

非农就业如何影响农村居民家庭消费

——基于总量与结构视角

文洪星 韩青

摘要：本文从增收效应、预期效应、示范效应、挤出效应四个方面构建非农就业影响农村居民家庭消费的分析框架，基于中国家庭追踪调查数据，考虑农村居民参与非农就业的自选择特征和家庭异质性特征，采用倾向分值匹配法和分位数回归模型，从消费总量和消费结构两个层面检验非农就业如何影响农村居民家庭消费。研究发现，非农就业通过改善家庭收入增长性、弱化收入不确定性、强化城镇居民消费对农村居民消费的示范性，促进了农村居民家庭消费增长，但也会增加教育和医疗支出不确定性，从而对家庭消费造成挤出效应。上述四种效应叠加后，非农就业能促使农村居民家庭消费总支出平均提高 13.09%，但这一促进作用随家庭消费总支出的提高而逐渐减弱；非农就业对不同产品类型消费的促进作用存在明显差异：对家庭设备、居住类受流动性约束较强的耐用品消费的促进作用强于对食物、衣着、交通通讯消费的促进作用，对文教娱乐、医疗保健类“软性”消费的影响不显著。进一步研究发现，非农就业对家庭收入为中上水平、存在流动性约束、没有购买商业保险及东部地区农村居民家庭消费的促进作用更明显。本文研究结论不仅为“城镇化是扩大内需的最大潜力”这一经验判断提供了直接证据，也为进一步释放农村消费潜力提供了方向和思路。

关键词：农村居民 非农就业 消费结构 流动性约束 预防性储蓄动机

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

长期以来，中国居民储蓄率始终保持高速增长，居民消费率长期呈下滑趋势，需求约束成为制约中国经济增长的重要因素之一（雷潇雨、龚六堂，2014）。据世界银行 2018 年 3 月发布的数据，2016 年中国居民最终消费率（居民消费总额占 GDP 的比重）仅为 39.01%，比 1990 年下降 9 个百分点，远低于 58.35% 的世界平均水平^①。许多学者从不同视角解释了中国消费疲软的原因（例如齐天翔，2000；万广华等，2001；李实、John Knight，2002；吴敬琏，2005）。普遍认为，城镇化是扩大内需的最大潜力。20 世纪 90 年代以来，中国农村劳动力开始大规模向城镇和非农部门转移。2016 年中国常住人口

^①数据来源：世界银行官网（<https://data.worldbank.org/indicator/NE.CON.PETC.ZS?locations=CN>）。

城镇化率达到 57.35%，比 2000 年提高 21.13 个百分点；农民工总量占农村人口的比例高达 47.77%；农村居民人均工资性收入占比由 2000 年的 31.17% 上升到 2016 年的 40.62%，农村居民人均消费支出占人均收入^①的比例也从 74.12% 增长到 81.93%，但同期农村居民最终消费支出占社会最终消费支出的比例却由 24.52% 下降到 16.03%^②。基于数据的简单对比，并不能得出城镇化起到了促进农村居民消费增长的作用。因此，有必要精确评估农村劳动力非农转移对提升农村居民消费水平的作用效果，这对深入理解农村居民消费行为特征具有重要意义，也可以为充分释放农村消费潜力、扩大内需等提供方向和思路。

理性的农村居民之所以参与非农就业，是因为他们通过重新配置家庭劳动力要素能够获得更多收益，这种收益是否会转化为消费增长以及能在多大程度上转化是本文研究关注的重点。目前，已有少量文献直接讨论了非农就业对农村居民家庭消费的影响。例如，Chang and Mishra（2008）研究发现，在美国，户主非农就业能显著促进家庭食物消费，而其配偶的非农就业收入主要用于医疗保险等其他支出；Mishra et al.（2015）研究发现，非农就业对孟加拉国农村居民食物消费的影响在不同分位点上呈现“倒 U 型”变化。在基于中国农村居民家庭样本的研究中，Zhao（1999）利用四川省数据的研究发现，非农就业对农村居民家庭人均消费的作用很小；杜鑫（2010）利用 CHIP2002 数据的研究发现，农村劳动力异地转移对家庭消费没有显著影响，但就地转移会提高家庭消费水平；而钱文荣、李宝值（2013）却发现，非农就业能显著提高农村居民家庭人均消费水平；谢勇（2011）、易行健等（2014）的研究也证明，外出务工收入对家庭储蓄率有显著负向影响。还有一些学者从社会学视角分析了农民工消费行为、消费结构、消费观念等特征及其代际差异（例如褚荣伟、张晓冬，2011；周贤润，2017），但多为定性分析和统计分析。

以往研究为本文研究提供了基础，但仍需进一步深入：第一，已有文献大多将非农就业收入视为暂时性收入或持久性收入，也有个别学者将劳动力转移看作一种规避风险和缓解流动性约束的方式，以此来解释非农就业对农村居民家庭消费或储蓄行为产生影响的经济机理，实际上都是聚焦讨论持久性收入假说和预防性储蓄动机这两大理论哪一个更适合用来解释中国农村居民消费行为。然而，中国劳动力的迁移过程十分特殊，不仅受户籍制度和传统文化观念的诸多约束，而且受市场机制尤其是农村地区资本市场不完全的影响。在这种情况下，简单地套用国外某一消费理论模型很难清楚解释中国劳动力转移对农村居民家庭消费行为的作用机理，需要从中国农村居民家庭消费的现实情景出发构建综合分析框架。第二，已有研究主要关注非农就业对农村居民人均消费水平或食物消费的影响，缺乏从消费结构视角分析其对不同类型产品消费的影响。而不同类型产品的消费对收入的敏感性以及受流动性约束的程度是不一致的，单价更高产品的消费通常更可能受流动性约束的影响（Cox and Jappelli, 1993）。第三，农村居民是否参与非农就业是基于家庭资源禀赋特征与比较优势自选择的结果，即参与

^①在 2012 年及以前，农村居民人均收入统计的是“人均纯收入”；在 2013 年及以后，统计的是“人均可支配收入”。

^②有关结果根据统计数据计算得到。原始数据的来源为：国家统计局，2001：《中国统计年鉴 2001》，北京：中国统计出版社；国家统计局，2017：《中国统计年鉴 2017》，北京：中国统计出版社。

非农就业和没有参与非农就业的样本并不是随机分布的，而以往研究大多没有考虑由此造成的选择性偏误。

为弥补上述缺陷，本文的主要研究工作与贡献是：第一，从非农就业改善家庭收入增长性、弱化收入不确定性、强化城镇居民消费对农村居民消费的示范性、增加教育和医疗支出不确定性四个方面，构建非农就业^①如何影响农村居民家庭消费的分析框架；第二，考虑到农村居民参与非农就业的“自选择”特征，采用倾向分值匹配法构造一个合理的“反事实”框架修正选择性偏误，并结合分位数回归模型，从消费总量和消费结构两个层次分析非农就业对农村居民家庭消费的影响；第三，采用调节效应模型和分组估计法，分别从正面和侧面检验非农就业影响农村居民家庭消费的四种作用机制。

二、理论分析

（一）非农就业影响农村居民家庭消费的增收效应

根据托达罗人口迁移模型（Harris and Todaro, 1970），城乡工资差距是农村劳动力从农业部门向非农业部门转移的根本诱因，并且，只要这种差距存在，劳动力转移就不会停止。此外，大量劳动力转移还带来间接增收效应：一是引发对土地资源的重新配置，土地转出户因而获得了土地租赁财产性收入，而土地转入户实现了适度规模经营，从而获得规模效益；二是引发对农业生产工具的优化配置，例如利用机械替代流失的农业劳动力，从而提高农业生产效率，获得比较收益。当前，中国正处于城镇化进程快速推进阶段。劳动力大规模转移使得工资性收入跃升为农村居民家庭的首要收入来源，家庭财产性收入不断增加，从而扩展了家庭预算约束边界（钱龙、洪名勇，2016），缓解了流动性约束导致的家庭消费对收入的过度敏感，使得劳动力转移后的农村居民家庭整个生命周期效用函数曲线向上跃升。因此，非农就业能直接和间接地促进农村居民持久增收，从而改变家庭预算约束边界，提高农村居民家庭消费水平。

（二）非农就业影响农村居民家庭消费的预期效应

当前，中国正处于转型时期，不可避免面临着各种不确定性因素。Zeldes（1989）认为，消费者在未来不确定的情况下，当期实际消费水平比根据有关消费理论（例如预期效用学派）推导出来的消费水平低，两者的差额为“预防性储蓄”。当消费者预期未来某些时期可能会出现收入下降时，为了预防被迫降低消费水平所带来的痛苦，通常会留有一定预防性储蓄。并且，对未来收入的不确定性预期越大，预防性储蓄越多（马双等，2010）。农业经营容易受环境、气候、灾害等自然因素以及社会经济因素的冲击，这就需要通过农业保险或一系列非正式的转移支付来分担风险。随着中国劳动法律法规和社会保障体系的逐步完善，农民外出非农就业的法律保障和社会认同已经得到重视，尤其是新生代农民工大多与就业单位签订劳务合同，并且依法享有医疗保险、养老保险等社会福利。农村劳动力在农业部门和非农业部门之间的分配可以看作是弥补中国农业保险市场和信贷市场发展不足这一短板的

^①在本文研究中，非农就业的范畴只涵盖农村居民外出务工（每周工作不少于20小时）或从事非农经营（个体经营、开办私营企业），不包括本地务工、农业自雇、农业打工、打散工等。

一种家庭内部风险分担机制，它能够一定程度上提高农村居民家庭收入的多样性和稳定性，降低未来收入的不确定性。并且，当农村居民将这种稳定的收入预期视为持久性收入时，预防性储蓄动机对消费的挤占效应将极大地被弱化，从而有利于实现家庭消费的跨期平滑。

（三）非农就业影响农村居民家庭消费的示范效应

农村劳动力在城乡流动过程中所面临的消费空间会发生重大变化，市场的扩大和人口的聚集使人们之间的交流机会增多，城乡居民的消费偏好和消费习惯相互渗透，从而产生“偏好外部性”。这种“偏好外部性”不仅促使人们的消费习惯趋同，而且在消费品数量和种类上易使人们互相攀比（Waldfoegel, 2003），形成以下两种消费示范效应：一是来自城镇居民的直接示范效应，即城镇居民对进城务工者的直接示范作用。农民工进入城市后，其所具有的农村传统消费观念、消费意识、文化心理等潜移默化地受到城市生活的冲击，他们会不自觉地学习和模仿城镇居民的消费习惯和消费方式。二是城镇居民的间接示范效应，即进城务工者在城乡之间往返，将城镇居民的消费习惯和消费方式传递给留守的家庭成员，甚至扩散影响整个村庄。这种消费示范会让农村居民产生强烈的羡慕感和虚荣心，从而抑制其预防性储蓄动机并使其产生攀比性消费甚至超前消费（周建、杨秀祯，2009）。

（四）非农就业影响农村居民家庭消费的挤出效应

农村劳动力在城乡流动过程中还会产生两类挤出效应：一是原本生活在农村的劳动力进入城市后不能再居住自家房屋，不能再主要消费自家生产的粮食、蔬菜等，而必须在住房、食物、交通等方面以现金形式支付更高生活成本，这在既定收入下通过预算约束机制挤占了其他消费支出；二是受制于城乡二元体制，农民工并不能享受与城镇居民同等水平的基本公共服务，他们在享受这些公共服务的过程中往往由于户籍歧视而需支付额外费用，支出的不确定性增加，进而其预防性储蓄动机将得到强化。例如，随迁子女教育成本及自身医疗保健支出的增加反过来也可能会抑制他们对城镇居民消费行为的模仿，使他们产生更强烈的“警示性”和“挫败感”（钟成林，2015）。尤其深受“再苦不能苦孩子，再穷不能穷教育”等传统观念的影响，父辈们希望通过提高子女受教育水平来实现“跳出农门”的夙愿，这将更加激发其增加储蓄来“减缓”未来子女教育支出不确定性带来的冲击。

（五）非农就业影响农村居民家庭消费机制的总结

以上分析表明，非农就业通过三条途径促进农村居民家庭消费增长：一是改善家庭收入的增长性，扩展农村居民家庭预算约束边界，即增收效应；二是弱化收入的不确定性，降低农村居民预防性储蓄动机，即预期效应；三是强化城镇居民消费对农村居民消费的示范性，改变农村居民的传统消费习惯和消费方式，即示范效应。受城乡二元体制的约束，参与非农就业的农村居民在城乡流动过程中的家庭教育支出和医疗支出的不确定性可能会增加，其预防性储蓄动机可能因此增强，从而对家庭消费产生挤出效应。上述四类效应可以用图1来描述，其正反效应的叠加效果如何，是本文关注的第一个问题。同时，不同类型产品的消费对收入冲击的敏感性以及受流动性约束的程度是不一致的，非农就业是否会带来农村居民家庭消费结构的转换升级，是本文关注的第二个问题。另外，由于家庭贫富差距及风险偏好等异质性特征的存在，非农就业对农村居民家庭消费的影响在不同特征家庭之间是否存在显著差异以及这种差异产生的原因，是本文关注的第三个问题。

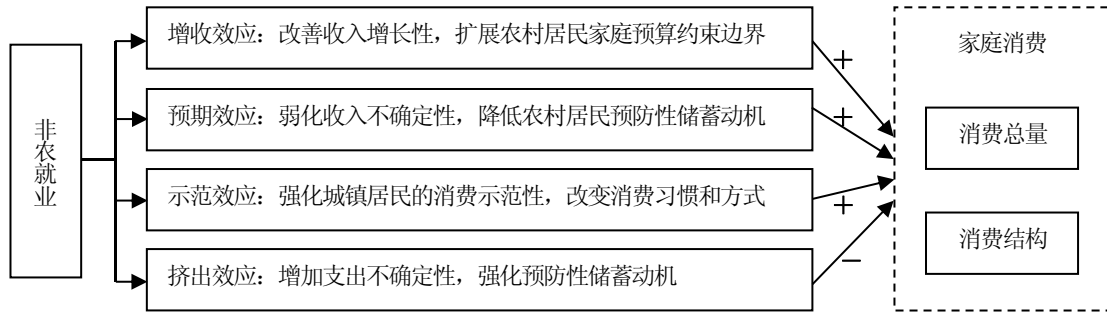


图1 非农就业影响农村居民家庭消费的机制

三、研究设计：方法、变量与数据

(一) 研究方法

本文研究分四步进行：第一步，采用倾向分值匹配法（propensity score matching, PSM）修正农村居民参与非农就业的选择性偏误，检验非农就业对农村居民家庭消费总量和消费结构的平均影响；第二步，采用分位数回归模型，检验非农就业对农村居民家庭消费总量和消费结构在不同消费支出分位点上的非线性影响；第三步，采用调节效应模型，直接检验非农就业影响农村居民家庭消费的四种作用机制；第四步，按照家庭特征将样本进行分组，通过分析非农就业对不同特征农村居民家庭消费总支出的差异性影响及其产生原因，从侧面对上述四种作用机制进行稳健性检验。

1.PSM。为了估计非农就业对农村居民家庭消费的平均影响，最直观的方法是比较参与非农就业的家庭和没有参与非农就业的家庭两者的消费支出。定义农村居民家庭消费支出方程为：

$$\ln C_i = X_i\beta + \delta D_i + \mu_i \quad (1)$$

(1) 式中，下标 i 代表家庭， $\ln C_i$ 代表家庭消费支出的对数， D_i 代表家庭参与非农就业的状况，向量 X_i 代表影响农村居民家庭消费支出的其他控制变量， μ_i 代表随机误差项。

若农村居民家庭参与非农就业的概率是随机分布的，则 (1) 式中参数 δ 能够无偏地反映非农就业对农村居民家庭消费支出的影响。事实上，家庭劳动力在农业部门与非农业部门之间的分配并不是严格外生的，而是农村居民基于家庭资源禀赋特征与比较优势自选择的结果。因而，直接进行 OLS 估计会造成 $Cov(D_i, \mu_i)$ 不为 0，导致 δ 有偏。

处理自选择问题的常用方法包括工具变量法、Heckman 两步法、PSM 等。PSM 不需要事先假定函数形式、参数约束及误差项分布，也不要求自变量为外生 (Heckman and Vytalacil, 2007)，比其他方法更具优势。本文研究中运用 PSM 的基本思路是：基于没有参与非农就业的样本家庭，为每个参与非农就业的家庭构造一个没有参与非农就业的样本家庭，并保证两个样本家庭除了非农就业选择方面不同外，其他特征均相似。两个样本家庭消费支出的差值便可看作是同一个体两次不同实验（参与或没有参与非农就业）的结果，即参与非农就业对农村居民家庭消费的平均处理效应（average treatment effect on the treated, ATT），其表达式为：

$$ATT = E(\ln C_{Ti} | D_i = 1) - E(\ln C_{Ui} | D_i = 1) \quad (2)$$

(2) 式中, 下标 T 、 U 分别代表处理组和控制组。由于在同一时间节点上个体只能处于一种状况 (要么参与, 要么没有参与), 如果农村居民家庭参与非农就业, 则只能观测到 $E(\ln C_{Ti} | D_i = 1)$, 而不能观测到其“反事实”结果 $E(\ln C_{Ui} | D_i = 1)$ 。依据 Rosenbaum and Rubin (1985) 的“可忽略性”假设, 可以“依可测变量选择”找到控制组家庭 j , 使得家庭 j 与处理组家庭 i 的可观测特征变量取值尽可能相似 (即 $H_i \approx H_j$), 则家庭 j 与家庭 i 进入处理组的条件概率相近 (即具有相同的倾向匹配得分), 从而构造一个统计对照组。假设用 Mig_i 表示农村居民家庭 i 参与非农就业的效用和没有参与非农就业的效用之差, 只有当它大于 0 时, 家庭 i 才会选择参与非农就业。因此, 农村居民家庭是否参与非农就业的决策源于以下选择方程:

$$Mig_i = H_i \beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$D_i = \begin{cases} 1, & Mig_i > 0 \\ 0, & Mig_i \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

(3) 式中, H_i 为影响农村居民家庭参与非农就业决策的一组协变量, 包括家庭消费支出方程 (1) 式中的所有控制变量; ε_i 是不可观测的异质性误差项。虽然 Mig_i 不可观测, 但家庭是否参与非农就业的结果状态能够被观测到, 因而, 本文采用以往文献中常用的 Probit 模型来估计在给定一组可观测的特征变量 H 的情况下农村居民家庭 i 参与非农就业的条件概率 $p(H_i) = \text{Prob}(D_i = 1 | H_i)$ 。根据每个农村居民家庭的倾向匹配得分, 从落在“共同支撑域”的匹配成功样本中, 为每个参与非农就业的农村居民家庭匹配一个或多个倾向分值与其“足够接近”的没有参与非农就业的农村居民家庭, 从而构造一个“反事实”结果 $E(\ln C_{Ui} | D_i = 1)$ 的替代指标。

由此, (2) 式可以进一步表述为:

$$ATT = E_{p(H_i)|D_i=1} [E(\ln C_{Ti} | p(H_i), D_i = 1) - E(\ln C_{Ui} | p(H_i), D_i = 1)] \quad (5)$$

为保证样本匹配质量, 匹配方法采用常见的核匹配, 窗宽采用以往文献中最常用的 0.06 (例如程令国等, 2013), 并以窗宽为 0.1 的核匹配和最邻近匹配法进行辅助检验, 以确保结果的稳健性。

2.分位数回归模型。PSM 虽然能较好地解决样本的选择性偏误问题, 但只能表达非农就业影响农村居民家庭消费的平均处理效应。事实上, 自变量 S_i (此处 S_i 包括非农就业和其他影响家庭消费的控制变量) 对因变量 C_i (家庭消费) 条件分布 ($C_i | S_i$) 的影响可能因不同家庭的异质性特征而存在显著差异。Koenker and Bassett (1978) 提出的分位数回归法不仅可以估计自变量对因变量在扰动项的

不同分位点上的异质性影响，而且对因变量异常值的处理具有可靠的稳健性。农村居民家庭参与非农就业具有自选择性，这使得标准的分位数回归会产生有偏估计。为解决这一问题，笔者在标准分位数回归框架下，先进行倾向分值匹配，在获得匹配样本后，建立如下分位数回归方程：

$$Quant_{\theta}(\ln C_i | S_i) = S_i \rho^{\theta} \quad (6)$$

(6) 式中， ρ^{θ} 为分位数估计系数向量； $Quant_{\theta}(\ln C_i | S_i)$ 表示因变量 $\ln C_i$ 在给定一组变量 S_i 的情况下与分位点 θ 对应的条件分位数。 $\hat{\rho}^{\theta}$ 通过最小化绝对离差得到：

$$\hat{\rho}^{\theta} = \min \left\{ \sum_{i, \ln C_i \geq S_i \rho^{\theta}} \theta |\ln C_i - S_i \rho^{\theta}| + \sum_{i, \ln C_i < S_i \rho^{\theta}} (1 - \theta) |\ln C_i - S_i \rho^{\theta}| \right\} \quad (7)$$

3. 调节效应模型。为了检验非农就业影响农村居民家庭消费的四条作用路径，建立如下四个调节效应模型：

$$\ln C_i = X_i \beta + \delta D_i + \lambda_1 I_i + \varphi_1 D_i \times I_i + v_{1i} \quad (8)$$

$$\ln C_i = X_i \beta + \delta D_i + \lambda_2 E_i + \varphi_2 D_i \times E_i + v_{2i} \quad (9)$$

$$\ln C_i = X_i \beta + \delta D_i + \lambda_3 Q_i + \varphi_3 D_i \times Q_i + v_{3i} \quad (10)$$

$$\ln C_i = X_i \beta + \delta D_i + \lambda_4 N_i + \lambda_5 M_i + \varphi_4 D_i \times N_i + \varphi_5 D_i \times M_i + v_{4i} \quad (11)$$

(8) ~ (11) 式分别代表增收效应模型、预期效应模型、示范效应模型、挤出效应模型； I_i 、 E_i 、 Q_i 、 N_i 、 M_i 分别代表收入增长性、收入不确定性、城乡消费水平差距、教育支出不确定性和医疗支出不确定性的测量变量； δ 、 $\lambda_1 \sim \lambda_5$ 分别表示非农就业与上述四类测量变量对农村居民家庭消费影响的主效应； $\varphi_1 \sim \varphi_5$ 表示非农就业在家庭消费与四类测量变量之间发挥的调节作用，分别用来检验非农就业通过增收效应、预期效应、示范效应、挤出效应对农村居民家庭消费的影响； $v_{1i} \sim v_{4i}$ 表示随机误差项。

(二) 变量设置与说明

1. 家庭消费。因变量包括两类：一是家庭消费总支出^①，用来度量非农就业对农村居民家庭消费总量的影响；二是家庭消费结构，具体包括食物支出、衣着支出、居住支出、家庭设备支出、文教娱乐支出、医疗保健支出、交通通讯支出、其他消费支出。

2. 非农就业状况。为了便于匹配估计，本文将这一变量设为虚拟变量。若农村居民家庭有外出务工收入，或家庭成员中有人从事个体经营或开办私营企业，视该家庭参与非农就业，定义 $D_i=1$ ；否则，定义 $D_i=0$ 。

3. 收入增长性。收入增长性不仅反映为家庭收入水平的提高，而且可以体现为收入增长能力的改善。借鉴王健宇、徐会奇（2010）的研究，本文研究中采用家庭纯收入对数的增量衡量收入增长性。

4. 收入不确定性。收入不确定性状况一般无法被直接观测。借鉴钱文荣、李宝值（2013）的研究，

^①文中所有变量若无特别说明是“上期”的，指的都是2014年调查数据。

本文研究中采用两步法测度收入不确定性：第一步，将家庭收入分解为持久性收入和暂时性收入两部分，并定义收入方程为：

$$\ln(\text{Income}_i) = Z_{1i}\alpha + \delta_1'D_i + \pi_i \quad (12)$$

(12) 式中， Income 代表家庭纯收入； Z_{1i} 代表影响家庭收入的特征向量，具体包括个体特征（户主年龄、性别、婚姻状况、受教育程度）和家庭特征（家庭规模、土地资产、劳动力比例）。 $Z_{1i}\alpha + \delta_1'D_i$ 代表持久性收入部分，随机误差项 π_i 代表暂时性收入部分。

第二步，利用第一步回归得到的暂时性收入的平方项衡量收入不确定性的“幅度”。Carrol et al. (1992) 在缓冲存货模型中指出“不确定性”是一种“不利于消费”的“风险”，即收入意外下降的风险或支出意外增多的风险。若不区分收入不确定性的方向，则会将不确定性界定为“有利于消费”的收入意外增多或支出意外减少，与理论分析不符（钱文荣、李宝值，2013）。鉴于此，本文将收入不确定性的符号定义为，当暂时性收入 $\pi_i < 0$ 时，对平方项添加负号，表示收入意外下降的风险；反之，则取正号。

5. 城镇居民消费的示范性。城镇居民消费对农村居民消费的示范性无法被直接观测，需寻找代理变量。周建、杨秀祯（2009）发现，城镇居民消费对农村居民消费具有正向示范效应，城乡消费水平差距越大，城镇居民消费对农村居民消费的示范性空间越大，越能激发农村居民模仿城镇居民的消费方式。受此启发，本文采用上期（2012年）城镇居民人均消费支出对数减去上期农村居民人均消费支出对数来表示城乡居民消费水平差距，以此作为城镇居民消费对农村居民消费的示范性的代理变量。上期城乡居民消费水平差距越大，城镇居民消费对农村居民消费的示范作用越大，越能激发农村居民增加本期消费支出。因此，可以通过观测非农就业和上期城乡居民消费水平差距的交互项与本期农村居民家庭消费支出的关系，考察非农就业引致的示范效应。

6. 支出不确定性。由于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据中无法剥离出基本生活成本，本文用教育支出和医疗支出不确定性作为家庭支出不确定性的代理变量。与收入不确定性变量的测度思路类似，第一步，定义教育支出方程、医疗支出方程分别为：

$$\ln(\text{Expense}_{\text{edu}}) = Z_{2i}\gamma + \delta_2'D_i + \omega_i \quad (13)$$

$$\ln(\text{Expense}_{\text{medi}}) = Z_{3i}\zeta + \delta_3'D_i + \tau_i \quad (14)$$

(13) 式和 (14) 式中， $\text{Expense}_{\text{edu}}$ 、 $\text{Expense}_{\text{medi}}$ 分别代表教育支出、医疗支出； Z_{2i} 、 Z_{3i} 分别代表影响教育支出和医疗支出的特征向量，包括个体特征（户主年龄、性别、婚姻状况、受教育程度）和家庭特征（家庭规模、家庭人均纯收入、老年人比例、孩子比例）； ω_i 、 τ_i 分别代表随机性教育支出、随机性医疗支出。

第二步，分别用随机性教育支出、随机性医疗支出的平方项衡量支出不确定性的“幅度”，然后定义支出不确定性的符号。当 $\omega_i > 0$ 、 $\tau_i > 0$ 时，将平方项添加正号，表示支出意外增加的风险；反之，则取负号。

7.其他变量。参照已有研究,本文选取的匹配变量包括:①户主特征^①。户主在家庭决策中发挥着至关重要的作用,且年轻、受教育程度高的劳动力参与非农就业的概率一般更大,但到一定年龄后这一概率又会下降,因而,年龄与农村劳动力的非农就业概率是非线性关系(宁光杰,2012)。另外,户主性别及婚姻状况也会影响家庭决策(Mishra et al., 2015; 李江一、李涵,2017)。本文研究中引入户主的年龄及年龄平方、性别、受教育程度、婚姻状况5个变量,来控制户主特征有关因素的影响。②家庭特征。家庭特征是影响家庭消费决策和家庭劳动力资源配置的重要因素(周波、陈昭玖,2011; 李江一、李涵,2017)。本文主要关注家庭经济状况和人口特征的影响,并将家庭经济状况测量为人均纯收入、金融资产、土地资产、金融负债4个变量,将家庭人口特征测量为家庭规模以及反映人口结构的孩子比例、老年人比例3个变量。③村庄特征。与钱龙、洪名勇(2016)的研究类似,引入村庄的交通情况(指以最常用的交通方式,例如骑车、乘汽车、乘火车等,从村委会到本县县城平均花费的时间)、经济发展水平2个变量控制村庄特征因素的影响。④地域。不同地区之间劳动力市场发展程度及经济发展水平等存在较大差异,引入省份虚拟变量控制这一层面因素的影响。

(三) 数据来源与描述性统计

本文使用的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的CFPS数据集。这一调查采用县(区)、村(社区)、家庭三阶段不等概率的整群抽样方式,在三个阶段均按照人口比例随机抽样,总样本规模为13946户,覆盖全国25个省(区、市)^②。本文主要使用2014年调查数据,由于个别变量需要使用2012年调查数据,研究中对数据集进行了如下处理:一是将两期的个人、家庭、社区三个层次的数据进行合并匹配,保留两期都被调查的农村住户;二是剔除个人、家庭、村庄特征等关键信息缺失的样本。最终得到有效样本5075户,分布于24个省(区、市)^③、167个县(区)、266个村庄,平均每村约19户。其中,外出务工家庭在样本中的比例为57.4%,从事非农经营的家庭在样本中的比例为6.62%。

表1给出了参与非农就业家庭组 and 没有参与非农就业家庭组主要变量的描述性统计结果,以及两类家庭在消费总量和消费结构上的差异。从消费总量来看,参与非农就业的家庭消费总支出比没有参与非农就业的家庭平均高出13106.02元。从消费结构来看,参与非农就业的家庭的各项消费支出均高于没用参与非农就业的家庭,其中居住、家庭设备和食物三类消费支出的差异最大。从各项消费支出所占比例来看,现阶段农村居民家庭消费支出仍然集中在食物、居住等基本生活消费品上,文教娱乐、医疗保健消费相对不足。直观来看,非农就业对促进农村居民家庭消费具有积极影响。但参与非农就业是农村居民的自选择行为,表1中各项家庭消费支出的均值差异是否是参与非农就业的必然结果,

^①由于CFPS数据中没有明确的家庭户主信息,本文以家庭“财务回答人”作为“代理户主”。相对于名义户主,家庭“财务回答人”更可能对家庭决策尤其是家庭消费决策产生影响。

^②不包括新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南和港澳台地区,这25个样本省(区、市)的人口占全国总人口(不含港澳台地区)的95%。

^③北京市的108个被访家庭均为城镇户籍。

需建立计量模型来检验。

需要说明的是,表1中参与非农就业家庭比没有参与非农就业家庭的村庄人均纯收入低837.55元。本文认为,其原因可能在于:一是文中统计的是2012年村庄人均纯收入,而是否参与非农就业是依据2014年调查数据分组的,有可能2012年参与非农就业的家庭在2014年却没有参与非农就业,例如近年来农村外出劳动力加速回流,当回流劳动力比例较高时就可能出现上述统计结果所描述的情况;二是家庭收入水平与劳动力转移的可能性之间是“倒U型”关系(盛来运,2007),非农就业决策本身存在反向选择问题,农业收入越高的家庭,参与非农就业的概率越低(周波、陈昭玖,2011)。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名称	变量定义	参与非农就业组 (N=2913)		没有参与非农就业组 (N=2162)		均值差
		均值	标准差	均值	标准差	
消费总支出	家庭消费总支出(元)	49343.09	57180.73	36237.07	46664.86	13106.02
食物支出	家庭食物支出(元)	11483.44	10181.76	9484.02	9931.51	1999.42
衣着支出	家庭衣着支出(元)	1938.35	2296.78	1522.04	2704.22	416.31
居住支出	家庭居住支出(元)	8317.30	31163.86	6103.23	29177.22	2214.07
家庭设备支出	家庭设备支出(元)	5109.52	16968.32	3079.56	11709.78	2029.96
文教娱乐支出	家庭文教娱乐支出(元)	3586.47	6844.92	2658.92	6052.09	927.55
医疗保健支出	家庭医疗保健支出(元)	4704.39	13680.58	4253.76	9935.87	450.63
交通通讯支出	家庭交通通讯支出(元)	3727.71	4171.19	2846.61	4075.65	881.11
其他消费支出	家庭其他消费支出(元)	492.96	1672.77	361.75	1710.67	131.21
户主特征						
年龄	户主年龄(岁)	48.02	12.09	53.39	14.73	-5.37
年龄平方	户主年龄平方/100	24.52	11.75	30.67	15.54	-6.15
性别	户主性别。男=1;女=0	0.56	0.50	0.62	0.49	-0.06
婚姻状况	户主婚姻状况。已婚=1;其他=0	0.90	0.30	2.08	0.36	0.06
受教育程度	文盲、半文盲=1;小学=2;初中=3;高中、中专、技校、职高=4;大专=5;本科=6;硕士及以上=7	2.19	1.07	0.84	1.09	0.10
家庭特征						
人均纯收入	上期(2012年)家庭人均纯收入(元)	9948.72	13253.23	8298.44	10736.96	1650.28
金融资产	家庭金融资产的价值(元)	20836.09	45537.13	16770.90	47425.29	4065.19
金融负债	家庭是否有非房贷性金融负债?有=1;没有=0	0.23	0.42	0.17	0.38	0.06
土地资产	家庭土地资产价值(元)	38347.62	86603.53	46228.84	104083.9	-7881.22
家庭规模	家庭同灶吃饭人数(个)	4.41	1.86	3.48	1.83	0.93
老年人比例	60岁及以上人口比例	0.12	0.21	0.33	0.40	-0.21
孩子比例	16岁及以下人口比例	0.21	0.81	0.16	0.19	0.05
村庄特征						

非农就业如何影响农村居民家庭消费

交通情况	从村委会到本县县城平均花费的时间 (小时)	4.03	9.71	4.99	11.22	-0.97
经济发展水平	上期(2012年)村庄人均纯收入(元)	4807.90	4084.60	5645.45	4782.00	-837.55

注：表中价值型变量（9个支出变量、人均纯收入、金融资产、土地资产、经济发展水平）以自然对数形式进入模型，变量取值为0时，先加1再取对数。用上期（2012年）家庭人均纯收入来衡量家庭收入水平的原因是，匹配变量应是影响非农就业决策但不受非农就业决策影响的变量，上期家庭人均纯收入显然会影响当期非农就业决策，但当期非农就业决策不会影响上期家庭收入。采用上期（2012年）村庄人均纯收入测量村庄经济发展水平的理由类似。表中除特别说明的外，其他变量反映的都是2014年的情况。

四、非农就业影响农村居民家庭消费的结果分析

（一）非农就业对农村居民家庭消费总支出与消费结构的平均影响测算

样本匹配完成后需要对匹配质量进行检验，只有处理组与控制组两组样本之间匹配变量的差异已经被消除，才表明匹配控制组是一个合理的反事实。平衡性检验结果^①显示，对样本进行匹配处理后，处理组与控制组之间所有匹配变量的标准化偏差均小于10%，符合Rosenbaum and Rubin（1985）提出的标准化偏差应小于20%的建议，并且t检验不能拒绝处理组与控制组无系统性差异的原假设。此外，根据Leuven and Sianesi（2003）的研究，Pseudo-R²在匹配后应该比匹配前低，LR统计量应不显著。表2中所有模型的检验结果均符合要求。

表2报告的用四种不同匹配方法测算的结果表明，非农就业使农村居民家庭消费总支出平均提高13.09%^②，且在1%的统计水平上显著。这意味着，非农就业能够促进农村居民家庭年度消费总支出提高5728.16元^③，这为“城镇化是扩大内需的最大潜力”这一经验判断提供了直接的实证依据。不过，这一影响远小于描述性统计分析结果（36.17%）和匹配前的估计结果（39.9%）。这说明，忽略农村居民参与非农就业的“自选择”问题会高估非农就业对家庭消费总量的影响。

表2中的结果表明，非农就业对不同类型产品消费的促进作用存在明显差异，但并没有改变农村居民家庭的消费结构偏向：仍然偏向于家庭设备、居住、食物消费，在文教娱乐、医疗保健方面的消费不足。具体表现为，非农就业对农村居民家庭设备、居住消费的促进作用最大，分别提高24.48%（1039.11元）和20.08%（1480.72元）。这与近几年来许多三线、四线城市房价快速上涨以及农村新建住房和旧房翻新频率加快的现实基本相符。非农就业对农村居民家庭食物、衣着和交通通讯消费的影响程度比较接近，分别提高5.55%（590.06元）、8.11%（142.82元）和8.55%（286.63元）。非农就业对农村居民家庭文教娱乐和医疗保健消费的影响不显著。其中，非农就业对农村居民家庭文教娱乐消费影响不显著的原因可能是，在参与非农就业的家庭中，子女随迁到城镇的比例在逐年增加，这虽

^①限于篇幅，本文没有报告匹配变量的平衡性检验结果及倾向分值函数的估计结果。若读者感兴趣，可向作者索取。

^②根据 $\exp(0.123) - 1$ 得到，下同。

^③按均值计算，下面计算方法同。

然会增加补习、文具用品等支出，但也会减少住宿、伙食等支出（现阶段很多地区农村中小学实行寄宿制），这就可能导致非农就业对加总后的文教娱乐支出影响不显著。非农就业对农村居民家庭医疗保健消费影响不显著的原因可能是，农村居民家庭医疗保健支出主要为基本医疗支出，而根据2015年《全国卫生和计划生育事业发展统计公报》^①，现阶段新农合参保率已达98.8%，农村医保制度的不断健全使农村居民因贫“不看病”“少看病”的情况得到有效缓解。

表2 非农就业对农村居民家庭消费总支出和消费结构的 ATT 测算结果

消费支出类型	核匹配法 (窗宽为0.06)		核匹配法 (窗宽为0.1)		最邻近匹配法 (1:5 匹配)		最邻近匹配法 (1:10 匹配)		平均
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	
消费总支出	0.124***	0.032	0.133***	0.032	0.119***	0.033	0.117***	0.032	0.123
食物支出	0.053*	0.029	0.062**	0.028	0.050	0.034	0.049	0.035	0.054
衣着支出	0.072**	0.034	0.079***	0.033	0.080**	0.040	0.080**	0.039	0.078
居住支出	0.176***	0.046	0.179***	0.046	0.194***	0.048	0.181***	0.047	0.183
家庭设备支出	0.210***	0.050	0.219***	0.050	0.226***	0.052	0.219***	0.051	0.219
文教娱乐支出	0.003	0.072	0.003	0.071	0.047	0.076	0.023	0.074	0.019
医疗保健支出	0.043	0.051	0.055	0.051	0.034	0.054	0.038	0.053	0.043
交通通讯支出	0.084***	0.027	0.092***	0.035	0.079**	0.037	0.074**	0.038	0.082
其他支出	0.126***	0.039	0.137***	0.039	0.110**	0.048	0.133***	0.045	0.127

注：采用 bootstrap 抽样 200 次得到置信区间；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

（二）非农就业对农村居民家庭消费总支出与消费结构的非线性影响

由于 PSM 只能表达非农就业影响农村居民家庭消费的平均处理效应，但本文更关注非农就业在消费支出不同分位点上对农村居民家庭消费的影响差异。因而，本节在倾向分值匹配的基础上，对匹配成功的样本采用分位数回归方法考察非农就业对农村居民家庭消费的非线性影响。

表3中的估计结果显示，非农就业对农村居民家庭消费总支出的促进作用在各分位点上均通过1%统计水平的显著性检验，并随着家庭消费总支出的提高呈现先上升后下降再上升的“N型”曲线特征（见图2中的a图），两个拐点分别出现在20分位点和70分位点附近。这说明，非农就业带来的持久性增收效应虽在一定程度上促进了农村居民家庭消费，但对于大多数家庭而言，这种促进作用会随着家庭消费水平的提高而递减，这种持久性增收并不会完全转化为消费的增长。由此可见，持久性收入假说对于中国农村居民消费行为的解释并不绝对成立。

在对消费结构的影响方面，第一，非农就业对农村居民家庭食物消费的促进作用随食物消费水平的提高呈现先上升后下降的“倒U型”曲线特征（见图2中的b图）。这与 Mishra et al. (2015) 基于孟加拉国得到的研究结果相同，但该研究中非农就业在各分位点上的影响系数均小于本研究的相应结果，这可能与中国农村居民家庭食物消费对非农就业的增收效应具有更强的敏感性有关。第二，非农

^①见 <http://www.moh.gov.cn/guihuaxxs/s10748/201607/da7575d64fa04670b5f375c87b6229b0.shtml>。

就业对农村居民家庭交通通讯支出的影响随交通通讯支出的增加也呈现先上升后下降的“倒U型”曲线特征（见图2中的h图），在30分位点上达到最高水平，此时非农就业可使农村居民家庭交通通讯支出平均提高16.88%。第三，在40分位点之前，非农就业对农村居民家庭衣着消费的促进作用不显著，达到50分位点后，能使农村居民家庭衣着支出平均提高10%左右。这说明，只有农村居民家庭衣着消费支出达到一定水平后，非农就业才会显著促进农村居民家庭衣着消费。第四，非农就业对农村居民家庭居住消费的影响随其居住支出的增加逐步增强，尤其在达到60分位点后呈大幅上升趋势。第五，非农就业对农村居民家庭设备消费的促进作用随着家庭设备支出的增加呈现先上升后下降再上升再下降的“M型”曲线特征（见图2中的e图），两个峰值分别出现在10分位点和80分位点附近，此时非农就业可使农村居民家庭设备消费支出分别提高20.92%和34.18%。第六，非农就业对农村居民家庭文教娱乐和医疗保健消费的影响在各分位点上均不显著。

表3 非农就业对家庭消费总支出和消费结构在不同分位点上的影响

消费支出类型	10分位点	30分位点	50分位点	70分位点	90分位点
消费总支出	0.101*** (0.036)	0.141*** (0.029)	0.123*** (0.027)	0.101*** (0.032)	0.186*** (0.052)
食物支出	0.031 (0.031)	0.091*** (0.033)	0.099*** (0.031)	0.074** (0.036)	0.041 (0.029)
衣着支出	0.060 (0.062)	0.041 (0.038)	0.105*** (0.036)	0.094*** (0.033)	0.112*** (0.038)
居住支出	0.087 (0.055)	0.144*** (0.054)	0.127*** (0.042)	0.172*** (0.041)	0.418*** (0.104)
家庭设备支出	0.190*** (0.059)	0.109* (0.062)	0.200*** (0.060)	0.264*** (0.064)	0.220*** (0.072)
文教娱乐支出	0.043 (0.122)	0.030 (0.076)	0.009 (0.085)	0.023 (0.072)	0.089 (0.068)
医疗保健支出	0.037 (0.079)	0.064 (0.076)	0.004 (0.060)	-0.032 (0.053)	-0.074 (0.089)
交通通讯支出	0.124** (0.054)	0.156*** (0.036)	0.146*** (0.035)	0.112*** (0.033)	-0.032 (0.045)
其他支出	0.154** (0.065)	0.160*** (0.043)	0.052 (0.046)	0.093* (0.048)	0.077 (0.087)

注：采用 bootstrap 抽样 400 次得到置信区间；括号内结果为标准误。限于篇幅，本文没有报告控制变量的估计结果；

*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

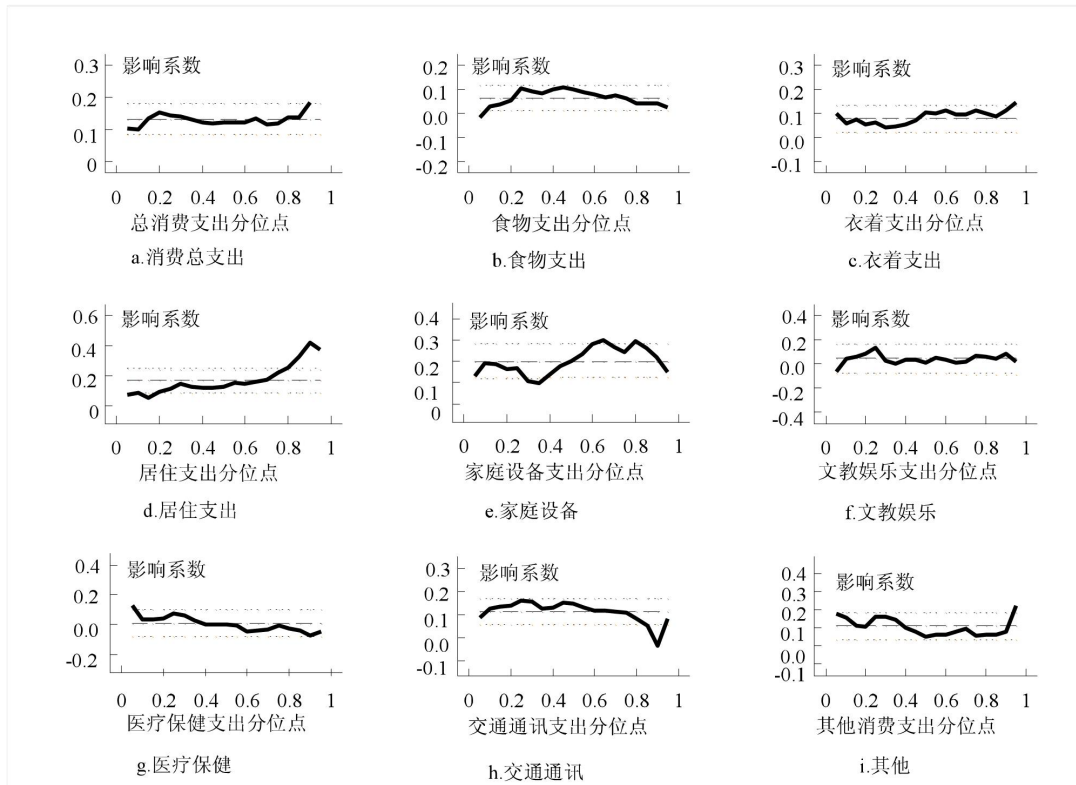


图2 非农就业对家庭消费分位数回归的系数变化情况

注：图中较粗虚线表示非农就业对家庭消费影响的OLS回归估计值；实线表示分位数回归估计值。

（三）非农就业对农村居民家庭消费总支出的影响机制检验

基于匹配成功的样本检验非农就业对农村居民家庭消费总支出的影响机制，得到结果见表4。在增收效应模型中，非农就业状况与收入增长性的交互项、收入增长性对家庭消费总支出的影响系数都为正，说明非农就业能够强化收入增长性对家庭消费总支出的正向影响。在预期效应模型中，收入不确定性对家庭消费总支出的影响系数为负^①，而非农就业状况与收入不确定性的交互项对家庭消费总支出的影响系数为正，说明非农就业能够弱化收入不确定性对家庭消费总支出的负向影响。在示范效应模型中，非农就业状况与城乡消费水平差距的交互项、城乡消费水平差距对家庭消费总支出的影响系数均为正，说明非农就业能强化城镇居民消费对农村居民消费的正向示范效应。在挤出效应模型中，非农就业状况与教育支出不确定性的交互项、教育支出不确定性对家庭消费总支出的影响系数均为负，说明非农就业会强化教育支出不确定性的挤占作用；而医疗支出不确定性的挤出效应缺乏显著性。在其他因素不变的情况下，家庭纯收入增长性、城乡消费水平差距每提高10个百分点，非农就业对农村居民家庭消费总支出的促进作用分别提高1.53个和0.64个百分点；收入不确定性每下降10个

^①模型中加入非农就业状况与收入不确定性的交互项后，收入不确定性对农村居民家庭消费总支出的影响变得不再显著。

单位、教育支出不确定性每增加 10 个单位，非农就业对农村居民家庭消费总支出的促进作用和挤占作用分别增加 0.26 个和 0.27 个百分点。

表 4 非农就业对农村居民家庭消费总支出的影响机制检验

变量名称	增收效应		预期效应		示范效应		挤出效应	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
非农就业状况×收入增长性	0.153***	0.020	—	—	—	—	—	—
非农就业状况×收入不确定性	—	—	0.026*	0.014	—	—	—	—
非农就业状况×城乡消费水平差距	—	—	—	—	0.064*	0.038	—	—
非农就业状况×教育支出不确定性	—	—	—	—	—	—	-0.027**	0.011
非农就业状况×医疗支出不确定性	—	—	—	—	—	—	-0.014	0.010
收入增长性	0.180***	0.017	0.109***	0.014	0.113***	0.014	0.113***	0.014
收入不确定性	-0.004	0.003	-0.001	0.004	-0.004	0.004	-0.004	0.004
城乡消费水平差距	0.160***	0.019	0.168***	0.019	0.126***	0.030	0.168***	0.019
教育支出不确定性	-0.031***	0.006	-0.031***	0.006	-0.031***	0.006	-0.049***	0.009
医疗支出不确定性	-0.067***	0.006	-0.067***	0.006	-0.068***	0.006	-0.058***	0.007
非农就业状况	0.033	0.031	0.103***	0.030	0.180***	0.057	0.089***	0.030
常数项	8.911***	0.177	9.631***	0.142	9.540***	0.150	9.640***	0.143
R ²	0.235		0.214		0.214		0.217	
F 统计量	65.940		54.660		55.850		49.650	
F 检验显著性	0.000		0.000		0.000		0.000	

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

（四）非农就业对不同特征农村居民家庭消费总支出的影响分析

这一节将匹配样本根据家庭特征进行分组，试图找出更多证据来证实四种作用机制的稳健性。

1.增收效应的稳健性。非农就业作为一种稳定的增收机制，有可能通过扩展农村居民家庭的预算约束边界，直接提高家庭消费水平。将样本按照人均纯收入水平从低到高排列后四等分。由表 5 可知，非农就业只对中上收入水平组的农村居民家庭消费总支出有显著影响。其原因在于，低收入家庭中成员的受教育程度、劳动技能往往较低，这个群体大多只能从事一些报酬低、收入缺乏保障的体力劳动，因此，他们参与非农就业产生的增收效应十分有限，不能有效缓解家庭消费对收入的过度敏感性；而高收入组样本 2014 年家庭纯收入的均值达 26243.75 元，超过了全国城镇居民当年的中等收入水平（22419.10 元）^①，他们受流动性约束的程度较低，其家庭消费总支出对非农就业所带来的收入增长缺乏敏感性。这说明，收入水平不同的农村居民家庭的消费总支出对收入增长的敏感程度不一致。

^①数据来源：国家统计局，2015：《中国统计年鉴 2015》，北京：中国统计出版社。

2. 预期效应的稳健性。对于存在流动性约束的家庭^①而言，非农就业作为一种风险规避机制，对降低家庭预防性储蓄的作用应该比不存在流动性约束的家庭更明显。表 5 中的回归结果表明，非农就业使存在流动性约束的家庭消费总支出平均提高 17.82%，但对不存在流动性约束的家庭消费总支出影响不显著。类似地，社会保险是缓解流动性约束的另一种风险规避机制，当家庭购买商业保险时，非农就业的消费促进作用就会减弱。将样本分为是否购买商业保险两组，表 5 中的结果验证了上述推断。

3. 示范效应的稳健性。在城镇化水平更高的地区，农村居民参与非农就业受城镇居民消费示范性影响的概率和程度更高，对其家庭消费的促进作用也就更明显。将样本分为东部、中部和西部三组，东部地区的城镇化水平和城乡联动程度强于中部、西部地区，因而东部地区农村居民非农就业对其家庭消费的促进作用会强于中部、西部地区农村居民。这一推断得到了表 5 中检验结果的支持。

4. 挤出效应的稳健性。将样本按照是否有 16 岁及以下人口进行分组，回归结果表明，非农就业使有 16 岁及以下人口的农村居民家庭消费总支出平均提高 9.86%，比没有 16 岁及以下人口的家庭低 6.91 个百分点。这是因为，有 16 岁及以下人口、参与非农就业的农村居民家庭的子女随父母迁移到城镇的概率更大，这类家庭面临的教育成本和未来教育支出不确定性更大，从而对其他消费形成挤出效应，抵消一部分非农就业的消费促进作用。进一步地，按医疗支出水平高低进行分组估计，结果显示，随着农村居民家庭医疗支出的增加，非农就业的消费促进作用逐渐减弱，挤出效应不断增强。

表 5 非农就业对不同特征农村居民家庭消费总支出的影响结果

样本分组		系数	标准误	Pseudo-R ²	LR 检验显著性
家庭收入水平分组	低收入 (≤25%)	0.004	0.073	0.019	0.244
	中下收入 (25%~50%)	0.039	0.059	0.003	1.000
	中上收入 (50%~75%)	0.165**	0.067	0.015	0.363
	高收入 (>75%)	0.033	0.065	0.011	0.874
是否存在流动性约束分组	存在流动性约束	0.164***	0.034	0.003	1.000
	不存在流动性约束	0.032	0.056	0.006	1.000
是否购买商业保险分组	没有购买商业保险	0.147**	0.061	0.007	1.000
	购买商业保险	0.098***	0.027	0.003	1.000
所在地区城镇化水平分组	东部地区	0.161***	0.052	0.002	0.997
	中部地区	0.129***	0.044	0.005	0.736
	西部地区	0.070	0.050	0.003	0.766
是否有 16 岁及以下人口分组	没有 16 岁及以下人口	0.155***	0.044	0.005	0.999
	有 16 岁及以下人口	0.094***	0.033	0.003	1.000
医疗支出水平分组	无医疗支出	0.196*	0.101	0.003	1.000
	医疗支出低 (前 50%)	0.081***	0.027	0.002	0.788
	医疗支出高 (后 50%)	0.062	0.049	0.003	0.960

注：①“医疗支出低 (前 50%)”表示将有医疗支出的农村居民家庭样本按医疗支出水平由低到高排列，将排在前 50%的样本分为一组；“医疗支出高 (后 50%)”的含义以此类推。②采用 bootstrap 抽样 200 次得到置信区间。③匹配方

^①存在流动性约束的家庭指“有借款被拒经历”的家庭。

法为核匹配，窗宽为 0.06。④*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

五、结论与启示

本文从增收效应、预期效应、示范效应、挤出效应四个方面构建非农就业影响农村居民家庭消费的分析框架，基于中国家庭追踪调查的农村住户数据，从消费总量和消费结构两个层次对非农就业的消费刺激作用进行了评估。本文得到如下结论与政策启示：

第一，非农就业通过改善家庭收入增长性、弱化收入不确定性、强化城镇居民消费对农村居民消费的示范性促进农村居民家庭消费增长，但也会增加教育和医疗支出不确定性，从而对家庭消费造成挤出效应。上述四种效应叠加后，非农就业能促使农村居民家庭消费总支出平均提高 13.09%。在当前经济转型和内需疲软的背景下，稳步推进新型城镇化进程，拓展农村居民非农就业空间，有助于充分激活农村居民的消费潜力。但是，也要认识到，当农村居民消费水平达到一定程度后，非农就业对消费的促进作用会随家庭消费水平的提高而逐渐减弱。

第二，非农就业对农村居民家庭不同类型消费品支出的促进作用存在明显差异，对家庭设备、居住消费的促进作用强于对食物、衣着、交通通讯消费的促进作用，对文教娱乐、医疗保健消费的影响不显著。并且，非农就业会增加农村居民教育和医疗支出不确定性，这会抑制其消费水平提升。因此，进一步完善农村教育、医疗、养老保险制度，使农村居民在非农转移过程中不仅要有稳定的增收途径，更要能降低其家庭在教育、医疗、养老支出方面的不确定性，才能充分激活农村居民释放消费的潜力。

第三，非农就业对不同特征农村居民家庭消费总支出的促进作用也存在明显差异，对家庭收入为中上水平、存在流动性约束、没有购买商业保险、东部地区农村居民家庭消费总支出的促进作用更明显。但从提升农村总体消费水平的长远目标看，政府应探索促进低收入、中西部地区农村劳动力非农就业的长效机制，同时，加快推进农村信贷和保险服务创新，完善农村居民就业创业的风险分担机制。

参考文献

- 1.程令国、张晔、刘志彪，2013：《“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗？》，《经济研究》第 8 期。
- 2.褚荣伟、张晓冬，2011：《中国农民工消费市场解读——金字塔底层的财富》，《经济理论与经济管理》第 7 期。
- 3.杜鑫，2010：《劳动力转移对农户消费和投资水平的影响》，《财经理论与实践》第 3 期。
- 4.雷潇雨、龚六堂，2014：《城镇化对于居民消费率的影响：理论模型与实证分析》，《经济研究》第 6 期。
- 5.李实、John Knight，2002：《中国城市中的三种贫困类型》，《经济研究》第 10 期。
- 6.李江一、李涵，2017：《消费信贷如何影响家庭消费？》，《经济评论》第 2 期。
- 7.马双、臧文斌、甘犁，2010：《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》，《经济学（季刊）》第 1 期。
- 8.齐天翔，2000：《经济转轨时期的中国居民储蓄研究——兼论不确定性与居民储蓄的关系》，《经济研究》第 9 期。
- 9.钱龙、洪名勇，2016：《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析》，《中国农村经济》第 12 期。

10. 钱文荣、李宝值, 2013: 《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国 2679 个农民工的调查数据》, 《中国农村经济》第 11 期。
11. 盛来运, 2007: 《农村劳动力流动的经济影响和效果》, 《统计研究》第 10 期。
12. 万广华、张茵、牛建高, 2001: 《流动性约束、不确定性与中国居民消费》, 《经济研究》第 11 期。
13. 王健宇、徐会奇, 2010: 《收入性质对农民消费的影响分析》, 《中国农村经济》第 4 期。
14. 吴敬琏, 2005: 《中国增长模式抉择》, 上海: 上海远东出版社。
15. 谢勇, 2011: 《中国农村居民储蓄率的影响因素分析》, 《中国农村经济》第 1 期。
16. 易行健、张波、杨碧云, 2014: 《外出务工收入与农户储蓄行为: 基于中国农村居民的实证检验》, 《中国农村经济》第 6 期。
17. 钟成林, 2015: 《城乡居民收入差距对于居民的消费示范效应影响研究——基于 GMM 方法的实证分析》, 《上海经济研究》第 12 期。
18. 周波、陈昭玖, 2011: 《农内因素对农户非农就业的影响研究》, 《农业技术经济》第 4 期。
19. 周建、杨秀祯, 2009: 《我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究》, 《经济研究》第 1 期。
20. 周贤润, 2017: 《从阶级认同到消费认同: 农民(工)身份认同的代际转向》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第 4 期。
21. Carroll, C. D, R. E. Hall, and S. P. Zeldes, 1992, "The Buffer-stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(2): 61-156.
22. Chang, H. H., and A. K. Mishra, 2008, "Impact of Off-farm Labor Supply on Food Expenditures of the Farm Household", *Food Policy*, 33(6): 657-664.
23. Cox, D., and T. Jappelli, 1993, "The Effect of Borrowing Constraints on Consumer Liabilities", *Journal of Money Credit & Banking*, 25(2): 197-213.
24. Harris, J. R., and M. P. Todaro, 1970, "Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis", *American Economic Review*, 60(1): 126-142.
25. Heckman, J. J., and E. J. Vytlacil, 2007, *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: Elsevier B.V. .
26. Koenker, R., and G. Bassett, 1978, "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46(1): 33-50.
27. Leuven, E., and B. Sianesi, 2003, "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing", Statistical Software Components S432001, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
28. Mishra, A. K., K. A. Mottaleb, and H. Mohanty, 2015, "Impact of Off-farm Income on Food Expenditures in Rural Bangladesh: An Unconditional Quantile Regression Approach", *Agricultural Economics*, 46(2): 139-148.
29. Rosenbaum, P., and D. Rubin, 1985, "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score", *American Statistician*, 39(1): 33-38.
30. Waldfogel, J., 2003, "Preference Externalities: An Empirical Study of Who Benefits Whom in Differentiated-product Markets", *The RAND Journal of Economics*, 34(3): 557-568.

31.Zeldes, S. P., 1989, "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence", *Quarterly Journal of Economics*, 104(2): 275-298.

32.Zhao, Y., 1999, "Leaving the Countryside: Rural-to-urban Migration Decisions in China", *American Economic Review*, 89(2): 281-286.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 陈秋红)

How Does Non-farm Employment Affect Household Consumption of Rural Residents: From the Perspectives of Total Consumption and Consumption Structure

Wen Hongxing Han Qing

Abstract: This article establishes an analytical framework to analyze the effect of non-farm employment on rural household consumption from the following four aspects: income-increasing effect, expectation effect, demonstration effect and crowding-out effect. The study uses data from Chinese Family Panel Studies and examines the impacts of non-farm employment on rural household total consumption and consumption structure, employing a propensity score matching and a quantile regression model. The results show that non-farm employment promotes rural household consumption growth by increasing household income, weakening income uncertainty, and strengthening the demonstration of urban residents' consumption to rural residents. However, it also increases the uncertainty of education and medical expenditures, which has a negative impact on household consumption. Taking the four effects superimposed, non-farm employment leads an average increase of 13.09 percent in rural household total consumption expenditure. However, this effect gradually declines as the level of total consumption expenditure increases. Significant differences in stimulation effect exist concerning different commodities. The effects on durable goods that are not easy to move such as household equipment and residential consumption are stronger than the consumption of food, clothing, transportation, and communications. The effects on "soft" consumption of education, culture, entertainment, medical and healthcare are insignificant. Further study shows that the stimulation of consumption for those households in the upper and middle income groups, who are restricted by liquidity, have no commercial insurance, and come from the eastern regions, seems more obvious. The study not only provides direct evidence that urbanization is the greatest drive for domestic demand, but also provides directions for further rural consumption potential release.

Key Words: Rural Resident; Non-farm Employment; Consumption Structure; Liquidity Constraint; Preventive Saving Motivation