

新型农村合作医疗保险 对农村居民食物消费的影响分析

马双 臧文斌 甘犁*

摘要 始于2003年的新型农村合作医疗保险可以在一定程度上减少农村居民面对的未来不确定性。根据预防性储蓄理论,未来不确定性的降低可以增加居民当前消费。通过对比2004年、2006年参合家庭与未参合家庭各营养物质摄入量,本文得出新型农村合作医疗保险将显著增加居民热量、碳水化合物以及蛋白质等营养摄入量;以货币计算,2004年新型农村合作医疗保险将使居民食品消费支出人均增加约81元,相当于2004年人均财政投入的3.06倍。该结论对缓解我国有效需求不足的现状具有很强的政策意义。

关键词 新型农村合作医疗, 不确定性, 居民消费

为了防止农民因病致贫、因病返贫现象的出现,2003年卫生部提出在农村实施新型农村合作医疗保险制度(简称“新农合”)。在此之前,作为新农合的前身,农村合作医疗保险制度最早开始于1955年(顾昕和方黎明,2004),并在20世纪六七十年代得到大力发展,覆盖农村绝大多数人口;然而随着改革开放进程的深入,农村合作医疗保险制度逐步衰落,其覆盖面也大为缩减,截止到20世纪八九十年代仅有大约5%—10%的农村居民拥有该保险(顾昕和方黎明,2004)。新型农村合作医疗保险就是在以往的农村合作医疗保险制度的基础上提出的。

新型农村合作医疗保险2003年开始在各省、自治区、直辖市进行试点。具体地,每个省、自治区、直辖市首先选择至少2—3个县进行试点;然后各试点县根据自己的经济状况确定新型农村合作医疗的参保费用,医疗费用的报销范围、起付线以及报销比例等;最后农民在自愿的原则下选择是否参合。由农民个人缴纳,国家、地方财政给予补贴而形成的保险基金,绝大部分将用于参保人员住院医疗费用的报销(大病统筹)。新型农村合作医疗与原有合作医疗的显著差异体现在两个方面,一是新型农村合作医疗保险得到国家和

* 马双、臧文斌,西南财经大学经济与管理研究院。甘犁,西南财经大学经济与管理研究院、Texas A&M University。通信作者及地址:马双,四川成都光华村55#西南财经大学经济与管理研究院,610074;电话:13096385529;E-mail:shuangma2@gmail.com。本文受西南财经大学“211工程”三期建设项目的资助。感谢2009年广西南宁留美经济学年会参会人员宝贵建议,感谢西南财经大学经济与管理研究院师生的积极讨论,感谢两位匿名评审专家提出的宝贵意见。当然,文责自负。

地方财政的大力扶持；二是该制度以县为单位，实行全县统筹，区别于以往合作医疗保险的集体统筹制度。

2003年新型农村合作医疗保险在全国189个县进行试点。随着试点工作的深入，试点范围迅速扩大，2004年试点地区增加到310个，平均参合率达到71.87% (Mao, 2005)。2006年试点县达到1433个，参合率进一步增加到80.49%。¹ 农村居民人均参合费用较低，根据2006年CHNS调查数据得出，占参合人口97%的居民人均每年仅需缴纳11.53元。

图1是根据中国营养与健康调查数据(CHNS)成年人样本计算得到的新型农村合作医疗(2003年以前为旧农合)在农村居民中的覆盖比例。² 从图中可以看出，2003年以前合作医疗保险在农村的覆盖比例较小，平均约为1.5%；但从2003年开始，该比例有一个显著增加，2004年达到11.19%，2006年更是跃升为43.12%。

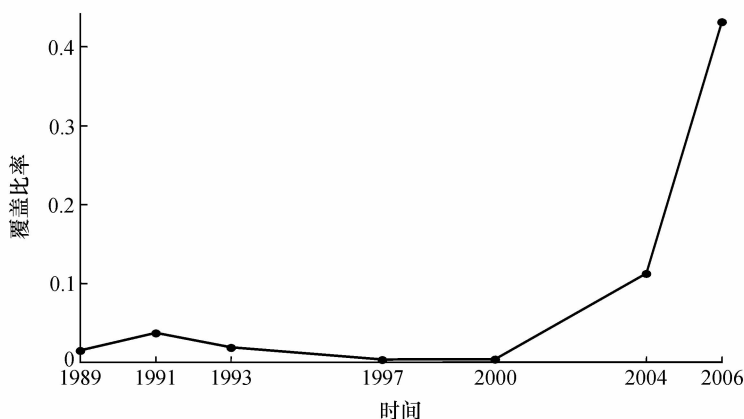


图1 农村合作医疗在农村居民中的覆盖比例

新型农村合作医疗保险作为农村居民应对突发大额医疗支出的保障措施之一，在很大程度上可以减少农村居民面对的未来医疗费用的不确定性，而根据消费理论未来不确定性的减少将增加居民当期消费水平(Zeldes, 1989)。因此，食物消费作为居民总消费中很大比重的消费类别，新型农村合作医疗保险的实施对其也应有显著影响。³ 从居民食物消费的角度来评价新农合的实施效果是本文产生的重要背景，而在这方面国内外的研究很少涉及。

本文的结构安排如下：第一部分介绍当前国内外的研究现状，具体包括国内外文献对居民消费行为和新型农村合作医疗保险的研究；第二部分交代数据来源及样本的筛选过程，对数据进行简单描述，整理数据以备后文使用；

¹ 数据来源于《农民日报》，2007年1月1日。

² 此图是根据中国居民营养与健康调查(CHNS)数据计算得到，该数据库在后文有详细介绍。

³ 将分析范围限制在食物消费，这主要是由于CHNS没有其他非耐用品的数据。

第三部分为分析方法，包括回归模型的设定，方法合理性以及可能存在问题的具体探讨；第四部分是回归结果，以及对结果的一些必要说明；最后一部分给出本文的结论。

一、文献综述

(一) 未来不确定性影响居民当期消费水平

继 Hall (1978) 的“随机游走”假说, Flavin (1981)、Campbell and Deaton (1989) 的消费“过度敏感”和“过度平滑”之后, Zeldes (1989) 提出预防性储蓄理论。该理论指出消费者在面对未来收入不确定的情况下, 当期消费水平较确定性等价理论 (CEQ) 所揭示的消费水平小, 两者之间存在一定的差额, 即“预防性储蓄”。未来收入的不确定性越大, “预防性储蓄”越大, 反之则预防性储蓄越小。与之相对应, Deaton (1991)、Carroll (1992) 提出“缓冲式储蓄”理论, 认为代表性消费者存在一个“目标财富”水平, 当现实财富小于“目标财富”时, 消费者将减少当期消费, 增加储蓄; “目标财富”的大小取决于未来收入不确定性, 若未来收入不确定越大, 则目标财富水平越高, 反之则目标财富水平越低。⁴ 未来收入的不确定性显著影响居民当期消费水平的观点在理论上已得到普遍认可。

在实证研究方面, 大多数经济学家对此也给出肯定的回答。Zeldes (1989)、Carroll (1992、1995)、Skinner (1987) 等采用模拟的方法, 得出未来收入不确定 (改变具体参数值) 的增加将显著减少当期消费水平。Carroll (1994) 沿用 Kimball (1990) 的思路构造确定性预防升水 (Equivalent Precautionary Premium), 通过估算未来收入的不确定性, 得出未来收入不确定性的增加将显著减少当期消费; 相反 Dynan (1993) 通过计算季度消费的增长速度, 取该增长速度的方差作为未来收入不确定性的衡量指标, 同时用消费者的职业、受教育水平、年龄等特征变量作为工具变量进行回归, 得出未来收入的不确定性对当期消费影响不显著。

在国内文献中, 对居民消费的研究也比较丰富。Zhang and Wan (2004) 通过分析 1961—1998 年中国宏观消费数据, 得出在 1984—1998 年间未来收入的不确定性对当期消费有显著负向影响; 龙志和和周浩明 (2000) 通过使用收入增长率与物价增长率作为消费增长率的工具变量得出当期消费与未来收入不确定性显著负相关, 减少未来收入不确定性会增加当期的消费水平;

⁴ Deaton 与 Carroll 的理论虽相近, 但也略有差异, 具体表现为 Carroll (1992) 通过对传统生命周期/持久收入假说进行扩展, 将各种与传统理论不相符的现象纳入消费者理性行为的范畴予以解释, 相反 Deaton (1991) 则从市场失灵的角度进行分析, 将上述现象归咎于流动性约束。

孟昕(2006)分析得出,家庭预期下岗的概率增加将显著影响储蓄水平。对农村居民消费的研究中,刘建国(1999)重点考察了我国农户消费倾向偏低的原因,指出农村居民由自身特点(兼顾生产者与消费者,生产受天气条件制约等)所决定的较高收入不确定性是其关键因素;臧旭恒和裴春霞(2007)的研究显示,未来不确定性对农村居民当期消费水平的负向影响较城镇居民更为显著,当面对相同的未来不确定性时,农村居民将比城镇居民储蓄更多。

(二) 社会保障体系与居民消费

理论上,Hubbard *et al.* (1995)指出,社会保障体系能够显著影响当期消费,其作用机制在很大程度上归因于社会保障体系可以减少消费者面对的未来不确定性,减少人们的预防性储蓄。⁵现实中,我国居民预防性储蓄动机已居于居民储蓄意愿首位。长春市关于居民储蓄的专项调查显示⁶,居民存款的预期用途中,51%为了教育,14.4%为了养老,12.3%为了防病,11.4%为了购房,7.8%为了日常开销,仅1.9%为其他。从数据中可以看出,居民为医疗而进行的预防性储蓄动机(养老+防病)已占总储蓄意愿的12.3%。李秉龙和刘丽敏(2005)针对农村住户储蓄动机的抽样调查发现,2004年婚丧嫁娶或防不时之需的储蓄动机以占到22.5%,仅次于为了发展生产(生意周转)的储蓄动机(占26%)。若同时考虑供养子女或老人及防老的储蓄动机,则应对未来不确定的储蓄动机已占到57.7%。

社会保障体系对居民消费影响的实证研究也获得一些有价值的结论。Gruber and Yelowitz (1999)利用美国针对低收入人群的基本医疗保险(Medicaid)在20世纪八九十年代大幅扩张,检验得出当居民面对更容易获得的医疗保障及更高参保额度时将显著增加当期消费水平,减少储蓄。Engen and Gruber (1995)利用美国各州失业保险对工资覆盖率规定的外生差异考察失业保险与预防性储蓄的关系,得出失业保险覆盖率每增加10%将显著减少1.4%—5.6%的金融资产。Kantor and Fishback (1996)分析了工作伤残保险,得出伤残保险的实施将使工薪家庭的储蓄减少近25%。我国自2003年开始实施的新型农村合作医疗制度已被许多国内外学者进行分析,但大多数都集中在合作医疗本身的制度安与运行状况(赖力,2001;顾昕和方黎明,2004;吴凤娟,2003;Mao,2005)、影响合作医疗运行的具体因素(刘远立等,2002)、合作医疗保险对农民医疗行为的影响(Wagstaff *et al.*, 2009; Lin and Lei, 2009)等,而其作为保障农村居民突发大额医费用支出的政策措施,对农村居民食物消费水平的影响几乎没有被研究。

⁵ 另一个主要原因是人们为了达到社会保障所要求的最低收入或财富水平而增加当前消费水平。

⁶ 刘亚军(2003)。

(三) 理论评述

用计量模型直接检验不确定性与消费的关系将面临两方面的困难。首先, 消费者面临的未来收入不确定性较难度量。传统的测量方法是通过收入减去其可预期部分的残差来估计未来收入的不确定性, 但 Carroll (1994) 指出除了在特殊条件下, 这些方法均是不正确的; 其次, 正如 Engen and Gruber (1995) 所讨论的那样, 消费者未来收入的不确定与当期消费水平可能受到共同的第三因素决定, 如消费者的风险偏好。若消费者较偏好风险, 则他更倾向于高风险的职业和更少的预防性储蓄, 回归结果将有偏。要检验未来收入不确定性与当期消费之间的关系我们必须借助外生冲击, 而新型农村合作医疗保险制度的实施正好可以实现该目的。

二、数 据

本文使用的数据来源于中国营养与健康调查 (CHNS)。CHNS 从 1989 年以来, 已 7 次对我国辽宁、湖北等 9 省 (个别年份有 8 省) 的家庭进行随机抽样⁷, 收集家庭在健康与营养方面的微观数据。1989 年调查了 3 795 个家庭, 7 862 个个体。1991 年以后各次调查样本均在前一次调查样本的基础上, 新增或丢失部分样本而形成⁸, 因此部分家庭可能存在于多次调查样本中, 而部分家庭可能只存在一个调查截面上。

在对家庭成员保险拥有情况的调查中, 每位受访者均被要求选出其拥有的各种医疗保险。在调查内容上, 问卷没有区分新农合与旧农合, 而仅列出“合作医疗”。因此为了进行区分, 本文利用 CHNS 保密数据中提供的各地区农村合作医疗保险的实施时间, 把实施时间为 2003 年及以后的合作医疗视为新农合; 相反, 将实施时间早于 2003 年的合作医疗归为旧农合, 并把这部分样本直接排除。在具体分析过程中, 个人观测值被汇总为家庭观测值, 即只要家庭有成员拥有新型农村合作医疗保险则认为该家庭拥有新型农村合作医疗保险。⁹ 由于新农合在 2003 年才开始实施, 因此本文仅使用 2004 年和 2006 年的调查数据。

表 1 给出了 2004 年与 2006 年 CHNS 调查数据中, 仅来自农村样本的新型农村合作医疗保险拥有情况 (仅包含成年人)。¹⁰ 从表 2 中可以看出, 2004

⁷ 分别为 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年。

⁸ 部分家庭同时也退出该调查。

⁹ 为了防止逆向选择, 新农合规定其参合单位为家庭, 但 CHNS 数据显示实际情况并非完全如此。

¹⁰ 该数据没有排除 2004 年拥有旧农合的家庭, 即在 2000 年的调查中就有农村合作医疗保险的家庭。这样处理有两个原因: 第一, 在 2000 年已拥有农村合作医疗的家庭比较少, 在 2004 年拥有农村合作医疗保险的 275 个家庭中有 129 个家庭在 2000 年拥有合作医疗保险; 第二, 扣除 2000 年已拥有农村合作医疗保险的家庭对回归结论没有显著影响。

年被调查的农村居民中有 254 个人或 122 个家庭拥有新型农村合作医疗保险, 分别占该年被调查人数或家庭的 4.5% 和 5.65%。相比之下, 2006 年共有 2 202 个人或 931 个家庭拥有新型农村合作医疗保险, 分别占该年被调查人数或家庭的 38.65% 与 41.73%, 比 2004 年有急速增加。¹¹

表 1 CHNS 农村样本中新农合的拥有情况

	2004 年			2006 年		
	样本数 (个)	拥有新型农村合作 医疗保险数(个)	比例 (%)	样本数 (个)	拥有新型农村合作 医疗保险数(个)	比例 (%)
个人	5 640	254	4.50	5 698	2 202	38.65
家庭	2 158	122	5.65	2 231	931	41.73

表 2 将农村样本按照是否参加新农合进行分组, 分别给出各组相应特征变量的平均值及方差, 其中家庭人均实际收入以 1980 年物价水平为基期。从表 2 中可以看出, 2004 年与 2006 年拥有新型农村合作医疗保险的家庭与未拥有该保险的家庭在家庭人均实际年收入、户主受教育年限等上存在一定差异。从疾病的发病率上看, 参合居民的疾病发病率较未参合居民高。从户主自我报告的身体状况来看, 参合居民对自我身体状况的评价要好于未参合居民。

表 2 2004 年与 2006 年农村居民的家庭特征变量

	2004 年		2006 年	
	未拥有新型农村 合作医疗的家庭	拥有新型农村 合作医疗的家庭	未拥有新型农村 合作医疗的家庭	拥有新型农村 合作医疗的家庭
家庭人均实际年收入 (元)	4 186.25 [4 491.69]	3 780.20 [2 785.57]	4 934.50 [5 940.84]	6 126.17 [8 529.49]
户主受教育程度(年)	6.18 [3.55]	6.91 [3.63]	5.86 [3.75]	6.54 [3.58]
户主年龄(年)	51.24 [12.60]	50.55 [10.68]	53.62 [12.74]	52.20 [11.84]
家庭人口数(口)	3.62 [1.47]	3.62 [1.26]	3.75 [1.67]	3.54 [1.50]
户主为男性(是=1; 否=0)	0.89 [0.31]	0.85 [0.35]	0.85 [0.36]	0.89 [0.31]
户主患有高血压(%)	0.06 [0.24]	0.07 [0.25]	0.07 [0.26]	0.09 [0.28]
户主身体状况(1: 最好; 4: 最差)	2.37 [0.85]	2.22 [0.75]	2.46 [0.86]	2.39 [0.85]
样本数(个)	1 728	122	1 074	931

注: 括号里的数字为标准差; 家庭人均实际收入以 1980 年的物价水平作为基期。

本文关注的是参合居民其食物消费是否较未参合居民的食物消费有显著增加, 但由于 CHNS 缺少居民食物总花费数据, 同时仅给出食物代码而无法

¹¹ 居民拥有的其他保险较少, 2004 年仅有 1.95% 的农村居民或 2.97% 的家庭拥有其他保险, 2006 年拥有其他保险的个人或家庭所占比例为 3% 和 3.33%, 比例仍然很低。

与具体的食物种类联系，因此本文选取各种营养物质摄入量指标作为食物消费的替代变量。事实上，我们可间接推定营养物质摄入量与消费水平的变动方向一致，因为相关的实证研究表明，收入增加，营养物质摄入量（尤其是热量）增加，居民总消费也增加。比如，Adrain and Daniel (1976) 利用美国的消费数据得出随着收入的增加，碳水化合物摄入量将显著减少，其他营养物质摄入量显著增加。Strauss (1982) 通过估算塞拉利昂居民主要食物的需求收入弹性得出，收入每增加 1%，热量摄入量将增加 0.9%；Pitt (1983) 利用孟加拉国的数据得出蛋白质摄入量的收入弹性为正，且介于 0.6—0.8 之间。具体地，本文关注的营养指标有家庭人均热量、碳水化合物、脂肪和蛋白质摄入量。

表 3 给出了 2004 年与 2006 年农村居民各营养物质摄入量的平均值。从表 3 中可以得出，2004 年参合家庭其人均热量、脂肪、蛋白质均较未参合家庭多，且差额在 1% 的水平下显著。碳水化合物略有增加，但在统计意义上不显著。而 2006 年参合家庭各营养物质摄入量均较未参合家庭多，且均在 1% 的水平下显著。

表 3 2004 年与 2006 年农村居民的家庭人均营养摄入量

	2004 年			2006 年		
	未拥有新型 农村合作医疗 的家庭 (1)	拥有新型 农村合作医疗 的家庭 (2)	差额(3)= (2)-(1) (3)	未拥有新型 农村合作医疗 的家庭 (4)	拥有新型 农村合作医疗 的家庭 (5)	差额(6)= (5)-(4) (6)
热量	2 225.48 [695.47]	2 275.0 [696.25]	49.52 [65.15]	2 062.05 [662.64]	2 335.75 [723.06]	273.70*** [30.96]
碳水化合物	340.36 [104.58]	316.61 [101.29]	-23.75** [9.78]	321.37 [105.14]	354.57 [126.26]	33.19*** [5.17]
脂肪	64.03 [34.55]	75.93 [34.54]	11.90*** [3.24]	56.15 [35.39]	66.61 [33.28]	10.46*** [1.54]
蛋白质	61.64 [22.55]	68.04 [21.81]	6.39*** [2.11]	59.72 [20.71]	68.06 [24.49]	8.34*** [1.01]

注：括号里的数字为标准差；***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ ；差额为拥有新农合家庭的营养摄入量减去未拥有新农合家庭的摄入量，其标准差是通过对比是否参加新农合的哑变量回归所得。

表 4 通过对比参合居民与未参合居民的消费变动趋势，来初步判断新农合对居民消费水平的影响。具体地，选出 2004 年与 2006 年均被调查的家庭，排除 2004 年已具有农村合作医疗保险（不论新农合还是旧农合）的样本后，在剩下的样本中按 2006 年居民是否拥有新农合进行分组，将那些 2004 年未参合而 2006 年参合的家庭归入实验组，将那些 2004 年与 2006 年均未参加新农合的家庭归入控制组。¹² 通过对比实验组家庭与控制组家庭在相同时间内营养物质摄入量增长趋势上的差异，可以消除家庭固定特征的影响。

¹² 最终实验组家庭有 642 个，控制组家庭有 847 个。

表4 2004—2006年农村居民的家庭人均营养摄入量

	控制组(2006年未参加新农合)			实验组(2006年参加新农合)			
	2004年 (1)	2006年 (2)	差额(3)= (2)-(1)	2004年 (4)	2006年 (5)	差额(6)= (5)-(4)	差额(7)= (6)-(3)
热量	2 258.36 [718.23]	2 073.18 [687.71]	-185.19*** [34.13]	2 248.39 [687.30]	2 271.92 [634.73]	23.53 [36.94]	208.72*** [50.72]
碳水化合物	347.44 [104.15]	321.46 [104.99]	-25.98*** [5.08]	335.08 [105.97]	346.54 [110.09]	11.45* [6.03]	37.43*** [7.85]
脂肪	63.17 [35.44]	57.19 [36.65]	-5.98*** [1.75]	68.44 [33.99]	65.36 [34.11]	-3.07 [1.90]	2.90 [1.11]
蛋白质	63.29 [23.05]	59.08 [21.58]	-4.20*** [1.08]	62.52 [24.23]	64.98 [21.53]	2.46* [1.28]	6.66*** [1.67]
样本数	851	847		642	642		

注:括号里的数字为标准差;***,**, * 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$;控制组指2004年与2006年均具有的样本中,排除2004年已参加新农合的家庭后,在2006年仍未参加新农合的家庭,实验组相应地指2006年参加新农合的家庭。

表中第(3)、(6)列为各组样本2006年人均营养摄入量减去2004年人均营养摄入量。从数据上可以看出,控制组家庭在2004—2006年间人均热量、碳水化合物、蛋白质和脂肪摄入量均有显著性减少¹³;相比实验组在此期间人均热量、碳水化合物、蛋白质略有增加,脂肪摄入量略有减少。通过表中第(6)列减去第(3)列可以看出,除了脂肪摄入量以外,新农合使农村家庭人均营养摄入量有显著性增加。

三、回归方法

本文使用固定效应模型、双重差分模型(DID)对新农合的实施效果进行分析。除此之外,本文沿用已有文献中普遍采用DID(Difference-in-Differences)与PSM(Propensity Score Matching)相结合的方法(DDPSM)(Wagstaff *et al.*, 2009; Lin and Lei, 2008),对比实验组与控制组样本在时间趋势上的差异,以部分消除实验组与控制组样本的不可比。

(一) 固定效应模型(Fixed Effect Model)

对同一样本进行多期观测,可以消除由不随时间变化的个体特征导致的变量内生性问题,因此本文首先采用固定效应模型。对应的回归方程为

$$\text{nutri}_{ijt} = \beta_0 + \varphi D_{ijt} + \beta X_{ijt} + \delta \Psi_j + \lambda Z_{ij} + u_{ijt}, \quad (1)$$

其中 nutri_{ijt} 为 t 时间 j 地区样本 i 当期各营养物质摄入量, D_{ijt} 为该家庭在时间 t

¹³ 2006年比2004年农村居民家庭人均收入有所增加,同时在此期间农民的负担在逐步减少,但是影响消费水平的因素除了收入水平以外,还有未来不确定性。同时2006年CHNS调查样本对应的各营养物质摄入量均较2004年各人均营养物质摄入量低,因此文中出现的情况并非分析问题本身所致。

是否参加新农合的虚拟变量，若参合则取值为 1，否则取值为 0。 X_{ijt} 为家庭随时间变化的特征向量，具体包括家庭人均实际收入、户主的受教育程度、户主的年龄、年龄的平方、家庭大小、家庭其他保险的拥有量、户主的疾病史以及户主目前身体状况等特征。 Ψ 为各社区（村）的固定效应，用以控制地区间差异， Z 为该家庭不随时间变化的固定特征。 φ 为本文所关心的新农合效果的估计值。

由地区、个体不随时间变化的特征所导致的内生性问题即 Ψ 与 Z ，可由固定效应模型消除。

（二）DID 估算方法

本文还使用 DID 进行回归，该方法可以通过对比实验组与控制组家庭人均消费量在时间趋势上的差异，得出新农合的实施效果。具体地，回归方程可设定为

$$\text{nutri}_{ijt} = \beta_0 + \varphi_1 D_{ijt} + \varphi_2 DT_t + \gamma D_{ij} \times DT_{ijt} + \beta X_{ijt} + \delta \Psi_j + u_i, \quad (2)$$

其中， D_{ij} 为实验组与控制组的虚拟变量，当样本属于实验组时取值为 1，其他情况取值为 0。 DT_t 为时间虚拟变量，若样本属于 2006 年的观测值则取值为 1，其他情况取值为零； $D_{ij} \times DT_t$ 是 DID 方法所需的交叉项。 Nutri_{ijt} 、 X_{ijt} 、 Ψ_j 的含义与（1）相同。

在 DID 方法中，关心的回归参数是 γ 。要想使得 γ 的估计值一致，必须满足的条件是没有其他因素与政策变量同步影响被解释变量（Meyer, 1995），即“实验”过程完全随机，实验组与控制组完全具有可比性。若实验组与控制组不具有可比性，那么用控制组样本随时间的变化趋势来消除实验组样本变化趋势中宏观经济的影响就无法实现。对此问题本文采用第三种方法，即 DID 与误差纠正的配对估计。

（三）DID 与误差纠正配对估计量（Bias-corrected Matching Estimator）

与 Wagstaff *et al.*（2009）使用的 DDPSM 不同的是，本文在配对过程中用 Abadie and Imbens（2002）提出的误差纠正配对估计（Bias-corrected Matching Estimator）替代 PSM（Propensity Score Matching）。误差纠正配对估计与 PSM 同为非参数估计，但其不同之处在于 PSM 以家庭参加新农合的可能性作为匹配依据，寻找参合概率相近的家庭进行匹配；相反误差纠正配对估计以家庭各经济变量（Pretreatment Variables）作为配对依据，寻找变量相近的家庭进行对比。

DID 有两次相减过程，一是样本在某时间段上的变化量 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ，其中 Y 为被解释变量（即本文各营养物质摄入量）。二是实验组与控制组样本在变化量上的比较 $\Delta Y(1) - \Delta Y(0)$ ，其中 1 代表实验组，表示受政策影响，0

代表控制组, 未受政策影响。与通常不同的是, 本文以配对方法替代第二次相减过程。

具体地, 根据 Abadie and Imbens (2002), 令 $(\Delta Y(0), \Delta Y(1))$ 分别表示二元政策措施对应的潜在改变量 (在时间维度), 其中 $\Delta Y(0)$ 表示样本不受该政策影响时在时间跨度上的改变量 (由宏观经济环境的改变引起), $\Delta Y(1)$ 表示样本受政策影响后的改变量 (由宏观经济环境与政策效果共同导致)。因而政策措施所带来的效果为

$$\tau^{\text{pop}} = (\Delta Y(1) - \Delta Y(0)). \quad (3)$$

但对每个样本, 我们仅能观测两种潜在结果中的一种, 即 $\Delta Y(0)$ 或 $\Delta Y(1)$, 用符号表示为

$$\Delta Y_i = \begin{cases} \Delta Y(0), & \text{if } W = 0, \\ \Delta Y(1), & \text{if } W = 1, \end{cases}$$

其中 W 表示样本是否受二元政策影响。因此对 $W=0$, 需要用匹配样本估计 $\Delta Y(1)$, 对 $W=1$, 需要用匹配样本估计 $\Delta Y(0)$ 。

在赋范空间定义属于 R^l 的任意两点 X_i, X_j 的距离 $\|X_i - X_j\|_V$, V 为半正定矩阵。因此, 对样本点 X_i , 可以将与该样本政策变量相反的所有样本按照距离从小到大进行排序, 取与之最相近的前 M 个样本¹⁴, 以该 M 个样本的平均值估计样本 i 的潜在不可观测值。令 $J_M(i)$ 表示样本 i 的配对集合, $\#J_M(i)$ 表示样本 i 的配对个数, 则

$$\begin{aligned} \Delta \hat{Y}_i(0) &= \begin{cases} \Delta Y_i, & \text{if } W = 0, \\ \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{j \in J_M(i)} \Delta Y_j, & \text{if } W = 1; \end{cases} \\ \Delta \hat{Y}_i(1) &= \begin{cases} \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{j \in J_M(i)} \Delta Y_j, & \text{if } W = 0, \\ \Delta Y_i, & \text{if } W = 1, \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

因此政策效果的样本估计值为

$$\hat{\tau}^{\text{sample}} = \frac{1}{N} \sum_i (\Delta \hat{Y}_i(1) - \Delta \hat{Y}_i(0)), \quad (5)$$

N 为样本个数。Abadie and Imbens (2002) 还对 (5) 式进行了修正, 用变量 X 之间的差异来矫正配对统计量的偏差, 提出了偏差纠正配对估计量 (Bias-corrected Matching Estimator), 本文在具体处理过程中使用的正是偏差纠正

¹⁴ 准确地说应该是取与该样本距离小于第 M 远的样本进行配对。当不存在任意两个样本与该样本距离相等的情况, 我们所取出的样本即为与该样本最相近的前 M 个样本。

配对估计量。

用以配对的变量 X_i 为样本特征变量，包括家庭人均实际收入对数、户主的受教育程度、户主的年龄、年龄的平方、家庭大小、家庭其他保险的拥有量、户主的疾病史以及户主目前身体状况等。本文用两种方法处理地区固定效应，一是直接将省虚拟变量放入特征变量 X_i ，以消除各省的固定效应。为了消除更小范围的地区固定效应和地区不同的变化趋势，第二种方法直接用每期各营养物质摄入量对社区（村）虚拟变量进行回归，用得到的残差项替代营养物质摄入量进行分析（DID与配对估计），此时用以匹配的变量不再包括各省虚拟变量。

四、回归结果

（一）回归结果

表5给出新农合对农村居民家庭人均营养物质摄入量的影响结果，对应的方法是OLS回归。从结果来看，当控制家庭特征变量、社区虚拟变量后，参加新农合的家庭在热量、碳水化合物、脂肪、蛋白质摄入量上分别比未参合家庭高144.26卡、20.49克、4.12克、5.54克，且均在5%的水平下显著。

表5 新型农村合作医疗保险对农村居民各营养物质摄入量的影响

	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
参加新农合	144.256** [4.16]	20.493** [4.18]	4.120* [2.35]	5.535** [5.03]
年龄	55.678** [9.51]	9.743** [10.68]	0.598* [2.01]	1.513** [7.83]
年龄的平方(/100)	-57.306** [10.33]	-10.042** [11.61]	-0.674* [2.39]	-1.570** [8.67]
户主受教育年限	-0.868 [0.24]	-0.482 [0.88]	0.367 [1.95]	0.231 [1.93]
户主男性	115.297** [3.33]	18.993** [3.93]	1.139 [0.67]	3.684** [3.38]
家庭人均实际年收入对数	17.622 [1.60]	-1.468 [0.85]	1.988** [3.29]	1.326** [3.37]
家庭参加商业保险人数	-42.179 [0.78]	-9.905 [1.27]	0.871 [0.24]	0.296 [0.14]
家庭免费医疗人数	-71.031 [0.59]	-6.649 [0.30]	-1.554 [0.39]	-2.476 [0.57]
户主患高血压	-30.801 [0.71]	-10.931 [1.88]	0.856 [0.38]	0.056 [0.04]
户主自评身体状况	-50.726** [4.16]	-4.401* [2.38]	-2.094** [3.27]	-1.621** [3.97]
家庭规模	-46.087** [6.00]	-5.073** [4.50]	-1.363** [3.46]	-1.041** [4.37]
时间虚拟变量	-64.043** [5.06]	-5.506** [3.09]	-3.947** [6.07]	-1.095** [2.75]

(续表)

	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
常数项	129 635** [5.11]	11 165** [3.12]	7 969** [6.12]	2 229** [2.80]
省虚拟变量	是	是	是	是
样本数	3 740	3 736	3 736	3 740
R ²	0.34	0.42	0.27	0.30

注:(1)括号内的值为稳健的 t 统计量的绝对值;(2) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ 。

在其他控制变量方面,收入每增加1%,家庭人均热量摄入量增加约17.6卡,脂肪与蛋白质分别显著增加约1.99克、1.33克,相反收入每增加1%将使家庭人均碳水化合物摄入量减少约1.47克。这些结论与已有文献一致(Adrain and Daniel, 1976; Strauss, 1982; Pitt, 1983)。户主年龄越大,各营养物质摄入量显著增加,但从户主年龄平方的回归系数可以看出,营养物质摄入量不会持续增加下去,当户主年龄达到一定的临界值后,随着年龄的进一步增加,营养物质摄入量将显著减少。家庭总人数越多,人均营养物质的摄入量显著减少,资源约束在家庭中也存在。男性将比女性多摄入热量、碳水化合物以及蛋白质。在教育方面,户主受教育年限越多,家庭脂肪及蛋白质摄入量在10%的水平下显著增加,相反对热量、碳水化合物的影响不显著。户主自评的身体状况越差,其热量、碳水化合物、脂肪、蛋白质摄入量越少。

表6对应固定效应模型以及DID的回归结果。从固定效应模型中可以看出,在消除家庭不随时间变化的固定特征后,参合居民仍比未参合居民多摄入热量、碳水化合物以及蛋白质,且在1%的水平下显著;脂肪摄入量在参合居民与未参合居民间差异不显著。从回归数值上看,固定效应模型较OLS回归(控制社区固定效应)数值要大。

DID回归结果与固定效应模型的结论几乎一致。参合居民在热量、碳水化合物、蛋白质的摄入量上要比未参合居民高,且统计上非常显著。值得注意的是,DID与固定效应模型对应的样本量有一定差异,这主要是由于数据处理过程不同而造成的。DID回归对应的是2004年与2006年均有的样本,但排除2004年已参加农村合作医疗的家庭(无论新农合还是旧农合)。相反,固定效应模型对应的样本是通过CHNS保密数据中该社区拥有农村合作医疗的最早时间,排除掉2003年以前就拥有合作医疗的社区样本后得到的。

表7为DID与误差纠正配对估计所对应的结果。其中(5)式的参数 M 取值为4,括号内的值为稳健 t 统计量。表中上半部分先用营养物质各期相减,得到 ΔNutri_i ,然后再通过特征变量 X_i 进行配对估计。特别地,地区固定效应以特征变量中各省虚拟变量来控制。相反,表7下半部分先将每期各营养物质摄入量对社区(村)虚拟变量进行回归,消除地区固定效应,然后用得到的残差项替代营养物质摄入量进行DID与配对估计分析,此时用以匹配的变量 X_i 仍为家庭各特征变量,但不再包括地区虚拟变量。

表 6 新型农村合作医疗保险对农村居民各营养物质摄入量的影响

	固定效应模型			双重差分模型				
	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
参加新农合	187.469** [4.29]	34.467** [5.20]	3.602 [1.56]	6.780** [4.53]				
时间虚拟变量					-176.331** [5.79]	-24.472** [5.70]	-5.739** [3.62]	-4.252** [4.40]
实验组					-109.549* [2.30]	-21.618** [3.03]	0.372 [0.15]	-2.490 [1.47]
时间 * 实验组					207.280** [4.62]	37.411** [5.58]	2.648 [1.14]	6.881** [4.45]
户主受教育年限	-6.592 [0.85]	-0.713 [0.61]	-0.018 [0.04]	-0.003 [0.01]	1.536 [0.36]	0.130 [0.20]	0.417 [1.91]	0.273 [1.92]
家庭人均实际年收入对数	-15.741 [0.85]	-1.592 [0.57]	-0.338 [0.34]	0.080 [0.13]	25.609 [1.95]	0.094 [0.05]	2.268** [3.11]	1.683** [3.56]
家庭参加商业保险人数	-163.748 [1.23]	-6.565 [0.33]	-6.870 [0.98]	-5.531 [1.21]	25.745 [0.46]	-9.268 [1.03]	3.949 [1.28]	2.793 [1.35]
家庭免费医疗人数	299.864 [1.33]	69.302* [2.02]	0.579 [0.05]	8.669 [1.12]	-7.945 [0.04]	2.552 [0.06]	-2.321 [0.43]	-0.945 [0.11]
户主患高血压	-85.998 [1.00]	-4.045 [0.31]	-5.025 [1.10]	-2.578 [0.88]	-46.426 [0.97]	-9.838 [1.42]	-1.946 [0.78]	-0.358 [0.21]
户主自评身体状况	-60.784** [2.80]	-11.915** [3.62]	-0.712 [0.62]	-2.140 [2.87]**	-51.362** [3.93]	-5.441** [2.67]	-2.263** [3.47]	-1.393** [3.12]
家庭规模	-51.377** [3.05]	-3.891 [1.53]	-1.864* [2.10]	-0.826 [1.43]	-50.718** [5.73]	-5.036** [3.88]	-1.669** [3.71]	-1.014** [3.55]
户主年龄					53.750** [7.77]	9.399** [8.98]	0.610 [1.63]	1.204** [4.92]
年龄平方(/100)					-55.186** [8.53]	-9.604** [9.82]	-0.710* [2.03]	-1.265** [5.63]

(续表)

	固定效应模型				双重差分模型			
	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
户主为男性					80.033 [1.92]	11.577* [2.08]	0.478 [0.24]	3.195* [2.31]
社区虚拟变量(131个)	否	否	否	否	是	是	是	是
时间趋势项	是	是	是	是	否	否	否	否
常数项	149438** [5.33]	19125** [4.50]	7433** [5.01]	3438** [3.58]	1263** [4.68]	126** [3.47]	55** [3.78]	38** [3.69]
样本数	3736	3732	3732	3736	2906	2905	2899	2907
R ²	0.04	0.04	0.03	0.03	0.29	0.35	0.28	0.25

注:(1)括号内的值为稳健t统计量的绝对值;(2)* $p < 0.05$,** $p < 0.01$ 。

情况 1 的结论显示新农合将使居民显著增加热量及碳水化合物摄入量 118.9 卡、30.08 克，且在 5% 的显著性水平下显著。与之对应，在情况 2 中新农合使居民热量、碳水化合物、蛋白质摄入量在 1% 的显著性水平下显著增加。回归结果同 DID 分析结果非常相似。

表 7 DID 配对估计相结合的回归结果

情况 1: 先两期差分, 再用 Matching 方法				
	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
是否参合	118.9*	30.08**	-2.62	2.97
	[2.28]	[4.11]	[-0.89]	[1.65]
情况 2: 先消除地区固定效应, 再两期差分, 最后使用 Matching				
是否参合	197.41**	35.14**	2.25	5.59*
	[4.18]	[5.11]	[0.93]	[3.36]

注: **、* 分别代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$; 配对样本个数取 4, 括号内稳健 t 统计量且对应参数取值为 4; 每列均为误差修正的配对估计。

收入对居民各营养物质摄入量有显著作用，因此收入匹配的好坏将影响结论的可信度。表 8 将实验组家庭按收入 5 等分，然后根据 5 等分确定的分位数对应地取出控制组样本。从表中可以看出，实验组中收入最低的 20% 的家庭人均实际年收入的平均值为 917.98 元，对应的 20% 的分位数是 1683 元。相应地在控制组中，1683 元对应家庭人均实际年收入的 24.3% 分位数，介于 0—1683 元的家庭人均实际年收入的平均水平为 914.69 元，与实验组非常靠近。同样，与实验组 20%—40% 家庭人均实际收入的平均值对应家庭人均实际年收入介于 24.3%—48.17% 的控制组家庭，实验组 60%、80% 的分位数分别为控制组 70%、84% 的分位数。从表 8 中可以看出，按照我们的方法选出的前 3 组实验组家庭与对应的控制组家庭在收入水平上相差不大，相反收入差距最大的还是在高收入家庭。实验组中家庭人均实际年收入最高的 20% 的家庭其平均收入为 17735 元，相反高于对应分位数的控制组家庭仅占控制组样本的 15.23%，同时对应的收入平均值也仅为 14205 元。

表 8 按收入分组的样本选择

实验组					
区间	最低 20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	大于 80%
均值	917.98	2370.6	3973.58	6268.39	17735.71
	[704.49]	[439.64]	[505.4]	[924.4]	[16021.07]
分位数	1683.056	3161.467	4911.247	8061.748	—
控制组					
均值	914.69	2371.7	3964.11	6133.48	14205.68
	[541.16]	[421.61]	[499.56]	[922.53]	[8025.57]
对应区间	最低 24.3%	24.3% —48.17%	48.17% —70%	70% —84.77%	大于 84.77%

注：实验组样本按照收入 20%、40%、60%、80% 进行 5 等分，均值为每个区间的实际人均收入平均数。控制组里的样本按照实验组的 5 等分分位数给出。

基于表8,我们以家庭人均实际年收入最低的60%的实验组家庭与家庭人均实际年收入最低的70%的控制组家庭进行配对估计,其结果在表9给出。与表7结论类似,新农合仍使参合家庭显著增加热量、碳水化合物、蛋白质的摄入。同样,对收入介于0—80%的实验组家庭与收入介于0—84%的控制组家庭,匹配结论仍类似。

表9 按实验组不同分位数的样本对应的配对估计结果

	先消除地区固定效应,再两期差分,最后使用配对估计			
	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
60%分位数	204.65** [3.50]	38.43** [4.53]	1.04 [0.33]	5.91** [2.91]
80%分位数	226.25** [4.32]	41.43** [5.43]	2.23 [0.82]	6.80** [3.72]

注:**、* 分别代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$; 括号内的值为 t 统计量。

(二) 结论稳健性分析

家庭选择参加新农合可能存在几种情况。一是更厌恶风险的家庭更有可能选择参加新型农村合作医疗保险,二是那些当前或预期自身身体状况更糟的居民将选择参加(逆向选择)。对第一种情况,风险厌恶程度越高,家庭用于未来消费的预防性储蓄必然较高,当前消费减少。同样,那些当前或预期未来身体状况较差的家庭必然将更多的资源用以应对未来的医疗花费,减少当前消费水平。因此,居民的自我选择过程可能导致回归系数向下偏倚。

图2为2006年CHNS调查的农村样本中,以社区为单位的新农合参合率的频数分布图。从图中可以看出,社区参合率普遍较高,绝大部分在75%以上。导致参合率较高的原因主要有两点:第一,地方政府花费大量的人力财力对新农合进行宣传,极力劝说农民参加。Mao(2005)指出,管理成本过高是新农合面临的又一大问题,而这些管理费用主要花费在对农户的宣传上。第二,中央政府对中、西部地区参合农户的财政补贴以该地区新农合参合率作为前提条件(至少80%)(Brown *et al.*, 2008),而这必然会诱导地方政府盲目追逐高参合率。

可以推断,参合率越高的地区居民选择是否参加新农合的自由度越小,回归数值将越大,表6、表7仅给出政策真实效应的下限值。表10是根据社区(即村庄)不同参合水平所选出的实验组与控制组样本数。情况1中实验组样本仅来自参合率大于或等于特定水平的社区参合家庭。相应的,控制组包括2006年仍未实行新农合试点的社区家庭。与情况1略有差异,情况2中控制组由2006年所有未参合家庭组成,包括非试点地区家庭与试点地区非参合家庭。从表中可以看出,当改变社区参合水平时,实验组与控制组样本发生相应变化。

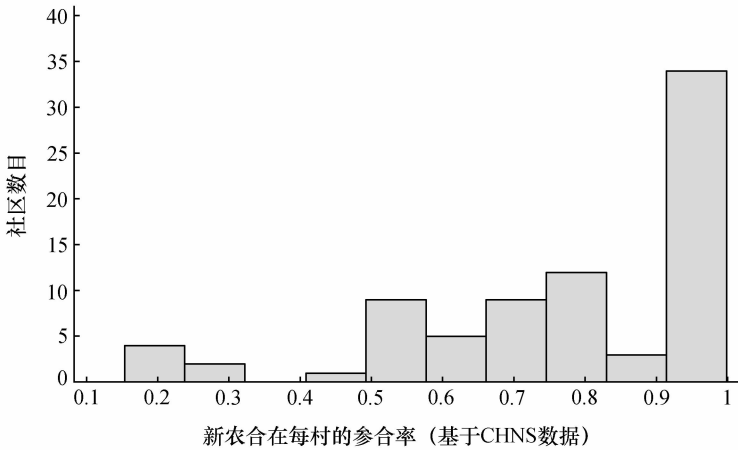


图 2 CHNS 所调查农村社区新农合参合比率

表 10 2006 年不同社区参合率对应的实验组和控制组样本数

	情况 1		情况 2	
	实验组	控制组	实验组	控制组
所有样本	642	847	642	847
参合率 ≥ 0.65	528	633	528	847
参合率 ≥ 0.75	468	633	468	847
参合率 ≥ 0.85	343	633	343	847
参合率 = 1	218	633	218	847

表 11、表 12 报告按不同社区参合率水平选出的实验组、控制组样本进行的 DID 及 DID 与配对估计的分析结果。从表 11 中可以看出，无论是情况 1 还是情况 2，当社区参合水平从 65% 逐步提高到 100% 时，居民热量、碳水化合物以及蛋白质摄入量的回归系数逐渐增大。当参合率达到 100% 时，参合居民在热量、碳水化合物、蛋白质上要比未参合居民多摄入 292 卡、63 克、9 克（情况 1）。值得说明的是，由于子样本的代表性下降，因此本文以表 6、表 7 的回归结果为准。但此分析的意义在于，它可以揭示居民自我选择所导致的偏倚方向，使我们更加确信表 6、表 7 的回归结论并非回归偏倚所致，因为考虑到居民的自我选择过程后，实际的政策效果应更大。

表 12 为仅以情况 1 的实验组与控制组样本，采用 DID 与误差纠正配对估计量得到的估计结果。与表 11 的结论相似，随着社区参合水平的提高，回归数值逐渐增加。当社区参合水平为 100% 时，参合居民在热量、碳水化合物、蛋白质上要比未参合居民多摄入 405 卡、93 克、11 克。

表 11 社区不同参与水平对应实验组控制组的 DID 分析

	情况 1				情况 2			
	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
参与率 ≥ 65	243.593** [4.81]	44.479** [5.94]	3.152 [1.20]	7.887** [4.64]	231.399** [4.87]	45.722** [6.42]	1.384 [0.56]	8.313** [5.13]
样本量	2257	2257	2252	2258	2677	2676	2670	2678
参与率 ≥ 75	302.324** [5.84]	54.198** [7.02]	4.671 [1.75]	9.660** [5.55]	289.853** [5.96]	55.399** [7.52]	2.923 [1.17]	10.079** [6.06]
样本量	2141	2141	2136	2142	2561	2560	2554	2562
参与率 ≥ 85	297.264** [5.32]	62.308** [7.15]	1.222 [0.44]	9.960** [5.18]	286.269** [5.40]	63.770** [7.58]	-0.487 [0.19]	10.414** [5.61]
样本量	1894	1894	1890	1895	2314	2313	2308	2315
参与率=100	292.253** [4.53]	63.210** [6.23]	1.232 [0.39]	9.361** [4.29]	279.923** [4.50]	64.481** [6.51]	-0.667 [0.22]	9.709** [4.56]
样本量	1648	1647	1644	1648	2068	2066	2062	2068

注:(1)括号内数值为 t 统计量绝对值;(2) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$;(3)表中仅报告本文所关心的变量值,其余控制变量还包括家庭特征、家庭其他保险拥有情况、时间虚拟变量、各村虚拟变量。

表 12 社区不同参合水平对应实验组控制组的 DID 与配对估计分析结果

	先消除地区固定效应,再两期差分,最后使用配对估计			
	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
参合率 $\geq 65\%$	331.49** [5.57]	68.50** [8.09]	2.05 [0.72]	6.33** [3.00]
参合率 $\geq 75\%$	369.14** [6.32]	71.56** [8.42]	4.14 [1.50]	7.71** [3.75]
参合率 $\geq 85\%$	329.32** [4.97]	74.40** [7.98]	-2.07 [-0.57]	10.62** [4.71]
参合率等于 100%	405.32** [5.32]	93.19** [7.67]	-1.15 [-0.31]	11.09** [4.22]

注:**、* 分别代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$; 配对样本个数取 4, 括号内稳健 t 统计量且参数取值为 4; 每列均为误差修正的配对估计。

(三) 经济含义

1. 最优营养物质摄入水平

居民实际营养物质摄入相对不足, 2004 年及 2006 年农村居民营养物质摄入没有达到中等或高等劳动强度所需的营养物质。表 13 给出了按不同年龄段的农村居民完成不同强度的劳动所需要的最优营养物质摄入量以及根据 CHNS 计算的 actual 营养物质摄入。从表中可以看出, 年龄介于 18—50 周岁的男性实际热量摄入为 2514 卡, 仅能满足该年龄段男性较轻劳动强度的热量需求。该结论同样适用于其他年龄段, 女性的农村居民。对蛋白质的摄入这些结论仍成立。因此, 新农合显著增加的居民热量、脂肪以及蛋白质的摄入量可以改善居民的营养结构, 进而改善居民的身体状况。

表 13 农村居民实际营养物质摄入量及最优营养物质摄入量

	热量				蛋白质			
	RNI		实际摄入		RNI		实际摄入	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
18 \leq 年龄 < 50			2514	2157			73	63
轻度劳动	2400	2100			75	65		
中度劳动	2700	2300			80	70		
高强度劳动	3200	2700			90	80		
50 \leq 年龄 < 50			2498	2131			72	62
轻度劳动	2300	1900			75	65		
中度劳动	2600	2000			80	70		
高强度劳动	3100	2200			90	80		

注: 营养物质参考摄入量指标来至中国居民膳食营养素参考摄入量(2000), 表 2—16。RNI 指推荐营养物质摄入量(Recommended Nutrition Intake), 实际热量摄入量通过 CHNS 2004 年、2006 年样本计算得到。

2. 成本-收益分析

新型农村合作医疗保险使农村居民热量、碳水化合物以及蛋白质摄入量增加一定比例(如表 14 所示), 农村居民食物消费显著增加。而消费的增加

能否弥补政府在这方面的大量投入成本呢?以热量为例,新型农村合作医疗保险最低使居民人均热量摄入量增加5.4%。取2004年农村居民食品费用支出比例35.9%(现金支出比例)¹⁵,2004年CHNS对应农村居民人均年收入4181.06元(名义值),则食品消费支出为人均1501元,新型农村合作医疗保险将使农村居民增加食品支出约人均81元(1501×5.4%)。相反在新农合的资金投入方面,2004年中央财政以及地方财政的投入水平为26.45元每人每年(Mao, 2005),新农合带来的食物消费增量是其财政投入的3.06倍。

表14 各方法得出各营养物质摄入量增长百分比(%)

	热量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
固定效应模型	8.49	10.22	5.71	10.88
DID	9.39	11.09	4.19	11.04
DID与配对估计	5.39	8.92	-4.15	4.77

五、结 论

通过前面的分析可以得出,新型农村合作医疗保险作为农村居民应对突发大额医疗费用的保障制度能够在一定程度上减小农民未来不确定性,进而增加当期各营养物质摄入量。占居民总消费很大比重的食物消费的增加,对新世纪或新经济环境下扩大国内有效需求,尤其是农村居民的需求尤为重要。

第一,新型农村合作医疗保险对居民消费水平之所以有如此大的影响,主要是通过其对家庭未来不确定性的减少来实现,而这往往体现为家庭主观感受;相反,新型农村合作医疗保险对居民医疗行为的影响主要取决于医疗保障制度的客观规定。

第二,由于CHNS缺少居民非耐用品及服务的消费数据,本文仅以家庭各营养物质摄入量作为家庭消费的代理变量,分析存在一定的缺陷。但文中的分析结论至少能论证新型农村合作医疗对居民营养物质摄入量有显著性影响,而这些营养物质与居民的食物消费紧密相关,且食物消费在现实中占居民总消费很大比例。

第三,具体的,新型农村合作医疗保险显著增加农村居民热量、碳水化合物和蛋白质的摄入量。

参 考 文 献

- [1] Abadie, A., and G. Imbens, "Simple and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", NBER Working Paper, No. 283, 2002.

¹⁵ 参见2004年《中国统计年鉴》。

- [2] Adrain, J., and R. Daniel, "Impact of Socioeconomic Factors on Consumption of Selected Food Nutrients in the United States", *American Journal of Agricultural Economics*, 1976, 58(1), 31—38.
- [3] Brown, P., A. de Brauw, and Y. Du, "Understanding Variation in the Design of China's New Co-operative Medical System", *The China Quarterly*, 2009, 198, 304—329.
- [4] Campbell, J., and A. Deaton, "Why is Consumption So Smooth?" *Review of Economic Studies*, 1989, 56(3), 357—373.
- [5] Carroll, C., "The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992, 23, 61—156.
- [6] Carroll, C., "How Does Future Income Affect Current Consumption?" *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(1), 111—147.
- [7] Carroll, C., "How Important is Precautionary Saving", NBER Working Paper, No. 5194, 1995.
- [8] Deaton, A., "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, 1991, 59(5), 1221—1248.
- [9] Dynan, K., "How Prudent Are Consumers?" *Journal of Political Economy*, 1993, 101(6), 1104—1113.
- [10] Engen, E., and J. Gruber, "Unemployment Insurance and Precautionary Saving", NBER Working Paper, No. 5252, 1995.
- [11] Flavin, M., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income", *Journal of Political Economy*, 1981, 89(5), 974—1009.
- [12] 甘犁、黄枫, "中国城镇职工医疗保险改革评述——基于微观数据的分析", 工作论文, 2009 年。
- [13] Gruber, J., and A. Yelowitz, "Public Health Insurance and Private Savings", *Journal of Political Economy*, 1999, 107(6), 1249—1274.
- [14] 顾昕、方黎明, "自愿性与强制性之间——中国农村合作医疗的制度嵌入性与可持续性发展分析", 《社会学研究》, 2004 年第 5 期, 第 1—18 页。
- [15] Hall, R., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 1978, 86(6), 971—987.
- [16] Hubbard, R., J. Skinner, and S. Zeldes, "Precautionary Saving and Social Insurance", *Journal of Political Economy*, 1995, 103(2), 360—399.
- [17] Kantor, S., and P. Fishback, "Precautionary Saving, Insurance and the Origins of Workers' Compensation", *Journal of Political Economy*, 1996, 104(2), 419—442.
- [18] Kimball, M., "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, 1990, 58(1), 53—73.
- [19] 赖力, "贵州省晴隆县农村合作医疗运行及发展研究", 《中国农村观察》, 2001 年第 1 期。
- [20] 李秉龙、刘丽敏, "中国农村居民储蓄动机分析", 《农村金融研究》, 2005 年第 5 期, 第 36—39 页。
- [21] Lin, W., and X. Lei, "The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?" CCER Working Paper, 2008.
- [22] 刘建国, "我国农户消费倾向偏低的原因分析", 《经济研究》, 1999 年第 3 期, 第 52—58 页。
- [23] 刘亚军, "应重视化解过高的储蓄预防性动机", 《中国统计》, 2003 年第 6 期。
- [24] 刘远立、任苒等, "中国农村贫困地区合作医疗运行的主要影响因素分析——10 个县干预试验结果", 《中国卫生经济》, 2002 年第 4 期, 第 11—16 页。
- [25] 龙志和、周浩明, "中国城镇居民预防性储蓄实证研究", 《经济研究》, 2000 年第 11 期, 第 33—38 页。
- [26] Mao, Z., "Pilot Program of NCMS in China: System Design and Progress", Working Paper, World Bank, 2005.
- [27] 孟昕, "中国城市的失业、消费平滑和预防性储蓄", 《经济社会体制比较》, 2001 年第 6 期, 第 40—50 页。

- [28] Meyer, B., "Natural and Quasi-Experiments In Economics", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13(2), 151—161.
- [29] Pitt, M., "Food Preferences and Nutrition in Rural Bangladesh", *Review of Economics and Statistics*, 1983, 65(1), 105—114.
- [30] Skinner, J., "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings", NBER Working Paper, No. 2336, 1987.
- [31] Strauss, J., "Does Better Nutrition Raise Farm Productivity?" *Journal of Political Economy*, 1986, 94(2), 297—320.
- [32] Wagstaff, A., M. Lindelow, G. Jun, and X. Ling, "Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme", *Journal of Health Economics*, 2009, 28(1), 1—19.
- [33] 吴凤娟, "从沪郊三区县实践谈新型农村合作医疗制度建设", 《管理世界》, 2003年第5期, 第88—95页。
- [34] 臧旭恒、裴春霞, "转轨时期中国城乡居民消费行为比较研究", 《数量经济技术经济研究》, 2007年第1期, 第65—72页。
- [35] Zeldes, S., "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence", *Quarterly Journal of Economics*, 1989, 104(2), 275—298.
- [36] Zhang, Y., and G. Wan, "Liquidity Constraint, Uncertainty and Household Consumption in China", *Applied Economics*, 2004, 36(19), 2221—2229.
- [37] 中国营养学协会, 《中国居民膳食营养素参考摄入量》。北京: 中国轻工业出版社, 2000年。

The Effect of the New Rural Cooperative Medical System on Rural Household Food Consumption

SHUANG MA WENBIN ZANG

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

LI GAN

(*Southwestern University of Finance and Economics, Texas A&M University*)

Abstract The New Rural Cooperative Medical System (NRCMS), as one of the measures to avoid unexpected large medical expenditures, could significantly reduce rural households' future uncertainty and such a reduction of future uncertainty would accordingly increase current consumption. By utilizing data from the 2004 and 2006 China Health and Nutrition Survey, we first estimate a set of pooled OLS regressions and the results show that households enrolled in NRCMS have higher calorie, carbohydrate, fat, and protein intakes than those that did not participate in the program. Our DID and the bias-corrected matching estimator aiming at taking care of the selection problem confirms our OLS regression results.

JEL Classification I11, I18, H4