

消费信贷如何影响家庭消费?

李江一 李 涵*

摘要: 基于中国家庭金融调查在2011年与2013年获取的微观面板数据,本文采用倾向匹配和固定效应模型相结合的方法考察了信用卡消费信贷对家庭消费的影响。研究发现,持有信用卡可使家庭总消费提高约14%,同时,银行每将信用卡透支额度提高1%,可使持有信用卡家庭的总消费增加约0.071%。以货币量计算,从2010年至2012年,新发行一张信用卡可刺激居民人均消费增加约123.6元,这可解释2010年至2012年居民人均消费增长中的15.7%。进一步的研究发现,持有信用卡对不同消费品种与家庭的影响具有异质性,持有信用卡对耐用品消费的影响大于对食品衣着消费的影响,对低收入、零活期存款、遭受疾病或失业冲击家庭消费的影响更大。这些发现均与流动性约束理论一致,表明信用卡消费信贷可通过缓解流动性约束而促进消费。

关键词: 消费信贷;信用卡;流动性约束;倾向匹配

一、引言

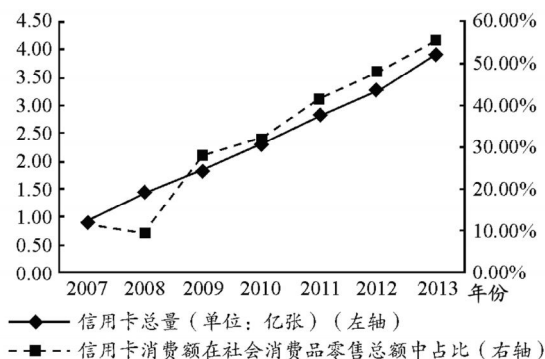
许多学者和政策制定者都认识到不确定性、流动性约束是导致当前中国消费疲软和总内需不足的重要原因(齐天翔、李文华,2000;万广华等,2001;申朴、刘康兵,2003;杜海韬、邓翔,2005;唐绍祥等,2010;张华初、刘胜蓝,2015)。近年来,国家投入大量资金改革和完善了医疗、教育与社会保障体系,这些政策的实施在一定程度上降低了居民未来面临的不确定性,进而促进了居民消费的增长。然而,对于如何缓解居民面临的流动性约束却鲜为人所关注,尽管学者们均一致同意发展消费信贷是解决流动性约束的有效途径(齐天翔、李文华,2000;万广华等,2001;唐绍祥等,2010),但对这项经济发展策略的评估的研究还非常匮乏。消费信贷是否促进了居民消费的增长?其影响机制是否在于缓解居民面临的流动性约束?对这些问题的回答不仅有利于解决消费不振的问题,而且可以更好地理解货币政策的乘数效应,进而为货币政策的调控提供参考依据。本文正是在这样的背景下,利用中国家庭金融调查在2011年与2013年获得的两轮微观面板数据,采用倾向匹配和固定效应模型相结合的方法考察了消费信贷中最普遍的形式——信用卡消费信贷对家庭消费的影响。不同于以往采用宏观加总数据的分析,本文的研究既可避免“伪回归”的问题,还可对信用卡债务影响消费的传导机制进行分析,同时,本文也弥补了这些问题在微观层面研究的不足。

消费信贷是银行或其他金融机构为消费者提供的一种融资服务,广义的消费信贷包括

* 李江一,四川大学经济学院,邮政编码:610065,电子信箱:ljyswufe@163.com;李涵,西南财经大学经济与管理研究院,邮政编码:611130,电子信箱:hli@swufe.edu.cn。

所有与个人经济活动支出相关的贷款,比如住房、助学、汽车、信用卡等,狭义的消费信贷不包括住房、助学、汽车等期限较长的个人贷款,主要指信用卡消费信贷(王江等,2010;刘锐,2013)。我国消费信贷市场的发展起步较晚,1999年2月,中国人民银行颁布了促进个人消费信贷的第一部法规——《关于开展个人消费信贷的指导意见》,此后,消费信贷在我国的发展非常迅速,但主要集中于住房抵押贷款^①,尽管住房抵押贷款的实施促进了居民的住房消费,但这也被诸多学者认为抑制了家庭的非住房消费(颜色、朱国钟,2013)。与住房抵押贷款相比,信用卡借款无需抵押,且具有程序简便、享有免息期等优点,这也成为许多国家扩大内需、促进消费的重要工具。因此,本文重点关注信用卡消费信贷对家庭消费的影响。

我国信用卡市场发展晚于欧美等发达国家,但其发展速度非常快。根据中国人民银行相关数据与中国银行业协会历年发布的《中国信用卡产业发展蓝皮书》,截至2007年,我国信用卡累计发行0.90亿张,到2013年这一数字上升至3.91亿张,与此同时,信用卡消费额占社会消费品零售总额的比例也从2007年的11.20%上升至2013年的55.89%,除2008年金融危机期间有所下降外,其余年份均呈逐年上升趋势(见图1)。另一方面,同信用卡市场最发达的美国相比,我国信用卡市场仍有非常大的发展空间,根据《中国信用卡产业发展蓝皮书(2013)》数据,截至2013年底,我国人均信用卡持有量仅为0.29张,而美国在2012年的人均信用卡持有量(包括没有信用卡的居民)就已高达1.96张^②。研究表明,消费信贷的发展是美国经济持续稳定增长的重要保证(Ludvigson, 1999),那么,作为发展中国家的中国是否可借鉴发达国家扩大内需的经验?对这一问题的回答需要严谨的实证研究提供证据支撑,这也是本文的任务所在。



数据来源:中国人民银行及中国银行业协会历年发布的《中国信用卡产业发展蓝皮书》。

图1 中国信用卡市场发展状况:2007-2013年

文章接下来的内容安排如下:第二部分是文献回顾和研究假说;第三部分介绍本文使用的数据和变量;第四部分详细说明本文使用的研究方法;第五部分是计量模型估计结果与分析;第六部分是结论与政策启示。

^①根据中国人民银行统计数据,截至2012年底,中国商业银行住房按揭贷款余额约为7.8万亿元,占全部消费信贷余额约为76.3%;信用卡贷款余额约为1.14万亿元,占消费信贷余额的11.1%;汽车卡贷款余额约为1500亿元,占比约为1.5%;其他各类消费信贷占比约为10%。

^②数据来源:Experian's State of Credit 2012 Report。

二、文献回顾与研究假说

继 Hayashi(1985)、Zeldes(1989)等的经典研究发现流动性约束是导致消费者不能平滑其一生消费的重要原因后,探讨如何缓解流动性约束便成为学者们广泛关注的话题,其中,发展消费信贷被认为是行之有效的方法。国外学者对消费信贷与居民消费增长之间的关系进行了广泛而深入的研究,尽管绝大多数学者同意消费信贷的扩张通过缓解居民受到的流动性约束而促进了消费的增长,但要检验这一影响机制却非常困难。由于微观数据的缺乏,早期的研究主要利用宏观数据进行分析。Jappelli 和 Pagano(1989)基于跨国数据的实证研究发现,消费对收入的敏感系数与居民的负债水平(包括消费信贷与抵押贷款)负相关,与住房抵押贷款首付比例正相关。深入的分析发现,信贷供给、信贷需求、人口年龄结构、消费偏好的差异均无法有效解释上述现象,因此,流动性约束可能是导致上述现象的重要原因,即低负债或住房抵押贷款首付比例较高的国家实际上反映了其受到较高的流动性约束,从而导致居民对收入变化过度敏感。Bayoumi(1993)利用英国 10 个区 1971-1987 年的面板数据检验了英国 20 世纪 80 年代初期放松金融管制对消费的影响,他们采用个人消费信贷占 GDP 的比重作为金融管制放松程度的代理变量,研究发现,1971-1987 年之间的金融管制放松缓解了约 52% 的流动性约束,从而为金融管制放松后消费大幅上涨提供了证据支撑。Bacchetta 和 Gerlach(1997)采用时间序列数据分析了 20 世纪 70 年代至 90 年代期间美国、加拿大、英国、日本、法国 5 个国家消费信贷对消费的影响,研究发现,消费信贷(包括抵押贷款)对 5 个国家的消费增长均有显著正向影响,且美国的消费对收入与信贷的敏感系数均随着时间的推移而下降,这一发现提供了信贷扩张缓解流动性约束而促进消费的证据。Ludvigson(1999)在理论分析中放松了传统的预防性储蓄模型假定借贷规模固定不变的假设,研究发现,当允许借贷规模随着收入的变化而变化时,家庭消费将与消费信贷供给正相关,基于美国 20 世纪 50 年代至 90 年代的时间序列数据的实证检验支撑了他们的理论结论。

近年来,随着微观数据越来越丰富,特别是得益于信用卡市场的飞速发展,大量消费信贷数据可从信用卡发行商或互联网获得,这为从微观角度研究消费信贷问题提供了宝贵的数据支撑,基于微观数据的分析可避免宏观加总数据产生的误差,而且能够更好地解决内生性问题,从而提高估计结果的准确性。Gross 和 Souleles(2002)利用来自信用卡发行商的大型微观面板数据考察了银行提高信用卡透支额度对信用卡负债的影响,研究发现,银行提高信用卡透支额度显著增加了消费者的信用卡债务,而提高信用卡偿还利率显著降低了信用卡负债,且这些影响对提高透支额度前消费额度接近透支额度的消费者影响更明显,这一发现为信用卡缓解流动性约束提供了经验证据,在利用固定效应模型消除个体非观测异质性或剔除可能导致因果倒置的样本或采用工具变量重新估计后,上述结果依然稳健。Zinman(2003)以 1978 年美国解除高利贷法规^①这一外生冲击来识别消费信贷影响家庭资

^①1978 年,明尼苏达州(下简称“明州”)Marquette National Bank 状告纳布拉斯加州(下简称“纳州”)First National Bank of Omaha 的下属附属公司 First of Omaha Service Corp 在明州发行的信用卡利率低于纳州但高于明州上限,最高法院判定原告败诉,认为 First National Bank of Omaha 是全国性银行,可以不高于银行所在州利率上限的任何利率提供借贷。这一判定促使许多银行把注册地从利率上限低的州搬到利率上限高的州,也使各州纷纷提高利率上限以吸引更多的银行机构,促成了全国统一利率市场的形成。

产负债的机制,基于美国消费者金融调查数据的研究发现,解除高利贷法规提高了家庭使用信用卡的概率,并提高了家庭的信用卡债务水平,而且青年、受教育程度更低的家庭受上述影响更严重。Sullivan(2008)检验了无担保负债(主要是信用卡负债)是否缓解了失业冲击造成的收入损失,基于英国收入与项目参与调查(SIPP)数据的研究发现,家庭遭受失业冲击后,无担保债务显著上升。可见,这些微观层面的研究均发现消费信贷缓解了流动性约束的证据。

也有学者发现消费信贷负向影响居民消费,Ekici 和 Dunn(2010)的研究发现,信用卡负债与消费显著负相关,且对 30-50 岁的中年消费者的负向影响最大,他们认为信用卡负债能否增加消费的关键在于消费者对未来收入的预期,预期收入降低将减少当前消费。

与国外的研究相比,国内对消费信贷问题的研究还非常缺乏,现有文献大都基于宏观数据进行分析,且研究结果也未取得一致结论。樊纲和王小鲁(2004)重点分析了各种非收入因素(文章中定义为“消费条件”)对地区消费差异的解释,研究发现,消费信贷市场(银行卡普及率)的发达程度是我国各省市消费差异的重要原因。林晓楠(2007)利用时间序列数据分析了中、美两国消费信贷影响消费的差异,研究发现,美国消费信贷的发展显著促进了消费的增长,而这一影响在中国不显著。汤向俊和任保平(2011)的研究却发现,中、美两国的消费信贷均有效地促进了消费的增长。黄兴海(2005)利用我国1999-2004年的季度数据分析了银行卡消费与经济增长之间的关系,研究发现,银行卡消费与GDP增长、社会消费品零售总额之间存在稳定的长期正向关系。刘锐(2013)基于中国1999-2010年31个省份的面板数据的研究也发现,消费信贷(包括住房抵押贷款)显著促进了居民消费水平的增长。

综观国内外相关研究可以发现,国外的研究已比较成熟,但国内的研究还存在诸多不足。首先,现有研究大都基于宏观数据进行分析,一方面,宏观数据可能存在加总偏误,另一方面,基于宏观数据的分析可能存在联立相关和遗漏变量导致的内生性问题,因为许多因素可能既影响信贷扩张又影响居民消费,比如收入预期、消费偏好等(Ludvigson, 1999; Jappelli and Pagano, 1989),遗漏这些因素会导致估计结果产生偏误。其次,基于宏观数据难以考察消费信贷影响消费的异质性,进而难以揭示其影响机制。最后,基于宏观数据的分析难以区分长期与短期消费信贷,类似于住房抵押贷款等类型的长期消费信贷虽然在短期内促进了住房消费,但可能在长期内抑制非住房消费(颜色、朱国钟, 2013),而发达国家的经验表明短期消费信贷是一种促进消费长期增长的有效工具,因此,有必要分别讨论长期与短期消费信贷对消费的影响。

针对现有文献研究的不足,利用中国家庭金融调查搜集的有关家庭使用信用卡的丰富信息,本文首先检验了家庭持有信用卡对其消费的影响。进一步地,本文的重点在于探讨信用卡消费信贷是否可通过缓解流动性约束而促进消费。为检验这一影响机制,本文的首要任务是识别出受流动性约束的家庭,要完全识别家庭是否受到流动性约束是非常困难的,参照以往研究的经验(Gross and Souleles, 2002; Zinman, 2003),本文将家庭划分为高流动性约束组 and 低流动性约束组,通过考察信用卡消费信贷对二者的异质性影响来揭示信用卡是否可缓解流动性约束而促进消费。首先,本文采用绝对收入、是否有活期存款来度量家庭受到的流动性约束程度,因为,收入是决定家庭能否获取信贷的关键因素(Jappelli, 1990),而活期存款是家庭预防不确定性的缓冲存货(buffer-stock),不同于定期存款,活期存款可以随时提

取,从而能够缓解家庭突然遭遇的流动性约束(Hayashi,1985)。其次,利用家庭是否遭受疾病和失业外生冲击来识别流动性约束,这些冲击会导致家庭收入急剧下降,从而使得家庭在短期内遭受严重的流动性约束(Cochrane,1991)。可以预期,若信用卡消费信贷主要通过缓解流动性约束而促进消费,那么,其对低收入、无活期存款、遭受疾病或失业外生冲击的家庭影响更大。

除了能够分析信用卡消费信贷与总消费的关系,中国家庭金融调查数据还分别统计了不同类型的消费支出(比如耐用品、食品等),通过分析消费信贷对不同消费品的差异化影响可进一步验证消费信贷能否通过缓解流动性约束而促进消费。因为,不同消费品对消费信贷的敏感性不同,一般而言,单价越高的消费品更可能受到流动性约束(Cox and Jappelli,1993),比如耐用品。基于上述分析,本文提出如下检验消费信贷如何影响消费的研究假说:

假说1:若信用卡消费信贷可通过缓解流动性约束而促进消费,那么,相对于日常消费而言,持有信用卡对耐用品等大额商品的影响更大。

假说2:若信用卡消费信贷可通过缓解流动性约束而促进消费,那么,持有信用卡对低收入、无活期存款、遭受疾病或失业冲击的家庭的消费影响更大。

三、数据来源、变量与描述统计

(一)数据来源

本文所用数据来源于中国家庭金融调查(China Household Financial Survey, CHFS)在2011年获取的第一轮调查数据和2013年获取的第二轮调查数据构成的面板数据。CHFS采用分层、三阶段与概率比例规模(PPS)抽样法在全国抽取样本家庭,且每两年对抽样家庭进行一次追踪访问。2011年,CHFS在全国抽取了8438户家庭样本进行访问。2013年,CHFS对这8438户家庭进行了追访,成功追访6846户家庭。

(二)变量

本文关注的被解释变量是家庭消费。CHFS详细记录了家庭的各类消费情况,本文选择耐用品、住房装修维修、食品衣着、教育文化娱乐四类消费进行分析。其中,耐用品消费包括洗衣机、手机、电脑、电视等大型商品支出,但不包括购买交通工具的支出。住房装修维修支出包括家庭过去一年用于住房装修、维修或扩建方面的支出。食品消费既包括外购部分也包括自产自消部分^①,衣着支出为家庭所有成员在过去一年购买衣着的支出,考虑到食品和衣着都属于日常消费,本文将食品和衣着支出合并进行分析。教育文化娱乐支出包括购买书刊杂志、教育培训(如小孩学费、生活费)和旅游支出三类。

本文的关键解释变量是家庭是否持有信用卡哑变量,若家庭 i 在第 t 期持有信用卡则取值为1,否则取值为0。除此之外,CHFS问卷还继续询问了持有信用卡家庭其信用卡的透支额度,因此,本文还可分析信用卡透支额度对消费的影响。若家庭拥有多张信用卡,透支额度为所有信用卡透支额度的总和,根据CHFS面板数据,2011年,持有信用卡家庭的信用卡透支额度为22339.38元,2013年上升到28575元。

除了是否持有信用卡这一关键变量外,本文还控制了其他可能影响家庭消费的变量。

^①CHFS询问了家庭自产自消部分的食物价值。

这些控制变量包括:家庭年总收入、总资产^①、总负债^②、是否有活期存款、家庭养老保险、医疗保险和商业保险参与情况、受访者及配偶中身体健康的人数^③、家庭总人数、失业家庭成员占比、0-16岁(含16岁)少年占比、60岁(含60岁)以上老年占比。其中,是否有活期存款为哑变量,有则取值为1,否则取值为0。家庭养老保险参与情况也为哑变量,即只要有一个家庭成员参与取值为1,否则取值为0,医疗保险和商业保险参与情况采取与养老保险变量相同的方法构造。为避免多重共线性问题,总资产中不包括活期存款,总负债中不包括信用卡负债。为排除物价变动的影响,本文根据各省(自治区、直辖市)居民消费价格指数(CPI)将所有名义值换算为实际值(以2010年为基期)。另外,为减小异常值的干扰,本文去除了收入小于等于零或食品衣着消费支出为零的样本,并在回归分析中对消费、收入、资产和负债变量取对数,对于其中存在取值为0的变量,采取的方法是先加1再取对数。

表1汇报了被解释变量和控制变量在2011年与2013年的描述性统计,剔除了变量存在缺失值的样本。

表1 变量定义及描述性统计

变量名	变量含义	2011年		2013年	
		均值	标准差	均值	标准差
总消费	总消费(元)	43257.51	91244.64	42688.38	52473.10
耐用品	耐用品支出(元)	868.81	4010.96	1100.98	5823.46
住房装修维修	住房装修维修支出(元)	2906.91	16829.74	4150.85	29043.38
食品衣着	食品衣着支出(元)	15551.98	14992.48	18007.09	17528.60
教育文化娱乐	教育文化娱乐支出(元)	4847.18	11922.99	5736.51	13879.36
持有信用卡	是否持有信用卡,是=1	0.13	0.34	0.15	0.36
总资产	总资产,不包括活期存款(元)	561059.40	1827204.00	670303.50	1552936.00
总负债	总负债,不包括信用卡负债(元)	66957.95	2516032.00	31793.80	125828.20
总收入	总收入(元)	53021.72	185016.10	67529.05	119584.60
有活期存款	是否有活期存款,有=1	0.51	0.50	0.52	0.50
参与养老保险	是否参与养老保险,参与=1	0.54	0.50	0.82	0.38
参与医疗保险	是否参与医疗保险,参与=1	0.85	0.36	0.93	0.25
参与商业保险	是否参与商业保险,参与=1	0.14	0.35	0.21	0.41
家庭总人数	家庭总人数(人)	3.57	1.56	3.68	1.64
健康成员数	受访者及配偶中健康成员人数(人)	0.67	0.77	0.86	0.84
失业比例	失业成员占家庭总人数比例	0.03	0.12	0.02	0.10
少年比例	16岁及以下家庭成员比例	0.14	0.17	0.14	0.17
老年比例	60岁及以上家庭成员比例	0.22	0.34	0.24	0.34
样本量		6 367		6 367	

从表1可以看出,家庭总消费变化不大,但各分类消费均有所增加^④,其中,住房装修维修支出的增幅最大,为42.8%,其次是耐用品,为26.7%,教育娱乐支出的增幅均为18.3%,食

①家庭总资产包括金融资产与非金融资产,其中,金融资产包括银行定期存款、保险账户余额、现金、基金、债券、股票、黄金、理财产品、借出款,非金融资产包括农业机械与农产品、工商业资产、土地、住房资产、汽车。

②家庭总负债包括农业负债、工商业负债、住房负债、汽车负债、教育负债与其他负债(其他负债主要由结婚、生病产生)。

③CHFS仅询问了受访者及其配偶的身体健康状况。该题目为5级量化指标,选项包括:很好、好、一般、差、很差,若回答“很好”、“好”,则认为其身体健康。

④总消费变化不大的原因可能是由于医疗支出减少的缘故,因为家庭成员健康水平有所提高,且医疗保险参与率也进一步提高。

品衣着支出的增幅最低,为 15.8%。家庭持有信用卡的比例从 2011 年的 13% 上升到 2013 年的 15%。家庭收入和财富均明显上升,家庭负债规模大幅减少。家庭社会保障状况明显改善,其中,养老保障覆盖人数大幅提升,这主要得益于 2009 年新型农村社会养老保险与 2011 年城镇居民社会养老保险政策的实施,医疗保险覆盖人数进一步提高,家庭中健康成员人数有所增加。

表 2 描述了两轮调查中信用卡持有情况与消费增加额之间的关系,消费增加额为 2013 年与 2011 年差值的均值。可以看出,对于 2011 年不持有信用卡,但在 2013 年持有信用卡的家庭,其消费平均增加了 11 419.370 元,而在两轮调查中均不持有信用卡的家庭,其消费平均仅增加了 3 115.046 元,且差额在 1% 的统计水平上显著。同时,对于 2011 年持有信用卡,但在 2013 年不持有信用卡的家庭,其消费平均减少了 9 333.510 元,而在两次调查中均持有信用卡的家庭,其消费平均增加了 3 319.732 元,差额也在 1% 的统计水平上显著。由此可见,持有信用卡与消费的增加显著正相关。

表 2 信用卡持有与消费增加额

	2013 年不持有信用卡	2013 年持有信用卡	差值 t 检验
2011 年不持有信用卡	3115.046 (506.600)	11419.370 (2836.175)	4.260 ***
2011 年持有信用卡	-9333.510 (2872.629)	3319.732 (2904.179)	2.797 ***

注:括号上面的数值为消费增加额,括号里的数值为标准差。差值 t 检验表示第三列均值与第二列均值差异的显著性检验(双边),上标“***”表示在 1% 的统计水平上显著。

四、研究方法 with 模型设定

本文的研究面临遗漏变量和样本自选择(self-selection)导致的内生性问题。一方面,由于持有信用卡和不持有信用卡的家庭是两类完全不同的家庭,除了可观测的特征,一些不可观测的特征可能同时影响家庭消费与是否持有信用卡,比如风险偏好、消费习惯等,遗漏这些变量可能导致估计结果产生偏误。另一方面,由于是否持有信用卡是消费者自愿选择的结果,所以,一种可能是当前或预期受流动性约束较严重的消费者更倾向于主动申请信用卡,由此将导致估计结果产生偏误。针对这两类问题,本文采用倾向匹配基础上的固定效应模型(PSMFE)予以缓解,该方法与在倾向匹配基础上的双重差分模型(PSMDID)的思路相同,PSMDID 模型已被许多学者应用于经济学相关问题的研究。其基本思想是:通过寻找与实验组特征相近的家庭作为控制组,再运用固定效应(Fix Effect)模型对配对成功的实验组与控制组进行分析,该方法的优势是既可以在一定程度上缓解样本自选择问题,同时还能消除不随时间变化的非观测异质性和时间趋势的影响。具体步骤如下:

首先,估计倾向分值函数 $P(credit_{it} = 1 | X_{it-1})$,即通过家庭在 $t-1$ 期(2011 年)的经济、人口统计信息预测家庭在 t 期(2013 年)持有信用卡的概率,本文采用 probit 模型估计倾向分值函数。需要注意的是,在本文的样本中,2013 年持有信用卡的家庭可分为两类:一是 2011 年不持有但 2013 年持有信用卡的家庭,二是 2011 年持有且 2013 年仍然持有信用卡的家庭。为保证家庭的同质性,本文分开匹配上述两类家庭,即在 2011 年不持有且 2013 年也不持有信用卡的家庭中寻找与第一类家庭特征相近的家庭作为该类家庭的控制组,在 2011 年持有但 2013 年不持有信用卡的家庭中寻找与第二类家庭特征相近的家庭作为该类家庭的

控制组。本文选取的匹配向量 X_{it-1} 除包括前文提到的控制变量外,还包括以下变量^①:(1)总收入对数平方;(2)家庭特征,这些特征包括户主特征(性别、年龄、民族、学历、户籍、婚姻状况、政治面貌)、受访者是否偏好风险^②、家庭居住地到市(县)中心所需的时间、家庭居住地地理位置哑变量^③;(3)地级以上城市固定效应。

其次,根据每个家庭的倾向分值为持有信用卡的家庭寻找最佳匹配对象。本文采用常见的一对一匹配法(1-to-1 matching),最终匹配成功的样本量为 1 448,处理组与对照组样本各占 50%^④。配对成功后,需要检验匹配的有效性,常见的检验方法是匹配平衡性检验。

最后,在检验通过的基础上,采用固定效应模型仅对匹配成功的样本进行分析,计量模型设定如下:

$$\ln(\text{consump})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{credit}_{it} + \Gamma' X_{it} + \alpha \text{year}_{2012} + c_i + u_{it} \quad (1)$$

(1)式中: credit_{it} 是家庭 i 在第 t 年是否持有信用卡的二元变量,持有取值为 1,否则取值为 0; consump 表示家庭总消费或各分类消费; X_{it} 表示控制变量向量; year_{2012} 是时间固定效应; c_i 是个体固定效应; u_{it} 是误差项。

五、实证结果分析

(一)倾向匹配平衡性检验

表 3 报告了主要匹配变量的平衡性检验结果。可以看出,匹配后的实验组与对照组在匹配变量上均不存在显著差异。同时,匹配后的标准偏差绝对值均在 10% 以下,根据 Rosenbaum 和 Rubin(1985)的经验,若匹配后的标准偏差绝对值小于 20%,则认为匹配效果较好。同时,匹配后实验组与对照组的倾向分值均值差异和倾向分值方差之比分别为 0.187、1.02,^⑤ Rubin(2001)指出当处理组与对照组的倾向分值均值差异小于 0.25 且倾向分值方差之比在 0.5 和 2 之间时,则可认为匹配质量较好。总体而言,本文的匹配效果较理想。

表 3 匹配变量的平衡性检验结果

变量名称	均值		标准偏差(%)	t 检验伴随概率
	处理组	对照组		
ln(总资产)	12.85	12.90	-0.52	0.60
ln(总负债)	4.41	4.47	-0.21	0.84
ln(总收入)	10.37	10.33	0.35	0.72
有活期存款	0.65	0.64	0.38	0.70
参与养老保险	0.74	0.72	1.13	0.26
参与医疗保险	0.86	0.85	0.60	0.55
参与商业保险	0.23	0.23	-0.12	0.90
家庭总人数	3.38	3.42	-0.63	0.53
健康成员数	0.85	0.80	1.36	0.17
失业比例	0.04	0.04	-0.41	0.68

①限于篇幅,本文没有汇报匹配变量的描述统计及倾向分值函数的估计结果,若需要,可向作者索取。

②风险偏好由受访者的投资态度确定,若受访者愿意投资高风险、高回报或略高风险、略高回报的项目,则为风险偏好型,取值为 1,否则取值为 0。

③家庭居住地地理位置有五种类型,分别是大城市城区、大城市郊区、大城镇、小城镇、农村,本文以农村作为参照组。

④因一些变量存在缺失值,实际回归分析中的样本还会有所差异。

⑤具体算法可向作者索取。

续表 3 匹配变量的平衡性检验结果

变量名称	均值		标准偏差 (%)	t 检验伴随概率
	处理组	对照组		
少年比例	0.16	0.16	0.11	0.92
老年比例	0.10	0.12	-1.15	0.25
户主性别, 男性=1	0.39	0.38	0.43	0.67
户主年龄(岁)	44.60	45.41	-1.23	0.22
户主民族, 汉族=1	0.97	0.96	0.69	0.49
户主学历: 小学	0.11	0.14	-1.61	0.11
初中	0.27	0.29	-1.06	0.29
高中	0.18	0.18	0.14	0.89
中专/职高	0.10	0.10	0.26	0.80
大专/高职	0.16	0.14	1.32	0.19
大学本科	0.14	0.13	0.92	0.36
研究生及以上	0.02	0.02	0.79	0.43
户主户籍, 城镇户籍=1	0.70	0.66	1.52	0.13
户主婚姻状况, 已婚=1	0.88	0.87	0.47	0.64
户主政治面貌, 党员=1	0.21	0.20	0.59	0.56
受访者风险偏好, 偏好风险=1	0.19	0.16	1.45	0.15
ln(居住地到市(县)中心时间)	2.82	2.84	-0.37	0.72

注: 该表没有汇报家庭居住地地理位置哑变量和地级以上城市哑变量的平衡性检验结果, 这些变量也通过了平衡性检验。

(二) 持有信用卡对消费的影响

表 4 模型(1)–(5)报告了持有信用卡是否影响家庭消费的固定效应模型估计结果, 所有模型均基于匹配样本进行估计。模型(1)–(5)分别对应的是持有信用卡对总消费、耐用品、住房装修维修、食品衣着、教育文化娱乐支出的影响。模型(1)的估计结果显示, 其他因素不变, 持有信用卡将使家庭总消费增加 13.9%, 在 1% 的统计水平上显著, 在样本均值处, 这一效应可使家庭年总消费提高约 6 000 元。模型(2)–(5)的估计结果显示, 持有信用卡对各分类消费也具有显著正向影响, 均至少在 5% 的统计水平上显著。其中, 持有信用卡可使耐用品、住房装修维修支出、教育文化娱乐支出分别提高 51.1%、51.4%、45.2%, 但仅能使食品衣着支出提高 8.6%。为验证假设 1, 需要分别检验模型(2)与模型(4)、模型(3)与模型(4)、模型(5)与模型(4)中持有信用卡的估计系数是否存在显著性差异, 邹至庄检验(Chow-test)结果 p 值分别为 0.037、0.008、0.024, 均至少在 5% 的统计水平上拒绝原假设,^①即持有信用卡对耐用品、住房装修维修、教育文化娱乐支出的影响显著大于对食品衣着支出的影响。因此, 假说 1 得以验证, 即持有信用卡对更可能受流动性约束的大额商品的边际影响更大。

上述分析表明, 持有信用卡对家庭消费有显著促进作用。另一个问题是, 对于持有信用卡的家庭, 银行提高信用卡透支额度是否会影响他们的消费? 对这一问题的回答有助于了解银行信贷政策的传导效应。表 4 模型(6)报告了信用卡透支额度对消费的影响, 该模型仅针对 2011 年和 2013 年均持有信用卡的家庭进行分析。结果显示, 银行每将信用卡透支额度提高 1%, 平均可使家庭消费增加 0.071%, 在 1% 的统计水平上显著, 在本文使用的样本中, 信用卡透支额度均值约为 25 000 元, 因此, 在样本均值处, 上述效应等同于: 信用卡透支额度每提高 250 元, 家庭总消费将提高约 30 元, 换句话讲, 信用卡透支额度每提高 1 元将刺激消费增加 0.21 元。这一发现与 Gross 和 Souleles(2002)的研究结果一致。因此, 通过放宽

①计算方法与计算结果可向作者索取。

信用卡透支额度也可对促进消费产生积极影响。

表 4 持有信用卡对消费的影响

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	ln(总消费)	ln(耐用品)	ln(住房装修维修)	ln(食品衣着)	ln(教育文化娱乐)	ln(总消费)
持有信用卡	0.139 *** (0.032)	0.511 ** (0.204)	0.514 *** (0.160)	0.086 *** (0.032)	0.452 *** (0.163)	
ln(信用卡透支额度)						0.071 *** (0.026)
ln(总资产)	0.063 *** (0.016)	0.218 ** (0.093)	0.040 (0.065)	0.045 ** (0.021)	0.212 *** (0.076)	0.101 *** (0.024)
ln(总负债)	0.006 (0.004)	-0.020 (0.022)	0.037 * (0.020)	-0.000 (0.003)	0.003 (0.017)	-0.003 (0.006)
ln(总收入)	0.113 *** (0.021)	0.258 ** (0.104)	0.150 (0.096)	0.162 *** (0.020)	0.160 * (0.084)	0.082 ** (0.033)
有活期存款	0.069 ** (0.035)	0.055 (0.222)	-0.236 (0.194)	0.072 ** (0.035)	0.304 (0.194)	0.092 (0.063)
参与养老保险	0.037 (0.051)	0.398 (0.294)	0.310 (0.246)	0.061 (0.060)	0.370 (0.249)	-0.016 (0.101)
参与医疗保险	0.040 (0.066)	0.453 (0.357)	-0.029 (0.326)	0.131 * (0.068)	-0.306 (0.315)	-0.174 (0.138)
参与商业保险	0.126 *** (0.045)	0.293 (0.268)	0.409 * (0.240)	0.128 *** (0.043)	0.594 *** (0.209)	-0.062 (0.071)
家庭总人数	0.064 *** (0.022)	-0.016 (0.113)	0.017 (0.108)	0.065 *** (0.022)	0.223 ** (0.107)	0.042 (0.033)
健康成员数	0.013 (0.023)	-0.331 ** (0.145)	0.181 (0.121)	0.040 * (0.023)	-0.013 (0.110)	0.003 (0.034)
失业比例	-0.088 (0.151)	0.221 (0.868)	0.769 (0.784)	-0.323 * (0.164)	-0.499 (0.841)	0.028 (0.315)
少年比例	-0.105 (0.174)	-0.854 (1.068)	0.053 (0.875)	-0.081 (0.162)	1.127 (0.803)	-1.165 *** (0.300)
老年比例	-0.253 ** (0.126)	0.614 (0.599)	0.643 (0.530)	-0.229 * (0.119)	-0.916 (0.595)	-0.397 (0.250)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	8.278 *** (0.287)	-4.271 *** (1.485)	-1.874 (1.253)	6.991 *** (0.322)	1.031 (1.185)	8.440 *** (0.556)
样本量	2 728	2 728	2 728	2 728	2 728	954
R ²	0.142	0.044	0.025	0.200	0.061	0.156
F	10.872	4.685	2.523	13.789	5.704	4.009

注:括号里是异方差稳健标准误。所有结果均采用固定效应模型估计。“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。下同。

(三) 持有信用卡对消费的影响机制

表5考察了持有信用卡对家庭消费的异质性影响,通过考察异质性影响可在一定程度上揭示信用卡消费信贷影响家庭消费的机制,同样地,所有模型均基于匹配样本进行估计。模型(1)的估计结果显示,其他因素不变,持有信用卡对家庭总消费的正向影响将随着收入的增加而下降^①。模型(2)的估计结果显示,其他因素不变,持有信用卡可使没有活期存款的家庭的消费增加29.2%,但仅能使有活期存款的家庭的消费增加7.3%(0.292-0.219)^②,二者差异在1%的统计水平上显著。从疾病和失业冲击来看,受访者及配偶中健康成员人数每减少1

①通过将收入划分为高、中、低三类家庭,采用虚拟变量进行估计也可得到相似结论。

②以活期存款和定期存款总额或以活期存款、定期存款和现金总额的高低来度量家庭受到的流动性约束程度,结果依然稳健。感谢审稿人的建议。

个,持有信用卡对消费的影响将显著提高 9.1%(模型(3)),而家庭失业比例每提高 10%,持有信用卡对消费的影响将显著提高约 6.37%(模型(4))。由此可见,持有信用卡对低收入、没有活期存款、遭受疾病或失业冲击的家庭的消费影响更大,相比较而言,这些家庭受到了更严重的流动性约束,这在一定程度上表明信用卡消费信贷通过缓解流动性约束而促进了消费。

表 5 模型(5)将模型(1)-(4)的交叉项均放入一个模型进行估计,估计结果显示,交叉项系数的符号均与模型(1)-(4)的相应估计结果一致。由于这些变量均可在一定程度上衡量家庭受到的流动性约束程度,因此,模型(5)存在因多重共线性而导致估计系数减小和显著性水平降低的现象。尽管如此,除持有信用卡与失业比例交叉项系数在 15%的统计水平上显著外(p 值为 0.107),其余交叉项均至少在 10%的统计水平上显著。因此,假说 2 得以验证,即信用卡消费信贷可通过缓解流动性约束而促进消费。

表 5 持有信用卡对消费的影响机制

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	ln(总消费)	ln(总消费)	ln(总消费)	ln(总消费)	ln(总消费)
持有信用卡	0.965*** (0.280)	0.292*** (0.061)	0.227*** (0.049)	0.118*** (0.034)	0.940*** (0.282)
持有信用卡×ln(总收入)	-0.063*** (0.021)				-0.048** (0.021)
持有信用卡×有活期存款		-0.219*** (0.072)			-0.180** (0.071)
持有信用卡×健康成员数			-0.091** (0.036)		-0.064* (0.036)
持有信用卡×失业比例				0.637** (0.292)	0.477 (0.296)
ln(总资产)	0.085*** (0.018)	0.062*** (0.016)	0.063*** (0.016)	0.062*** (0.016)	0.079*** (0.018)
ln(总负债)	0.006* (0.004)	0.005 (0.004)	0.006* (0.004)	0.006* (0.004)	0.006* (0.004)
ln(总收入)	0.114*** (0.021)	0.113*** (0.021)	0.113*** (0.021)	0.112*** (0.021)	0.112*** (0.021)
有活期存款	0.069** (0.035)	0.154*** (0.043)	0.070** (0.035)	0.068** (0.035)	0.139*** (0.043)
参与养老保险	0.031 (0.051)	0.042 (0.051)	0.036 (0.051)	0.035 (0.051)	0.034 (0.051)
参与医疗保险	0.043 (0.066)	0.030 (0.065)	0.041 (0.066)	0.040 (0.066)	0.034 (0.065)
参与商业保险	0.126*** (0.045)	0.125*** (0.045)	0.128*** (0.045)	0.129*** (0.045)	0.129*** (0.045)
家庭总人数	0.062*** (0.021)	0.062*** (0.021)	0.064*** (0.021)	0.063*** (0.022)	0.060*** (0.021)
健康成员数	0.014 (0.023)	0.013 (0.023)	0.056** (0.028)	0.014 (0.023)	0.045 (0.028)
失业比例	-0.087 (0.152)	-0.080 (0.148)	-0.088 (0.150)	-0.321* (0.192)	-0.254 (0.193)
少年比例	-0.112 (0.174)	-0.064 (0.174)	-0.119 (0.174)	-0.088 (0.174)	-0.073 (0.175)
老年比例	-0.249** (0.124)	-0.243* (0.126)	-0.250** (0.126)	-0.253** (0.127)	-0.240* (0.125)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	7.997*** (0.302)	8.242*** (0.288)	8.238*** (0.286)	8.314*** (0.288)	8.034*** (0.301)
样本量	2 728	2 728	2 728	2 728	2 728
R^2	0.148	0.149	0.146	0.145	0.158
F	10.601	10.521	10.619	10.850	9.672

(四) 稳健性检验

为保证估计结果的稳健性,这里将采用如下几种不同的匹配方法检验前文的估计结果是否稳健:(1)采用 logit 模型替代 probit 模型计算倾向分值;(2)采用半径匹配法替代一对一匹配法进行匹配;(3)采用核(kernel)匹配法替代一对一匹配法进行匹配。一对一匹配法的优点是不舍弃任何一个实验组,但这很可能导致个别匹配组的倾向分值差距较大,从而影响估计结果的精确性,采用半径匹配法和核匹配法可克服这一问题。

表 6 报告了采用不同匹配法重新估计表 4 模型(1)–(5)的估计结果,限于篇幅,表中仅汇报了持有信用卡的估计系数。结果显示,无论采用何种匹配法,持有信用卡对总消费及各分类消费的影响系数大小及统计显著性均十分稳健。

表 6 不同匹配法下持有信用卡对消费的影响

	ln(总消费)	ln(耐用品)	ln(住房装修维修)	ln(食品衣着)	ln(教育文化娱乐)	样本量
采用 logit 模型计算倾向分值	0.135*** (0.032)	0.463*** (0.204)	0.498*** (0.160)	0.084*** (0.032)	0.446*** (0.163)	2 730
半径匹配(半径 = 0.01)	0.129*** (0.033)	0.559*** (0.213)	0.506*** (0.165)	0.076*** (0.033)	0.400*** (0.171)	2 274
核匹配	0.134*** (0.032)	0.538*** (0.205)	0.489*** (0.160)	0.080*** (0.033)	0.444*** (0.165)	2 328

注:表中的估计系数为对应方法下持有信用卡对总消费和各分类消费的影响,表中最后一列为对应匹配法下的样本量。限于篇幅,表中未汇报控制变量的估计结果。

表 7 报告了采用不同匹配法重新估计表 5 模型(1)–(4)的估计结果,限于篇幅,表中仅汇报了交叉项的估计系数,表中最后一行为对应的交叉项变量。结果显示,除采用 logit 模型计算倾向分值的估计中,持有信用卡与失业比例的交叉项估计系数不显著外,其余交叉项系数均至少在 10%的统计水平上显著,估计结果比较稳健。

表 7 不同匹配法下持有信用卡对消费的影响机制

	ln(总消费)	ln(总消费)	ln(总消费)	ln(总消费)	样本量
采用 logit 模型计算倾向分值	-0.062*** (0.021)	-0.205*** (0.072)	-0.076** (0.036)	0.360 (0.302)	2 730
半径匹配(半径 = 0.01)	-0.060*** (0.022)	-0.219*** (0.078)	-0.076* (0.040)	0.674** (0.307)	2 274
核匹配	-0.060*** (0.022)	-0.205*** (0.078)	-0.082** (0.039)	0.695** (0.305)	2 328
解释变量	持有信用卡×ln(总收入)	持有信用卡×有活期存款	持有信用卡×健康成员数	持有信用卡×失业比例	

注:表中的估计系数为对应方法下持有信用卡与其余变量的交叉项对总消费的影响,表中最后一行列出了交叉项变量名,表中最后一列为对应匹配法下的样本量。限于篇幅,表中未汇报控制变量的估计结果。

最后,本文对持有信用卡刺激的消费额度(货币量)作一个简单的推算。根据本文的研究,持有信用卡可使家庭总消费提高约 14%,在控制家庭规模的前提下,这一效应等同于使家庭人均消费提高了 14%(见表 4)。根据国家统计局公布的数据,2010 年全国居民人均消费额为 12 611.3 元,2012 年上升至 13 396.8 元(以 2010 年为基期的不变价格),实际增长 785.5 元^①。根据中国人民银行及中国银行业协会历年发布的《中国信用卡产业发展蓝皮

^①居民人均消费额的计算来源于国家统计局公布的资金流量表(实物交易)2010 年与 2012 年统计数据,居民人均消费额=居民总消费/总人口数。

书》,从2010年到2012年,我国居民人均持有信用卡数量约增加0.07张^①,据此推算,从2010年至2012年,每张信用卡可刺激居民人均消费增加约123.6元($12\ 611.3 \times 14\% \times 0.07$),这可以解释2010-2012年我国居民人均消费增长中的15.7%($123.6 \div 785.5$)。

六、结论与政策启示

利用2011年与2013年中国家庭金融调查获得的两轮微观面板数据,本文考察了信用卡消费信贷对家庭消费的影响大小与机制。研究发现,持有信用卡可使家庭总消费提高约14%,同时,银行每将信用卡透支额度提高1%,可使持有信用卡家庭的总消费增加约0.071%。以货币量计算,从2010-2012年,每张信用卡可刺激城镇居民人均消费增加约123.6元,这可解释2010年至2012年城镇居民人均消费增长中的15.7%。进一步的分析发现,持有信用卡对消费的正向影响随着家庭受到的流动性约束程度的增强而提高,因此,持有信用卡可通过缓解流动性约束而促进消费。具体体现为两点:首先,从消费品的异质性来看,持有信用卡对耐用品支出的影响大于对食品衣着支出的影响,其原因在于耐用品的价格高,相对于其他商品而言更易受到流动性约束;其次,从家庭的异质性来看,持有信用卡对低收入、没有活期存款、遭受疾病或失业冲击家庭的消费的影响更大,其原因在于这些家庭相对而言受到更严重的流动性约束,一旦获得能够平滑当前消费的信贷支持,他们将首先用于满足当前消费。本文的研究仍存在一些不足,由于数据的限制,本文仅能考察持有信用卡对家庭消费的短期影响,未来可利用家庭的长期追踪数据来考察持有信用卡对消费的长期影响。

本文的研究具有重要的政策含义。当前我国经济进入新常态,经济增长从主要依靠投资、出口拉动向依靠消费、投资、出口协调拉动转变是经济发展的必然趋势,因此,扩大内需、提振消费是经济发展的长期主题。本文的研究表明,通过发展信用卡消费信贷来缓解消费者受到的流动性约束是促进消费增长的有效途径。当然,政府应逐步建立完善的社会征信体系,这既有利于金融机构降低信用卡违约风险,也有利于家庭积累良好的信誉,从而降低信贷市场的信息不对称。

参考文献:

1. 杜海韬、邓翔,2005:《流动性约束和不确定性状态下的预防性储蓄研究——中国城乡居民的消费特征分析》,《经济学(季刊)》第2期,第297-316页。
2. 樊纲、王小鲁,2004:《消费条件模型和各地区消费条件指数》,《经济研究》第5期,第13-21页。
3. 黄兴海,2005:《我国银行卡消费与经济增长的实证研究》,《金融研究》第11期,第72-82页。
4. 林晓楠,2007:《消费信贷对消费需求的影响效应分析》,《财贸经济》第11期,第27-31页。
5. 刘锐,2013:《消费金融对居民消费需求影响分析》,《消费经济》第1期,第38-42页。
6. 齐天翔、李文华,2000:《消费信贷与居民储蓄》,《金融研究》第2期,第111-116页。
7. 申朴、刘康兵,2003:《中国城镇居民消费行为过度敏感性的经验分析:兼论不确定性、流动性约束与利率》,《世界经济》第1期,第61-66页。
8. 唐绍祥、汪浩瀚、徐建军,2010:《流动性约束下我国居民消费行为的二元结构与地区差异》,《数量经济技术经济研究》第3期,第81-95页。
9. 汤向俊、任保平,2011:《信贷偏好与中国低消费、高投资的经济增长结构——基于中美两国数据的比较分析》,《经济评论》第1期,第96-104页。
10. 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,第35-44页。
11. 王江、廖理、张金宝,2010:《消费金融研究综述》,《经济研究》增1期,第5-29页。
12. 颜色、朱国钟,2013:《“房奴效应”还是“财富效应”?房价上涨对国民消费影响的一个理论分析》,《管理

^①这里假定新发行的信用卡都被激活正常使用。

- 世界》第3期,第34-47页。
13. 张华初,刘胜蓝,2015:《失业风险对流动人口消费的影响》,《经济评论》第2期,第68-77页。
 14. Bacchetta, P., and S. Gerlach. 1997. "Consumption and Credit Constraints: International Evidence." *Journal of Monetary Economics* 40(2): 207-238.
 15. Bayoumi, T. 1993. "Financial Deregulation and Consumption in the United Kingdom." *Review of Economics and Statistics* 75(3): 536-539.
 16. Cochrane, J. H. 1991. "A Simple Test of Consumption Insurance." *Journal of Political Economy* 99(5): 957-976.
 17. Cox, D., and T. Jappelli. 1993. "The Effect of Borrowing Constraints on Consumer Liabilities." *Journal of Money, Credit and Banking* 25(2): 197-213.
 18. Ekici, T., and L. Dunn. 2010. "Credit Card Debt and Consumption: Evidence from Household-level Data." *Applied Economics* 42(4): 455-462.
 19. Gross, D. B., and N. S. Souleles. 2002. "Do Liquidity Constraints and Interest Rates Matter for Consumer Behavior? Evidence from Credit Card Data." *Quarterly Journal of Economics* 117(1): 149-185.
 20. Hayashi, F. 1985. "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis." *Quarterly Journal of Economics* 100(1): 183-206.
 21. Jappelli, T., and M. Pagano. 1989. "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison." *American Economic Review* 79(5): 1088-1105.
 22. Jappelli, T. 1990. "Who Is Credit Constrained in the US Economy?" *Quarterly Journal of Economics* 105(1): 219-234.
 23. Ludvigson, S. 1999. "Consumption and Credit: A Model of Time-varying Liquidity Constraints." *Review of Economics and Statistics* 81(3): 434-447.
 24. Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. 1985. "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score." *American Statistician* 39(1): 33-38.
 25. Rubin, D. B. 2001. "Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation." *Health Services & Outcomes Research Methodology* 2(3): 169-188.
 26. Sullivan, J. X. 2008. "Borrowing during Unemployment Unsecured Debt as a Safety Net." *Journal of Human Resources* 43(2): 383-412.
 27. Zeldes, S. P. 1989. "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation." *Journal of Political Economy* 97(2): 305-346.
 28. Zinman, J. 2003. "The Impact of Liquidity on Household Balance Sheets: Micro Responses to a Credit Card Supply Shock." Federal Reserve Bank of New York, Working Paper, January 10.

How Does Consumer Credit Affect Household Consumption?

Li Jiangyi¹ and Li Han²

(1: School of Economics, Sichuan University;

2: RIEM, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the panel data from China Household Finance Survey (CHFS) in 2011 and 2013, this paper uses propensity score matching and fixed effect model to study the effect of credit card on household consumption. We find that holding credit card can improve household consumption by about 14%. And credit limit increases by 1% will make household consumption increases by 0.071%. The economic implication is that new issued credit card can improve per capita consumption by 123.6 yuan from 2010 to 2012, which accounts for 15.7% of the net increase in consumption from 2010 to 2012. Further studies show that the effect of credit card on consumption is different among different goods and households. The credit card has a larger effect on durables than food and clothing. And the effect is larger for the family who have lower income, zero current deposit, or who suffer from health and unemployment shocks. These findings are consistent with the liquidity constraints theory, that is, credit card can improve consumption through relax liquidity constraints.

Keywords: Consumer Credit, Credit Card, Liquidity Constraints, Propensity Score Matching

JEL Classification: E21, D12, E51

(责任编辑:孙永平、陈永清)