扶贫攻坚计划”)中也是受益县,为了控制潜在的滞后效应可能造成的干扰,设定“八七扶贫县”虚拟变量作为第四组控制变量(取值1代表是上一轮扶贫中的受益县)。 ε_{it} 是随机干扰。回归式(2)中系数 γ 体现的就是扶贫政策对农民收入的干预效应(Treatment-Effect),当 X_i 为空集时, γ 的估计值在数值上等于 $(\bar{y}_{p,t_1} - \bar{y}_{n,t_1}) - (\bar{y}_{p,t_0} - \bar{y}_{n,t_0})$, $(\bar{y}_{p,t}$ 、 $\bar{y}_{n,t}$ 分别代表国贫县和非国贫县 t 时农民人均纯收入对数均值, t_0 是政策实施前, t_1 是政策实施后)。Meyer(1995)指出,在干预组和对照组在性状上十分相似的情况下,如果不存在政策变动, γ 估计系数显著为零。

2. 改进的经验模型

双差分模型评估经验项目的一个重要识别前提是参与对照的两个组群在项目实施前具有同质性或高度相似性,保证政策干预之后出现的差异是由政策干预所造成的。如果干预组和对照组在政策干预前各期都具有较高的相似

⁸ 历年“农村居民人均纯收入”可用“农村CPI”折算为基年不变价,但作者目前尚无分县统计数据;在省城层面,作者比较了1998—2008年各省“农村CPI”,发现当年省际间差异微小。在各省农村居民当期货币购买力无明显差距的情况下,比较名义变量同样具有意义。

性，则可认为干预是随机发生的。只有当干预尽可能是随机的，双差分估计才恰当 (Bertrand *et al.* , 2004)。

通过对本文样本数据中新国贫县和非国贫县在新时期扶贫政策执行前各年 (1998—2000 年) 人均产值、人均收入、人均财政支出、消费零售额等统计变量⁹ 的考察发现，新国贫县的经济发展水平更加落后。新国贫县和非国贫县在地域、自然、地貌、人口等特征也具有一定的异同性。这些初期差异可能会潜在地影响农民的增收能力，对双差分模型识别农民增收效应的内部有效性构成威胁。识别前提不能通过一个县是否被确定为国定贫困县而自动满足。

控制初期异质性对于 DD 估计值的信度至关重要 (Ravallion, 2008)。为了更好地满足识别条件，需要重新设计干预组 and 对照组。基本思路是：通过样本匹配，确保参与对照的两组子样本在扶贫政策执行前没有统计性差异，能近似认为扶贫重点县在匹配后的样本中是随机指定的。本文数据样本足够大，能够捕获县级单位在初期经济水平、地域、自然、地貌、人口等特征的变异 (Variation) 信息，新国贫县和非国贫县在新扶贫政策实施前各年农民收入分布等特征仍然具有共同空间 (表 4 的信息也反映了这一事实)，为设计新的对照试验提供了可能。基于这样的考虑，本文通过以下步骤获取新的对照实验样本。

首先，舍去非国定贫困县子样本中初期农民收入水平“绝对较高”¹⁰ 的观测。然后，充分考虑初期经济水平 (如：初期人均纯收入、人均 GDP 等变量)、地域、地貌、人口等特征差异，按被认定为国定扶贫重点县的可能性给其他的县赋分值 (贫困倾向)，划分能够满足干预组和参照组相似性的分值范围。¹¹ 实施以上两个步骤，样本累计损失 150 处观测，县级单位总数减少为 1 403 个，其中国定贫困县 565 个，非国定贫困县 838 个。下文将以上步骤得到的样本称为精炼样本。

精炼样本舍去了可比性较差的观测，但由所赋分值决定的共同空间仍然较大，不同县的农村居民初期收入水平之间仍具有较大变异。如果经验方程

⁹ 例如：表 2 列示了两个组群的县 2000 年的相关经济指标的统计数据。另外，2001 年之前，两个组群的县各年农民收入分布曲线重叠性不高，非国贫县历年收入分布曲线均呈右偏峰，具有薄头厚尾的特征，而新国贫县各年收入分布曲线具有一定正态分布形状，且峰值出现在非国贫县收入曲线峰值以左。

¹⁰ 根据样本数据，如果某非国定贫困县的农村居民人均纯收入在过去连续三年 (1998—2000 年，新时期扶贫政策实施前) 高于国定贫困县中的最高收入，则该非国定贫困县的初期农民收入水平被定义为“绝对较高”。这样做是为了增加对照组和干预组初期收入水平的相似程度。此处假定初期收入水平的高低能够明显影响农民以后各期持续增收的能力。

¹¹ 具体做法与倾向得分匹配 (PSM) 方法相仿：建立选择性模型，估计并预报概率值作为所赋分值。本文使用 Probit 模型，以 1998—2000 年各年农村居民人均纯收入、2000 年人均 GDP、2000 年农业人口比重、少数民族、革命老区、山区、边区、所属省区作为解释变量对“新时期扶贫重点县”虚拟变量回归。包括常数项。模型准确匹配率 88.7%。模型估计结果所显示的准确匹配率较高，说明得分 (模型预报的概率值，也即贫困倾向) 越低越不可能是国定贫困县，得分越高则越可能是国定贫困县。为确保具有共同得分空间，舍去得分低于国贫县组中最低分的县和得分高于非国贫县组中最高分的县。

在样本均值处进行参数估计，在各子样本收入累积分布曲线存在较大方差的情况下，由于存在均值回归谬误（Mean Reversion Error），也只能捕获处理效应的有限信息。为降低这一潜在谬误，新的对照试验考虑参数异质性（Parameter Heterogeneity）问题，新时期扶贫政策即便存在导致农民增收的干预效应，其大小在不同初期收入水平的新国贫县间也可能存在差异。为了获取更可信的处理效应系数，应继续对精炼样本分组。分组依据新时期扶贫政策实施前各县农村居民收入水平（初期收入水平）¹²。将精炼样本中的县按初期收入水平降序排列，处于最底端 5% 的县定义为低收入组，最顶端 5% 的县定义为高收入组，余下的部分按初期收入水平三等分，分别定义为中等偏低收入组、中等收入组、中等偏高收入组。以上分组按是否新国贫县独立进行。图 3 显示了这些组别的县在全中国的地域分布。于是，精炼样本按初期收入水平被分为五组，分组处理之后，模型重新设定为：

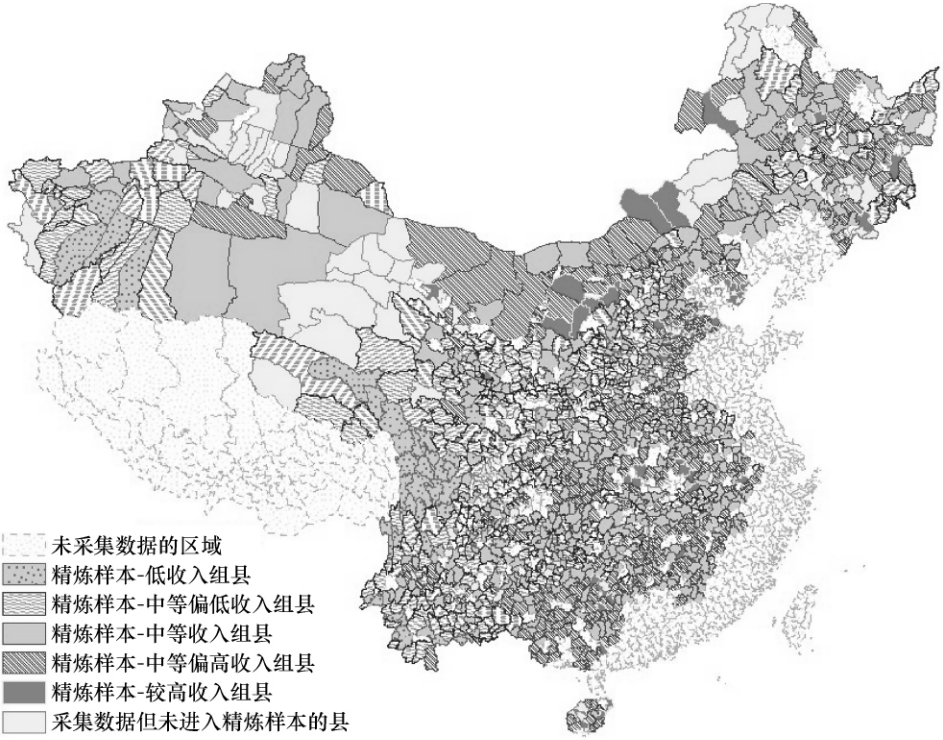


图 3 精炼样本-按初期收入分组

$$y_{it}^j = z^j + k^j \cdot pr_i^j + h^j \cdot yr_i^j + \eta^j \cdot (pr_i^j \cdot yr_i^j) + X_i^j + \zeta_{it}^j. \tag{3}$$

¹² 将 1998—2000 年各年农村居民人均纯收入按“农村 CPI”调整为 2000 年价格并计算各县三年收入均值，定义为初期收入水平。

右上标 j 代表按初期农民收入水平划分的组别, $j=1,2,3,4,5$ 分别代表低收入组、中等偏低收入组、中等收入组、中等偏高收入组和高收入组。其他变量的意义与式 (2) 相同。 η^j 就是我们所关心的扶贫政策对农村居民所产生的增收效应。

(三) 经验分析结果

表 6 中第 (1) 列和第 (2) 列显示了精炼样本 (按初期贫困倾向匹配, 未按初期收入分组) 中新国贫县和非国贫县 2000 年农村居民人均纯收入的对数水平, 以及 2001—2009 年各年对数收入相对于 2000 年的增加量。列 (3) — (7) 报告了回归式 (2) 在 X_j 的不同的设定下, 以 2000 年作为扶贫政策干预前时期, 2001 年及以后各年作为扶贫政策实施时期, 精炼样本中新时期扶贫重点县农民增收效应 γ 的估计值。列 (3) — (7) 的估计系数表示在平均水平上, 扶贫政策对国贫县农村居民收入产生的平均干预效应 (ATT)。图 4 勾画了扶贫政策对农民的增收效应估计值, 实线中的每一点代表回归式 (2) 在加入全部控制变量的设定下一个县是否国贫县与年份变量的交互项系数 γ 的估计值 (95% 的置信区间用虚线勾出)。

表 6 扶贫政策对贫困县农民的增收效应(精炼样本、初期收入未分组)

	国贫县($n=565$)	非国贫县($n=838$)	(农民增收效应估计值)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
初期水平 (2000 年, 干预前):	7. 117	7. 657					
2001 年	0. 022 (1. 23)	0. 016 (1. 13)	0. 006 (0. 23)	0. 006 (0. 30)	0. 008 (0. 40)	0. 003 (0. 17)	0. 004 (0. 26)
2002 年	0. 108 (5. 89)	0. 093 (6. 34)	0. 015 (0. 65)	0. 029 (1. 36)	0. 029 (1. 40)	0. 017 (0. 98)	0. 019 (1. 10)
2003 年	0. 138 (7. 99)	0. 108 (7. 67)	0. 030 (1. 31)	0. 029 (1. 45)	0. 030 (1. 51)	0. 027 (1. 59)	0. 027 (1. 64)
2004 年	0. 264 (15. 32)	0. 238 (16. 78)	0. 026 (1. 18)	0. 026 (1. 29)	0. 027 (1. 36)	0. 026 (1. 58)	0. 027 (1. 64)
2005 年	0. 374 (22. 04)	0. 351 (25. 32)	0. 023 (1. 02)	0. 022 (1. 13)	0. 023 (1. 19)	0. 022 (1. 37)	0. 023 (1. 43)
2006 年	0. 477 (27. 56)	0. 455 (32. 64)	0. 022 (0. 95)	0. 022 (1. 12)	0. 021 (1. 09)	0. 022 (1. 37)	0. 023 (1. 42)
2007 年	0. 610 (34. 46)	0. 589 (41. 89)	0. 021 (0. 93)	0. 020 (1. 01)	0. 021 (1. 06)	0. 020 (1. 20)	0. 021 (1. 25)
2008 年	0. 758 (41. 42)	0. 728 (52. 31)	0. 030 (1. 30)	0. 029 (1. 44)	0. 029 (1. 48)	0. 030* (1. 72)	0. 029* (1. 76)
2009 年	0. 870 (48. 78)	0. 831 (60. 34)	0. 039* (1. 72)	0. 038* (1. 88)	0. 039* (1. 95)	0. 039** (2. 27)	0. 039** (2. 27)

(续表)

	国贫县(<i>n</i> =565)	非国贫县(<i>n</i> =838)	(农民增收效应估计值)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
所属省区				是	是	是
第一组控制					是	是
第二组控制						是
八七扶贫县						是

注：“第一组控制”系指代表自然特征的控制变量，包括：山区、革命老区、少数民族地区 3 个虚拟变量；“第二组控制”系指代表初期经济水平的控制变量，包括：农业人口占总人口比重(%)、人口密度(万人每平方公里)、农村就业人员占农业人口比重(%)、人均 GDP(对数)4 个变量 2000 年的水平；“是”表示选择了该组控制变量。括号内是 *t* 统计量；***、** 和 * 表示分别在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

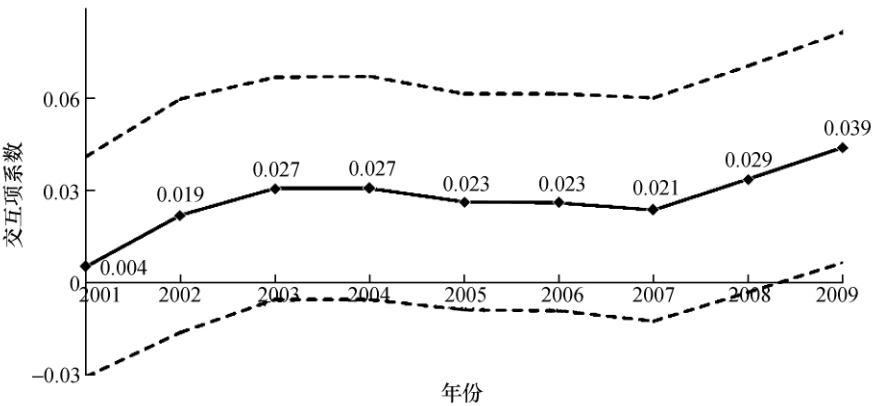


图 4 精炼样本(未分组)-扶贫重点县农民增收效应

表 6 中列 (3) — (7) 的估计系数符号为正，表明新时期扶贫政策对增加新国贫县农民收入具有正效应。估计系数除 2001 年和 2002 年外，其余各年 (2003—2009 年) 当期估计系数在列 (3) — (7) 的设定下具有较好的稳健性，控制变量使统计显著性增强，扶贫政策的实施导致新国贫县农民对数收入平均增加 0.02—0.04，表明农民收入的增加有 2%—4% 是由扶贫政策带来的。图 4 中实线的变化趋势显示出，农民的增收效应在 2003—2007 年微弱为正，变化比较平稳；2007—2009 年显示出逐年增强的增收效应 (2009 年达到 4%)，且估计系数统计显著性逐年增强。这暗含着，在整体上而言，扶贫资源可能更多地投向到了中长期 (5—10 年) 的发展项目，而非用于能够立竿见影地改善收入状况的短期项目上。

表 7 是分组模型 (回归式 (3))，在 X_j 不同设定下，分别得到 $j = 1, \dots, 5$ 的不同收入组别的县农民增收效应的双差分估计值 $\hat{\eta}^j$ 。列 (1)、(4)、(7)、(10)、(13) 是模型在未加入任何控制变量的情况下得到的农民增收效应估计值，数值上等于 $(\bar{y}_{p,t_1}^j - \bar{y}_{n,t_1}^j) - (\bar{y}_{p,t_0}^j - \bar{y}_{n,t_0}^j)$ ；为了检验估计结果的稳健性，列 (2)、(5)、(8)、(11)、(14) 加入了省区虚拟变量和代表自然条件 (三个虚拟变量) 的控制变量，列 (3)、(6)、(9)、(12)、(15) 在以

表 7 新时期扶贫政策对国定贫困县农村居民收入的干预效应(分组)

年份	农民增收效应估计(1): 低收入组的县(j=1)			农民增收效应估计(2): 中等偏低收入组的县(j=2)			农民增收效应估计(3): 中等收入组的县(j=3)			农民增收效应估计(4): 中等偏高收入组的县(j=4)			农民增收效应估计(5): 高收入组的县(j=5)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
2001 年	国贫县 29 个,初期水平 6 567	0.030	0.018	0.004	0.018	0.019	0.019	0.017	0.019	0.021	-0.022	-0.022	-0.033	-0.033	-0.033
	非贫县 42 个,初期水平 6 929	(0.37)	(0.28)	(0.06)	(0.70)	(0.80)	(0.84)	(0.43)	(0.60)	(0.81)	(-0.92)	(-0.98)	(-1.04)	(-0.66)	(-0.72)
2002 年	国贫县 180 个,初期水平 7 159	-0.121	0.029	0.044	0.027	0.034	0.029	-0.014	0.003	0.009	-0.009	-0.005	-0.004	0.004	0.004
	非贫县 252 个,初期水平 7 402	(-1.06)	(0.30)	(0.48)	(0.85)	(1.16)	(1.02)	(0.35)	(0.08)	(0.30)	(-0.41)	(-0.23)	(-0.20)	(0.07)	(0.08)
2003 年	国贫县 168 个,初期水平 7 347	0.002	0.002	0.002	0.039	0.038	0.038	0.057	0.055*	0.053**	-0.011	-0.012	-0.012	0.009	0.009
	非贫县 252 个,初期水平 7 640	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(1.42)	(1.48)	(1.54)	(1.43)	(1.75)	(2.00)	(-0.47)	(-0.58)	(-0.62)	(0.16)	(0.17)
2004 年	国贫县 180 个,初期水平 7 896	0.005	0.005	0.005	0.082***	0.082***	0.082***	0.057	0.057*	0.057**	-0.008	-0.008	-0.008	0.018	0.018
	非贫县 252 个,初期水平 8 057	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(2.83)	(2.95)	(3.08)	(1.42)	(1.79)	(2.06)	(-0.30)	(-0.34)	(-0.36)	(0.27)	(0.30)
2005 年	国贫县 160 个,初期水平 7 347	0.022	0.022	0.022	0.071***	0.071***	0.071***	0.063	0.063**	0.063**	-0.023	-0.023	-0.023	0.036	0.036
	非贫县 252 个,初期水平 7 834	(0.25)	(0.30)	(0.33)	(2.58)	(2.79)	(2.91)	(1.58)	(2.00)	(2.34)	(-0.94)	(-1.06)	(-1.12)	(0.53)	(0.59)
2006 年	国贫县 160 个,初期水平 7 347	0.012	0.012	0.012	0.068**	0.069***	0.069***	0.065	0.066**	0.066**	-0.014	-0.014	-0.014	0.017	0.019
	非贫县 252 个,初期水平 7 834	(0.13)	(0.16)	(0.17)	(2.45)	(2.66)	(2.78)	(1.63)	(2.11)	(2.48)	(-0.56)	(-0.63)	(-0.67)	(0.24)	(0.27)
2007 年	国贫县 168 个,初期水平 7 159	0.021	0.021	0.021	0.057**	0.057**	0.057**	0.070*	0.070**	0.070**	0.002	0.002	0.002	0.000	0.002
	非贫县 252 个,初期水平 7 640	(0.24)	(0.27)	(0.30)	(1.99)	(2.17)	(2.26)	(1.74)	(2.19)	(2.55)	(0.07)	(0.08)	(0.08)	(0.01)	(0.03)
2008 年	国贫县 160 个,初期水平 7 347	0.045	0.045	0.045	0.058*	0.058*	0.058**	0.083**	0.083**	0.083***	0.012	0.012	0.012	-0.017	-0.016
	非贫县 252 个,初期水平 7 834	(0.49)	(0.59)	(0.63)	(1.84)	(1.93)	(2.01)	(2.01)	(2.51)	(2.91)	(0.44)	(0.48)	(0.51)	(-0.22)	(-0.27)
2009 年	国贫县 168 个,初期水平 7 159	0.031	0.031	0.031	0.079***	0.078***	0.078***	0.075*	0.075**	0.075**	0.008	0.008	0.008	-0.079	-0.074
	非贫县 252 个,初期水平 7 640	(0.35)	(0.41)	(0.44)	(2.64)	(2.78)	(2.83)	(1.85)	(2.23)	(2.56)	(0.26)	(0.29)	(0.32)	(-0.93)	(-1.04)
所属省区	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
第一组控制	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
第二组控制	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

注:2001—2009 年是新时期农村扶贫政策实施的第 1—第 9 年。“国贫县”系指新时期国定贫困县;“非贫县”系指非新时期国定贫困县;“第一组控制”系指代表自然特征的控
制变量,包括:山区、革命老区、少数民族地区 3 个虚拟变量;“第二组控制”系指代表初期经济水平的控制变量,包括:农业人口占总人口比重(%),人口密度(万人每平方公里),农
村就业人员占农业人口比重(%),人均 GDP(对数)4 个变量 2000 年的水平;“是”表示选择了该组控制变量。括号内是 t 统计量;***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

上基础上还加入了代表初期经济水平（四个数值型变量）的控制变量。图 5(a)—图 5(e) 分别勾画了扶贫政策对初期收入水平不同的国贫县产生的农民增收效应估计值，实线中的点代表回归式 (3) 在加入全部控制变量（表 7 中列 (3)、(6)、(9)、(12)、(15) 的设定下，一个县是否国贫县与年份变量的交互项系数 $\eta^j(j=1,\cdots,5)$ 的估计值（95% 的置信区间用虚线勾出）。

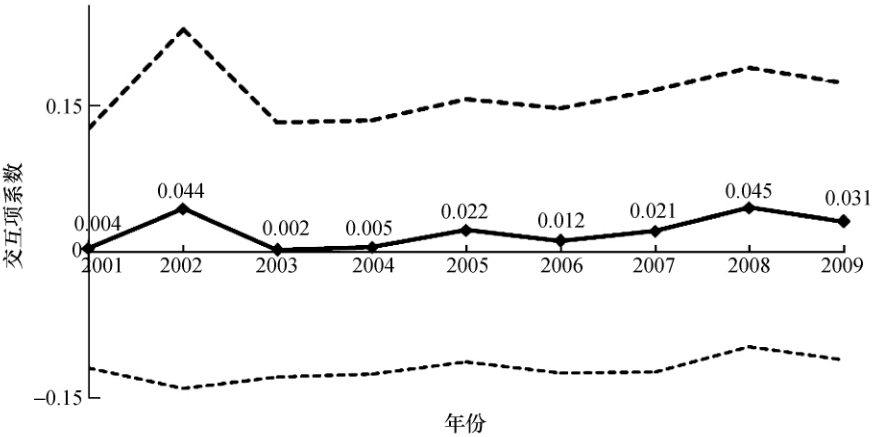


图 5(a) 精炼样本-低收入组扶贫重点县农民增收效应

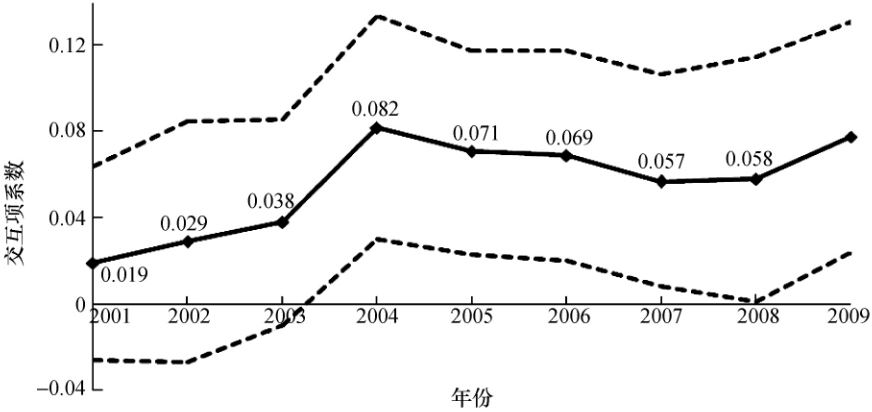


图 5(b) 精炼样本-中等偏低收入组扶贫重点县农民增收效应

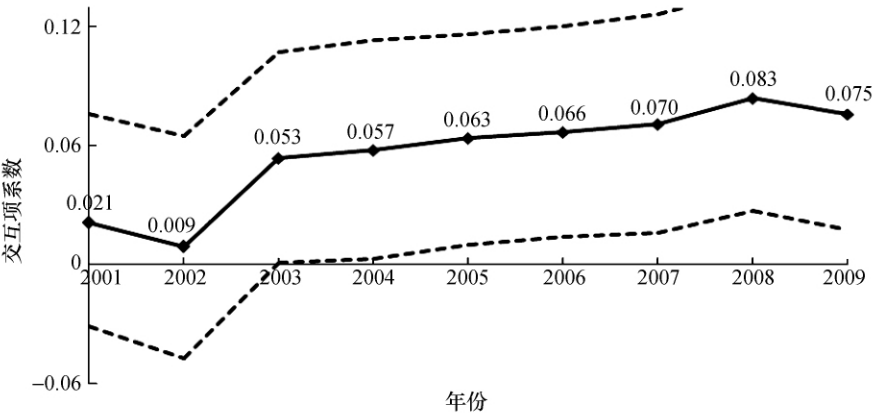


图 5(c) 精炼样本-中等收入组扶贫重点县农民增收效应

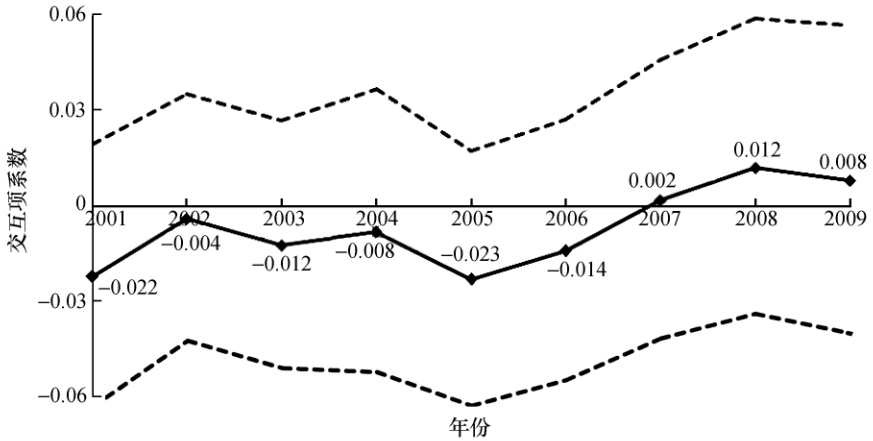


图 5(d) 精炼样本-中等偏高收入组扶贫重点县农民增收效应

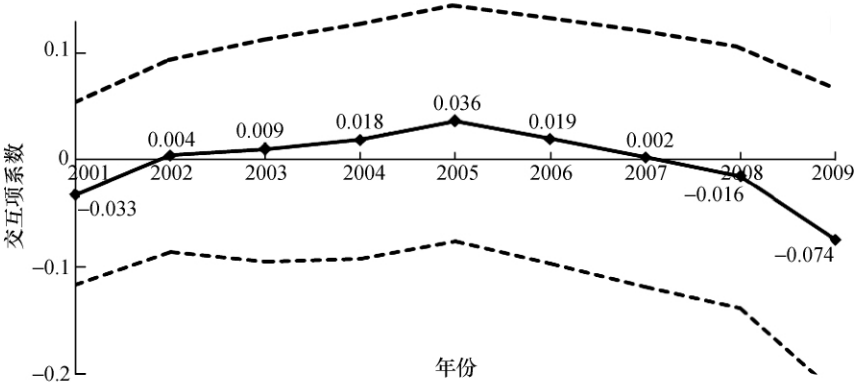


图 5(e) 精炼样本-高收入组扶贫重点县农民增收效应

表7以及图5(a)—图5(e)显示出,精炼样本中只有初期农村居民收入处于中等偏低水平($j=2$)和中等水平($j=3$)的新国贫县在扶贫政策实施一段时间后(从2004年或2003年开始),获得了显著的农民增收效应。列(4)—(6)和图5(b)中的估计系数透露出,中等偏低收入组新国贫县农民人均纯收入因扶贫政策的实施而提高5.7%—8.2%;中等收入组国贫县的增收效应估计结果显示在列(7)—(9)和图5(c)中,该组新国贫县农村居民从2003年起,人均纯收入因扶贫政策而提高了5.3%—8.3%,且统计显著性逐年增强。新时期扶贫政策刚开始实施的前2—3年,中等偏低收入组、中等收入组扶贫受益县农民增收效应大小逐年增加,但未显示出统计显著性,这说明扶贫政策对受益县农村居民产生增收效应存在一定的时滞,扶贫资源投入到国定扶贫重点县,对农民收入产生有益影响的项目需要一段时间才能显现其作用。其余三个收入组别的县(低收入组、中等偏高收入组、高收入组)在扶贫政策实施后各期均未显示出显著的农民增收效应,表7列(1)—(3)和列(10)—(15),图5(a)、图5(d)、图5(e)显示了这些组别新国贫县农村居民的增收效应估计结果。

扶贫政策对新国贫县农民的增收效应因初期收入水平的不同而不同,说明了初期收入水平影响了农村居民在政策执行时期持续增收的能力。低收入组($j=1$)扶贫重点县农村居民可能由于发展基础薄弱而无法使得扶贫资源(或资金)达到最优利用效率,或者这个组别的国贫县将扶贫资源更多地投向了不直接改善农民收入的项目上,使得在观察期内农民增收效应微弱(列(1)—(3),图5(a))。中等偏上收入组($j=4$)扶贫受益县农民增收效应的估计系数不具统计显著性,扶贫政策对该组国定贫困县农民收入几乎不具影响(列(10)—(12),图5(d)),这可能是由于中等偏上组国贫县农民收入原本就处于相对较高水平,受边际收益规律约束,要通过扶贫投入使收入再提高就更加困难。另外,这些初期收入水平较高的县在获得了扶贫资源后,可能并不足够重视是否充分将扶贫资源运用到了持续提高农民收入方面,使得扶贫资源对农民几乎不具有增收效应。除以上原因外,扶贫资源的使用常会受到一系列规制,这些规制可能与该组贫困县农民增收的内在规律不一致,使得扶贫资源改善农民收入的能力有限,甚至限制农民增收,使得高收入组新国贫县农民增收效应呈现图5(e)的抛物线形状。

(四) 结果检验和讨论

为了考察“八七扶贫计划”是否潜在地影响了模型(3)对新时期扶贫政策的增收效应的评估,我们在表7列(3)、(6)、(9)、(12)、(15)对应的设定下加入了“八七计划县”哑变量以检验估计系数的灵敏性,估计结果与表7列(3)、(6)、(9)、(12)、(15)几乎无差异,没有表明“八七扶贫计划”影响了新时期扶贫政策的效果;另外,我们还在模型(3)的基础上进行了按省

区的聚类回归分析 (Cluster Regression), 估计系数的标准差增大, 这说明扶贫政策的增收效果在省际间具有稍大一些的变异, 但显著性水平所在的百分数范围未发生变化, 模型 (3) 的估计仍然具有代表性; 最后, 为了检验双差分模型对识别政策效果是否有效, 我们设计了一组证伪检验 (Falsification Test), 以证明在没有政策变动 (或政策无效) 的情况下, 双差分模型的交互项系数为零: 将样本中事实上未受政策干预的非国定贫困县按县代码序号的奇偶性分为两组, 臆设其中一组为干预组 (另一组为对照组), 在模型 (2) 和模型 (3) 的框架下估计政策效应系数, 估计系数均不具统计显著性并通过 (不能拒绝) 其为零的假设检验, 双差分框架具备识别政策效果的能力。

双差分模型 (2) 和 (3) 在不同设定下的估计值表明, a. 在精炼后的全部样本内得到的增收效应估计系数微小且不显著, 而按分组得到的各年干预系数在组间具有差异。说明扶贫政策增收效果具有参数异质性, 新时期扶贫政策影响农民收入的能力与当地初期收入水平相关。b. 估计系数显著性意义随时期变化趋势表明, 新时期扶贫政策显现其增收效果具有时滞性。c. 因为被列为新国贫县而受到扶贫政策干预, 中等偏低收入组和中等收入组从政策显现效果的年份开始, 受益县农民人均纯收入各年提高了 5.7%—8.2% 和 5.3%—8.3%, 低收入组、中等偏高和高收入组的农村居民均未显示出明显的增收效果。此外, 谨慎的推断: d. 如果新国贫县受到扶贫政策帮扶而经济发展加速, 可能对周边地区产生辐射作用, 导致周边非国贫县经济发展受正向影响, 周边地区农民收入也将从中受益。这是大规模扶贫项目可能产生的“一般均衡效应”, 如果真存在此效应, 则会影响政策评估的内部有效性, 表 6 和表 7 的估计就在一定程度上低估了政策效果。根据中国近十年区域经济发展的实际情况, 经济基础好、自然条件优越的地区更能产生正向的发展辐射作用, 由此谨慎判断, 国定贫困县产生的一般均衡效应相当微弱。另一方面, 如果国定贫困县周围存在大量经济发展好、增长力强的县, 周围的环境可能对国贫县农民收入产生拉动作用, 使得扶贫政策的收入效应“虚高”, 但通过“精炼样本”并分组的做法, 已在很大程度上过滤掉了这种潜在的威胁。因此, 表 6 和表 7 的结果是可信的。e. 不同收入组别的农民增收效应大小与其所获得的扶贫资金 (或资源) 投入强度有关, 资金投入强度愈大, 农民增收效果愈强。本文数据的一个缺陷是缺乏各个新国贫县历年获得的扶贫资金数据, 由扶贫资金投入强度而带来的估计偏差尚未克服。既有的研究表明, 在国定贫困县的扶贫资金分配中, 收入水平较高的地区获得的扶贫资金较少 (李文和汪三贵, 2004)。另一方面, 政府出于对效率的追求, 扶贫资金的分配也并不偏向于最贫困的地区 (Park *et al.*, 2002, Park and Wang, 2010), 可能由于资金投入强度不足, 新时期扶贫政策不足以对初期收入较高以及初期收入水平很低的地区农民收入产生显著冲击。f. 如果在扶贫政策执行期间, 存在其他直接影

响农民收入的“冲击”（如：农民工迁移，农业税收政策变动等）¹³，农民增收效应评估的内部有效性也会受到影响。21 世纪前十年发生的对农民收入具有影响的另一大事件就是，自 2003 年始中国政府宣布逐步取消农业税，这实际上是增加了农民的可支配收入。取消农业税的政策是在全国范围内实行的，与是否国定贫困县无关，如果所有的农村居民从中受益程度均等，则不影响本文对扶贫政策效果的评估。不过，“农业大县”可能在免农税政策中受益更大，使得扶贫政策对农民增收效应的估计值在“农业大县”发生向上的偏误，本文将“初期农业人口占总人口比重”作为控制变量，在一定程度上降低了这种偏误。¹⁴

（五）对其他产出变量的影响

新时期扶贫政策除了将资金投向于农村、农业领域外，部分扶贫资金还被用于农村基础教育、医疗卫生、交通条件的改善。表 8 在与模型（3）类似的双差分框架下估计了被列为新国贫县而获得扶贫资源对部分其他产出变量的干预效应，最低收入组和最高收入组各变量干预效应估计值均未达到最低统计显著性要求，未列示。当然，要获得这些产出变量精准的干预效应还需要进一步探讨影响它们各自变化的内在机制，由于本文的研讨重点是农民的增收效应，未对其他产出变量做出深刻探讨，表 8 只能提供其他变量受影响情况的概览性信息。

表 8 新时期扶贫政策对国定贫困县其他产出变量的干预效应

变量名称		中等偏低收入组 ($j=2$)	中等收入组 ($j=3$)	中等偏高收入组 ($j=4$)
农村从业人员人均农林牧渔产值(元,对数)	2004 年	0.00(0.17)	0.22*** (4.17)	0.11** (2.03)
	2008 年	-0.01(-0.23)	0.19*** (3.72)	0.12** (2.51)
万人中普通中学在校生人数(人)	2004 年	84.56*** (2.96)	103.39*** (3.75)	68.99** (2.49)
	2008 年	104.69*** (5.29)	126.17*** (6.34)	84.94*** (4.96)
普通中学校生师人数比	2004 年	2.02** (2.54)	2.14*** (3.47)	1.82** (2.43)
	2008 年	3.07*** (3.48)	2.00*** (3.19)	1.04(1.52)
万人均医疗床位(床)	2004 年	1.10(0.82)	0.11(0.11)	0.89(0.96)
	2008 年	0.20(0.16)	0.23(0.23)	0.07(0.08)

注：括号内是 t 统计量；***，**，* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；控制变量包括：山区、革命老区、少数民族地区、所属省区 4 个虚拟变量以及农业人口占总人口比重(%)、人口密度(万人每平方公里)、农村就业人员占农业人口比重(%)、人均 GDP(对数)4 个变量 2000 年的水平。

¹³ 一位评议人指出：在西部贫困地区，务工收入变动可能是影响农村居民纯收入增长的另一大“冲击”。本文探讨农民增收效应采用“农村居民人均纯收入”作为“兴趣变量”，农民的务工收入是“农村居民人均纯收入”的组成部分。2001 年以来，即便存在农民工收入变动的“冲击”，那么这种“冲击”在“干预组”和“控制组”内都是存在的，在劳动力可以自由流动的条件下，可以假定“务工收入对两个组别县内农民收入的冲击大小几乎相当”，因此，谨慎的判断，农民工收入变动对估计农民增收效应不具干扰。另外，如果某些扶贫项目对农村居民是“非农就业促进型”（如农民培训项目、非农就业项目等）的，则务工收入变动是由扶贫项目所导致的，这也不会扰动模型的估计。

¹⁴ 另外一个可行的办法是将初期（2001 年以前各年）各县“农业增加值占 GDP 的比重”作为控制变量纳入模型，但本文受到 2001 年之前各期“农业增加值”数据的限制，未将这一变量纳入估计。

五、总 结

新时期扶贫政策沿袭了认定扶贫重点县的方式对贫困发生率较高的地区重点扶持,本文的研究落脚于对影响认定重点贫困县的诸因素和农村居民增收效应的经验考察。

在新时期扶贫政策实施之前,一个县的农村居民收入、人均生产总值与其被认定为国定贫困县的可能性之间具有负相关关系,而农业人口比例越大,被认定为重点贫困县的可能性会增加。在经济指标同等的条件下,优先考虑革命老区的倾向要比优先考虑少数民族区县的倾向高。在省级分配中,少数民族的优势弱化,而革命老区的优势则在一定程度上增强。

新时期扶贫政策对新国贫县农民具有增收效应:在整体水平上,新国贫县农村居民人均纯收入受扶贫政策冲击不明显;分组估计表明,扶贫政策对农民的增收效应具有参数异质性。同时,政策产生效果具有一定的时滞性。这个结论暗含着,下一步扶贫计划在资源分配时应适当向最贫困的地区倾斜以使得这些地区农村居民获得持续增收的能力,同时控制收入相对较高地区的资源分配量,以避免扶贫资源的浪费。此外,农村贫困的减少与经济增长和结构调整高度关联(夏庆杰等,2007; Ravallion and Chen, 2007),扶贫资源可适当投入到能够促进贫困地区经济持续增长和产业结构优化的项目上,创造足够非农就业岗位,带动贫困地区农村居民收入持续增加。

参 考 文 献

- [1] Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?", *Quarterly Journal of Economics*, 2004, (119), 249—276.
- [2] 陈凡、杨越,“中国扶贫资金对减缓贫困的作用”,《农业技术经济》,2003年第6期,第1—5页。
- [3] 都阳、蔡昉,“中国农村贫困性质的变化与扶贫战略调整”,《中国农村观察》,2005年第5期,第2—9页。
- [4] 国务院扶贫开发领导小组办公室,《中国农村扶贫开发概要》。北京:中国财政经济出版社,2003年。
- [5] 姜爱华,“我国开发式扶贫资金投放效果实证分析”,《中央财经大学学报》,2008年第2期,第13—18页。
- [6] 李小云、张雪梅、唐丽霞,“我国中央财政扶贫资金的瞄准分析”,《中国农业大学学报(社会科学版)》,2005年第3期,第1—5页。
- [7] 李文、汪三贵,“中央扶贫资金的分配及影响因素分析”,《中国农村经济》,2004年第8期,第44—48页。
- [8] 刘冬梅,“中国政府开发式扶贫资金投放效果的实证研究”,《管理世界》,2001年第6期,第126—131页。
- [9] Meyer, B., "Natural and Quasi-Experiments in Economics", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13(2), 151—161.
- [10] Park, A., S. Wang, and G. Wu, "Regional Poverty Targeting in China", *Journal of Public Economics*, 2002, (86), 123—153.

- [11] Park, A. , and S. Wang, “Community-Based Development and Poverty Alleviation: An Evaluation of China’s Poor Village Investment Program”, *Journal of Public Economics*, 2010, (94), 790—799.
- [12] Ravallion, M. , and S. Chen, “China’s (uneven) Progress Against Poverty”, *Journal of Development Economics* 2007, (82), 1— 42.
- [13] Ravallion, M. , “Evaluating Anti-Poverty Programs”. in Schultz, T. , and J. Strauss, (eds.), *Handbook of Development Economics* (V. 4), Amsterdam: Elsevier/North-Holland, 2008, 3788—3840.
- [14] 帅传敏、梁尚昆、刘松, “国家扶贫重点县投入绩效的实证分析”, 《经济问题》, 2008 年第 6 期, 第 84—86 页。
- [15] 夏庆杰、宋丽娜、Appleton, “经济增长与农村反贫困”, 《经济学》(季刊), 2010 年第 9 卷第 3 期, 第 851—870 页。
- [16] 岳希明、李实、王萍萍、关冰, 《透视中国农村贫困》。北京: 经济科学出版社, 2007 年。

Poverty-Alleviation Policy in The New Era: Target Selection and Income Growth of Rural Residents

BINBIN ZHANG

(Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract A unique panel dataset of counties for the period 1998—2009 is employed to analyze the targeting of China’s poverty-alleviation policy and evaluate its impacts on the net income of rural residents in the poor areas. The designation of the national poor counties in the new period was mainly based on a county’s initial economic status. The old revolutionary bases and minority ethnic regions had priorities in the selection process. The new poverty alleviation programs have lagged impacts on income growth, which also vary by households’ initial income levels.

JEL Classification I38, O22, R11