



No. C2020003

2020-06-09

我国消费券的发放效果研究¹

林毅夫² 沈艳 孙昂

内容提要：本文以 2020 年 3 月起中国地方政府陆续发放的消费券为切入点，根据消费券的具体特征，以及微信支付数据、疫情数据和城市经济状况数据，使用双重差分法、三重差分法和合成控制法来识别消费券的发放效果，并评估政府在助力经济复苏中的作用。本文主要有如下发现：第一，发放消费券可以促进消费，发券地区受支持行业的支付笔数比未发放地区同行业高约 25%；第二，在第三产业占比高的地区，消费券显著增加交易活跃程度；定向低收入人群的消费券可以增加消费。第三，城市不发放消费券的主要原因是财力受限而不是消费券无效。本文建议，加大对贫困地区和低收入人群的消费券发放，并利用大数据技术，多策并举精准定位需扶持行业与人群，确保消费券发放透明、公正、高效。

关键词：消费券 刺激政策 经济增长 地区不平等 有为政府

¹ 本研究感谢聂卓、李星宇、蒋旭、甘露的助研支持和腾讯公司的大力数据支持，感谢黄益平教授和北京大学国家发展研究院“新冠疫情的影响和应对策略”会议参与同事的评论和建议。

² 林毅夫，北京大学新结构经济学研究院，北京大学国家发展研究院，邮政编码 100871，电子邮箱 justinlin@nsd.pku.edu.cn；沈艳，北京大学国家发展研究院，邮政编码 100871，电子邮箱 yshen@nsd.pku.edu.cn；孙昂，中国人民大学汉青经济与金融高级研究员，邮政编码 100872，电子邮箱 ang.sun@ruc.edu.cn。

我国消费券的发放效果研究³

林毅夫⁴ 沈艳 孙昂

内容提要：本文以 2020 年 3 月起中国地方政府陆续发放的消费券为切入点，根据消费券的具体特征，以及微信支付数据、疫情数据和城市经济状况数据，使用双重差分法、三重差分法和合成控制法来识别消费券的发放效果，并评估政府在助力经济复苏中的作用。本文主要有如下发现：第一，发放消费券可以促进消费，发券地区受支持行业的支付笔数比未发放地区同行业高约 25%；第二，在第三产业占比高的地区，消费券显著增加交易活跃程度；定向低收入人群的消费券可以增加消费。第三，城市不发放消费券的主要原因是财力受限而不是消费券无效。本文建议，加大对贫困地区和低收入人群的消费券发放，并利用大数据技术，多策并举精准定位需扶持行业与人群，确保消费券发放透明、公正、高效。

关键词：消费券 刺激政策 经济增长 地区不平等 有为政府

一、引言

二零一九年末爆发的新冠肺炎疫情给我国和世界经济带来前所未有的挑战，疫情防控导致生产、消费和外贸同时萎缩。我国 2020 年第一季度经济同比下降 6.8%，国际货币基金组织预测 2020 年全球经济将会下滑 3%。虽然我国多次应对危机采取的基建投资，尤其近期提出的新基建仍为应对经济衰退的必要之举，但面对消费支出下滑冲击了中小微企业、就业和低收入人群的新情况，需要迅速、果断在需求端采取措施，以同时实现保护家庭、保障消费、帮企业渡过难关，从而保护我国经济根基的目标，重启消费已成为稳定我国经济的重中之重。不同于发达国家采取的发放现金、实行零利率甚至负利率的措施，从 2020 年 3 月起，我国地方政府开始陆续发放消费券。据商务部统计，截至 5 月 8 日，我国已有 28 个省市自治区的 170 多个地级市发放了 190 多亿元消费券，是我国历史上第一次大规模通过发放消费券来应对经济冲击。但是否应当加大发放规模取决于消费券能否达到刺激消费的初衷，这就需要先评估现有消费券的发放效果。

如果直接将一个城市或者一个行业发放消费券前后的消费变化当做消费券的刺激效果，可能因三方面因素导致估计偏误。第一，并非消费反弹都由消费券带来。这是因为消费受季节、城市特征或者其他因素影响，不发券消费可能也会反弹。第二，并非核销了消费券的支出都是被消费券撬动。如果消费者只是用消费券买了原本就计划买的物品，那么将核销了券的消费都算作由消费券刺激会对效果产生高估。第三，消费券发放并非随机。尽管可以控制相对易于观测的差异，如城市的产业结构、经济总量、财政实力，还可能存在不易观测的随时间变化的因素影响消费。例如对中央提出的“六稳”、“六保”政策，各地的解读和执行力度也有差异，这些差异不易简单量化，却可能直接影响消费券的发放效果。

本文旨在从我国发放消费券的具体特征出发，采用微信支付数据、疫情数据和城市经济状况数据来估计消费券的发放效果。利用疫情中不同城市在不同时点发放、也有城市始终未

³ 本研究感谢聂卓、李星宇、蒋旭、甘露的助研支持和腾讯公司的大力数据支持，感谢黄益平教授和北京大学国家发展研究院“新冠疫情的影响和应对策略”会议参与同事的评论和建议。

⁴ 林毅夫，北京大学新结构经济学研究院，北京大学国家发展研究院，邮政编码 100871，电子邮箱 justinlin@nsd.pku.edu.cn；沈艳，北京大学国家发展研究院，邮政编码 100871，电子邮箱 yshen@nsd.pku.edu.cn；孙昂，中国人民大学汉青经济与金融高级研究员，邮政编码 100872，电子邮箱 ang.sun@ruc.edu.cn。

发放这一时间和空间上的差异，我们采用双重差分（Difference-in-Difference, DID）和三重差分（Difference-in-Difference-in-Difference, DDD）模型识别消费券的刺激效果。双重差分和三重差分模型可以允许我们去掉消费行为在时间、季节等方面的变化、剥离出纯粹由消费券导致的消费变化，并且不要求消费券的发放完全随机。但双重（三重）差分法需要满足平行趋势假定，即要求交易笔数和交易金额在发放前的时间趋势相同。这相当于假定了控制可观测因素后，一个城市发券还是不发券的决定可被视为基本随机，而这一假定在现实中可能过于严格。为检验双重差分法的结论是否稳健，我们在安慰剂检验、平行趋势图之后，再采用广义合成控制法（Xu, 2017）来容许存在随时间变化的影响消费的不可观测因子，并进一步采用合成控制法（Abadie et al., 2010）来评估地方政府发放消费券决策受限制的程度，以增加对双重差分因果推断可信度的理解。

本文主要有三点发现。第一，发放消费券对活跃交易、促进消费有积极效果。在发放消费券一个月左右，发放消费券地区微信支付笔数比未发券地区高 4.202 个百分点，由此推算出发券地区受支持行业的支付笔数比未发券地区同行业高约 25%。第二，发放消费券显著增加了三产占比高城市的交易活跃程度，定向在低收入人群也有正向刺激消费的证据。第三，不发券地区如果发放消费券会有更高的微信支付笔数，说明地方政府不发券的主因是财力受限而不是消费券无效。另外，这些制约因素减弱了发放消费券决策的自主性，从而让发放过程更接近自然实验，增加了消费券发放效果因果推断的可信性。

本文对文献有以下三方面贡献。第一，本文从消费券刺激消费的角度，丰富了新冠肺炎疫情对经济影响的文献。新冠肺炎疫情发生以来，国际文献已经从疫情对资本市场、对家庭和企业、对劳动市场、对宏观经济、对健康和流行病建模、对社交距离和其他政策反应等多个角度展开了丰富的研究，如截至 2020 年 5 月底已经有了 110 多篇 NBER 工作论文。其中分析对消费影响的文献分别通过问卷调查和实际交易数据评估了疫情对消费支出的影响（Coibion et al., 2020 和 Baker et al., 2020a），也有文献评估了美国今年 3 月以来的经济刺激计划《2020 年关爱法案》（2020 CARES Act）下，发放现金对于刺激消费的效果（Baker et al., 2020b）。国内文献主要从疫情的经济冲击路径、企业经营状况和政策诉求、金融风险传导机制等角度讨论了疫情后财政政策走向、财税体制改革任务和对金融市场的影响（刘世锦等，2020；朱武祥等，2020；杨子晖等，2020；李明等，2020；陈赟等，2020），但缺少从全国范围内评估新冠肺炎疫情下消费券发放对刺激消费效果的研究，本文的发现有助于理解在疫情背景下，在世界最大的发展中国家发放消费券对经济复苏的效果。

第二，本文丰富和补充了消费券相关的研究。对于消费券是否能刺激消费这一问题，经济学理论和实证分析均无定论。根据凯恩斯乘数原理，政府以发放消费券的方式扩大公共支出可以增加国民收入、对宏观经济产生扩张效应。但根据弥尔顿·弗里德曼的持久收入假说，在消费者没有改变未来收入预期的情况下，消费券仅仅暂时提高某一期的收入水平，理性人会用消费券替代现金用于原定消费计划，而把现金储蓄起来；或者把引致的消费平滑到未来各个时期，产生“挤出效应”，削弱当期消费券的发放效果。

实证研究结果也莫衷一是。例如，Hsieh et al.（2010）评估了日本 1999 年 3 月向儿童和老人发放 60 亿美元消费券的效果，他们发现非耐用消费品和服务的支出未受影响；而 Moffitt（1989）和 Hoynes & Schanzenbach（2009）则发现正常时期发放食品券存在挤出效应。也有不少文献支持消费券存在刺激作用的想法。例如，Kan et al.（2017）发现消费券的效果主要是在食品和日用品等品类上；Hsieh et al.（2010）发现半耐用消费品对消费券的边际消费倾向为 0.1-0.2；Kan et al.（2017）采用对 2910 名电话受访者的调查数据，发现相应边际消费倾向为 0.24。Zandi（2008）和 Hanson（2010）发现美国针对贫困人群发放的食品券可以在衰退期刺激消费。总体来看这些文献支持衰退期发放消费券有刺激效果的想法。

从国内外文献来看，现有文献主要评估了发达国家（如美国、日本）和我国台湾地区的

消费券发放效果，少有对发展中国家发放消费券效果的评估、更缺少对中国的研究。本文对消费券作用的评估为史无前例的疫情下经济的复苏提供了有力实证证据。

第三、本文为在新冠肺炎疫情这样的重大公共卫生安全事件背景下，政府如何处理和市场的关系提供了新的评估视角。如果地方政府秉持斯密“守夜人”政府的看法，认定市场机制是调节经济运行最有效的手段，政府发放消费券会扭曲市场调节机制、不会产生理想的效果，那么地方政府的最佳选择可能就是不发放消费券。如果地方政府将自身定位在新结构经济学倡导的在“有效市场”的前提下，发挥“有为政府”作用的视角，那么当市场在遭受某种外生冲击导致有效需求不足，价格机制难于使得供需恢复均衡时，政府就有必要果断、积极地采取措施，以加快恢复市场需求，避免企业倒闭，导致失业增加和经济复苏后重建企业所带来的困难（林毅夫，2008，2013）。本文的发现为新结构经济学“有为政府”论提供了实证支撑。

本文结构如下。第二部分回顾和新冠疫情、消费券发放和地方政府行为相关文献。第三部分介绍消费券发放情况。第四部分介绍数据和研究策略。第五部分报告实证分析结果。第六部分为结论和建议。

二、文献回顾

如前所述，有关新冠肺炎疫情的研究很多，本文着重梳理疫情对消费影响的实证研究。这一支文献主要从两个方向展开，一是评估疫情与消费支出之间的关系，二是评估刺激计划对消费的影响。其中，Coibion et. al. (2020) 利用各地封城的时间差异，通过数轮对 1 万多名受访者的调查，研究了新冠肺炎疫情对家庭支出和宏观经济预期产生的影响。他们的调查显示，约 50% 的调查受访者报告冠状病毒造成了收入和财富损失，平均损失分别为 5293 美元和 33482 美元。他们估计总体消费支出下降了 31 个对数百分点，其中旅游和服装支出降幅最大。Baker et. al. (2020a) 利用消费者在一家非盈利金融科技平台上的日度交易数据，来评估疫情对家庭消费支出的影响。文章发现，随着疫情的恶化，家庭消费支出方式出现变化：疫情初期急剧增加的消费项目包括零售和食品支出，信用卡支出也大幅增加；但此后则出现总体支出的大幅下降。

除了评估疫情对消费支出的影响外，现有文献也考察了刺激计划的影响。Baker et. al. (2020b) 评估了美国政府出台的财政刺激措施 CARES 中，支付现金对消费支出的影响。他们发现，在收到现金的头 10 天内，每 1 美元的刺激可以增加 0.25-0.35 美元的支出，这一效果对低收入、收入降幅较大和流动性水平较低的家庭最为明显。

国内文献对疫情影响经济的评估有多个方面。如刘世锦等 (2020) 将网络分析法应用于投入产出体系，以湖北省为研究对象从区域间、经济部门间“层层传导”的传播视角分析了疫情的经济冲击路径；朱武祥等 (2020) 则通过两次问卷调查分析了中小微企业受疫情影响状况、政策诉求及政府救助政策落地情况，指出了政策偏差和相关对策建议；陈赟等 (2020) 研究了疫情对上市公司收益率的影响；杨子暉等 (2020) 采用风险溢出网络方法，探究疫情之下我国金融市场各部门间风险传导关系的动态演变，以及国际间金融风险传导的主要源头与溢出途径；李明等 (2020) 讨论了疫情暴露出的治理短板，并就财政政策发力方向及财税体制改革任务提出见解。综合来看，尚缺少实证分析疫情下消费券影响的文献。

与本文有关的第二支文献是关于消费券的研究。由于政府直接发放的政策性消费券在我国仍然是新鲜事物，国内相关实证研究不足，我们重点讨论中国大陆以外消费券的相关研究。从历史数据看，政策性消费券主要可以分为在经济衰退期针对特定人群发放的消费券，和专门针对贫困人口、在平常时期和衰退期都会发放的食品券两类。主要发放国家和地区包括美国、日本和中国台湾。

美国是较早发放消费券的国家，对消费券的研究也很丰富。美国发放的消费券主要是一

种类类似于低保的食品券，该计划始于 1939 年并一直延续至今。食品券向贫困群体发放，一般限在面包店、超市等场所购买各种果蔬食品。相关实证研究的焦点在于这些食品券是否比发现金有额外的刺激作用，而这一问题的实证发行并不一致。例如，有大量文献发现消费券可以带来额外的消费（如 Senauer & Young 1986; Fox et al. 2004; Wilde et al. 2009）；Zandi（2008）与 Hanson（2010）进一步估计食品券拉动的 GDP 增长是其发放金额的 1.7-1.8 倍，是政府所有经济刺激计划中最有效的政策。但是，Moffitt（1989）利用美国食品券计划涵盖了波多黎各、而波多黎各在 1982 年将食品券改为现金券这一外生事件，发现食品券的发放减少了相关食品的现金支出，产生了几乎一一对应的替代关系，因而不能起到刺激消费的作用。Hoynes & Schanzenbach（2009）利用 PSID 数据，采用三重差分法得到的结论，也和 Moffitt（1989）一致，即发放消费券并没有起到额外的刺激作用。

上述分析涵盖的时期主要是经济正常运转时期，而对经济衰退时期相关研究主要发现都指向发放消费券存在刺激消费的作用。其中 Beatty & Tuttle（2015）以 2009 年美国联邦政府颁布经济刺激法案大幅调高食品券福利金额作为外生冲击事件，估计出食品支出对消费券的边际消费倾向为 0.48，这一发现高于以往文献发现的平均 0.3（Hoynes & Schanzenbach, 2009; Breunig & Dasgupta, 2005; Fox et al., 2004; Levedahl, 1995; Fraker, 1990; Moffitt, 1989; Senauer & Young, 1986），也远高于发现金带来的边际消费倾向 0.05。Hsieh et al.（2010）研究了日本政府于 1999 年 3 月向占全国总人口 25% 的老人和儿童发放总额约为 60 亿美元消费券的刺激效果，他们发现消费券发放对服装等半耐用消费品作用明显（边际消费倾向约为 0.41），且这一效果对低收入群体更强。Kan et al.（2017）研究了 2008 年中国台湾发放的总额约 25.7 亿美元消费券的效果。通过对 2910 名电话采访者的调查研究显示，消费券关联消费是核销金额的 1.24 倍。

最后，由于本次消费券发放由地方政府主导，这一研究也将加深对地方政府在经济复苏中作用的理解。与本文研究密切相关的第三支文献是新结构经济学提出的“有为政府”理论。该理论提出，经济的良好运行既需要市场竞争来提供准确的价格信号和激励机制引导资源的配置，也需要政府克服经济运行、结构转型升级中不可避免会出现的各种市场失灵，主张“市场有效以政府有为为前提，政府有为以市场有效为依归”（林毅夫，2013）。并且，作为理性人，政府领导人行为动机有二：一是长期执政（从地方官员来说则是升迁）；二是在长期执政不受挑战的情况下希望青史留名。实现这两个目标的最好办法是给人民带来稳定、繁荣（林毅夫，2008）。发挥政府的作用，克服在经济发展、转型和运行中的市场失灵，则是给经济带来繁荣的途径。所以，在能认识到市场失灵之所在，政府领导人会有积极性采取措施以克服之。

根据这一理论，由于新冠疫情给国内外经济带来巨大冲击和不确定性，大规模的隔离、封锁和外销订单的减少导致有效需求骤然下降，靠市场的价格机制难于恢复供需的均衡，许多企业面临倒闭的风险，如果听之任之，必将出现大量企业倒闭，失业剧增，新冠肺炎疫情过后，企业重建则会面临重重困难，增加社会稳定和运行的成本，此时政府就需要积极主动采取措施，克服市场失灵，以保家庭、保企业、保经济根基。本文的研究提供评估新结构理论这一判断的机会。

三、各地消费券发放情况

本文涉及的消费券是指政府用财政资金向民众发放、可采取抵扣的方式到相关店面购物消费的代金券。根据收集整理的各地新闻报道，本部分从三个角度介绍我国各地截至 4 月 18

日消费券的发放情况⁵。第一节总括地方政府发放行为；第二节刻画消费券设计特征；第三节初步描述消费券的发放效果。

（一）地方政府消费券发放情况简介

首先，图 1 按照时间轴梳理了各地的发放时间。该图显示，最早发放消费券的是山东省济宁市，共 11 座城市在 3 月发放了消费券，其余 25 座城市在 4 月加入发放行列。其中疫情最为严重的武汉大致在 4 月 20 日宣布开始发放。

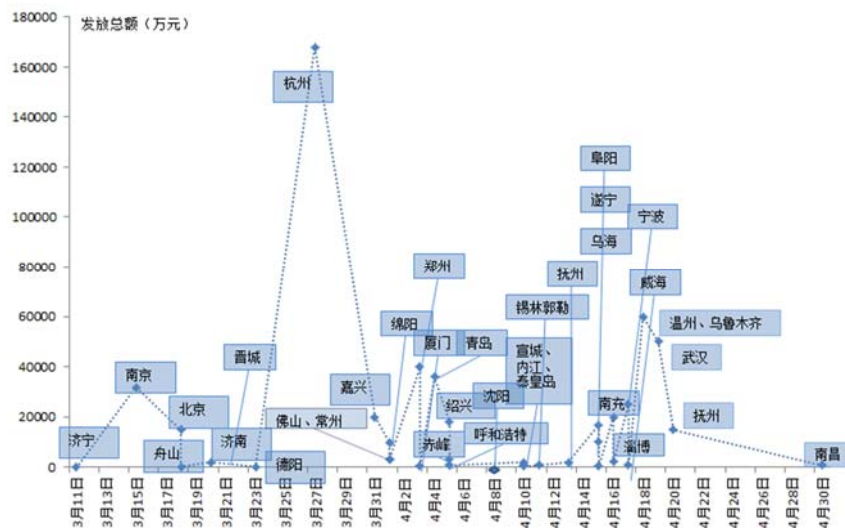


图 1 地级市消费券计划发放总额（万元）及时间一览（截至 4 月 18 日）

截至 4 月 18 日，各市消费券发放总额达 57.4 亿元（图 2）。总体来看经济较为发达的东部沿海城市计划发放金额较大，如温州、青岛和南京计划发放总额均达到或超过 3 亿元。杭州共计划发放消费券价值人民币 16.8 亿元，在图中热力最高。

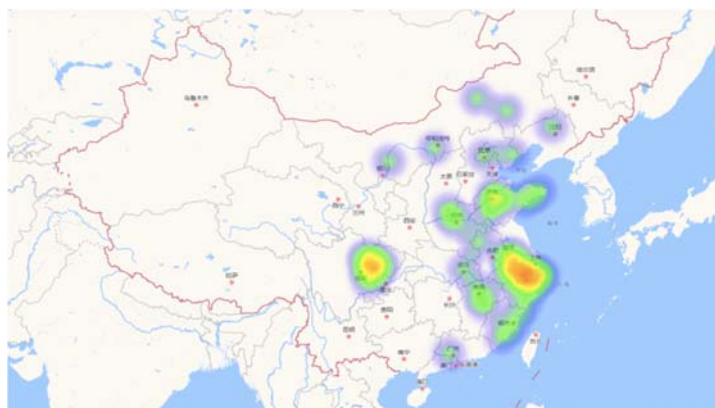


图 2 地级市消费券计划发放数量分布图（截至 4 月 18 日）

其次，从覆盖行业看，有行业定向的消费券发放城市占 69%，主要定向行业分别是餐饮（93%）、文化旅游（64%）、超市（55%）和百货（61%）。可见各地主要定向重度依赖线下消费、现金周转速度快才能维持其正常运行的行业。

第三，就覆盖人群而言，有 30 市的消费券都是针对本地居民，并不进一步明确人群定向。在有定向计划的城市中，定向人群是低保、特困、建档立卡贫困人口。但目前定向金额仍然较低，如武汉计划定向金额 1800 万元，占比为 3.6%；杭州计划定向 1500 万元；南京计划定向 1000 万元，占比约 3.14%。绍兴最高，计划定向 2750 万元，占比约 15.3%。

⁵ 截至 4 月 18 日宣布将于 30 日发放消费券的南昌也记为消费者发放城市。

第四，就发放方式和发放渠道来看，有 33 市采取纯线上模式，还有 3 市采取线上线下相结合的模式，也就是在通过线上平台发放电子消费券的同时，也发放现金券。线上发放渠道又有单多之分，其中仅采用支付宝方式发放的有 10 个市；仅采用微信发放的有 7 个；仅采用美团发放的有 3 个市；最后有 9 个市采取了多平台发放。

第五，从发放批次角度看，36 市中有 12 市选择一批次全部发放，2 个市发放两个批次，6 市发放 3 个批次，绍兴、嘉兴这两个城市发放 6 个批次。各市不同发放批次的安排，可以增加公众获取消费券的机会。

第六，消费者可以通过抢券、摇号和抽奖的方式获取消费券。其中抢券为主要发放方式（24 市）；其次是摇号或抽奖（7 市），其余暂未明确表示领取方式。一些城市还规定首轮未抽中消费券的消费者可报名第二次抽奖，以及前一轮未领取完的额度会转到下一轮继续抽取。发放批次和消费者获取途径的多样化说明，地方政府尽可能关注了发放公平问题。

（二）消费券设计特征

从消费门槛角度看，现有 36 市中有 22 市的消费券设有最低消费限额，8 个市的消费券不设消费门槛，剩余 6 市不清楚是否存在最低限额。有消费门槛的消费券最低消费限额均在 5-100 之间，以 30 元和 50 元为主。

从消费券面值看，单张消费券金额不超过 50 元的城市占 42%；100 元以内的占 69%。消费券的优惠主要通过满多少元减多少元来兑现，据此可以近似推算出优惠力度。例如，如果一地消费券的设计是满 50 元减 20 元，则最大优惠力度则为六折。36 个市中，三分之二的城市优惠力度在七折以上。

消费券总体有效期短。36 市中仅有 4 个市的消费券有效期超过一个月。其中，有 12 个市的消费券有效期为 7 天，占比 33.3%；这类消费券主要集中在餐饮、零售行业。有效期大一个月的主要是文旅类如门票等消费券。

（三）消费券的发放效果

在本小节，我们从核销率、消费券消费者用户画像和商家画像三个角度，初步描述消费券的发放效果。核销率是指一段时期内消费者获取消费券之后的使用比例。表 1 报告了整理出的各地发放日期、时间段、发放总金额、核销金额、关联消费等信息，和计算出的核销率和关联消费倍数。总体看来，两周内核销率大多在六七成，而关联消费倍数在 3.5-17 倍之间。这个倍数常被解读为消费券撬动消费的倍数，但由于核销消费券的消费未必都是消费券引发，这种做法往往会高估消费券的刺激作用。本文的目标是分离出消费券引发的那部分消费。

消费券用户和商家情况的信息各地介绍不多，零星证据显示中青年可能是消费券使用的主力军、中年人更可能因为消费券而增加消费，餐饮和食品零售行业的中小微商家更可能受益方等。⁶

综上可知，中国地方政府发放消费券有三个特点。第一，反应迅速。第二，主要目标是快速启动与民生密切相关的大量、小额消费，这通过消费券总体上消费券面额小、最低限额低、折扣适中、有效期短等特点体现。第三，发放过程中兼顾效率和公平。从效率角度看，消费券覆盖行业和覆盖人群等方面侧重“保企业、保家庭”，旨在扶持对本地民生和就业稳定有重要影响的行业；同时从方法批次和发放方式等方面尽可能做到公平。

⁶ 详见沈艳和孙昂（2020）。

表 1

各地核销率情况统计*

城市	发放日期	统计时间段	发放总额 (万元)	核销金额 (万元)	核销率 (%)	关联消费 (万元)	关联消费/ 核销金额
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)/(4)	(7)	(7)/(5)
晋城	03.22	03.22-04.19	1500	1442	96.1	17300	.
杭州	03.27	03.27-04.16	37500	32100	85.6	342200	10.7
嘉兴	03.31	03.31-04.16	10600	.	80.0	.	.
佛山	04.01	04.01-04.11	5000	3870	77.4	13600	3.5
内江	04.10	04.10-04.24	.	243	.	821	3.4
沈阳	04.10	04.10-04.24	2000	944	47.2	6459	6.8
衢州	04.03	04.03-04.13	3390	1846	54.5	10147	5.5
郑州	04.03	04.03-04.16	5000	3925	78.5	55200	14.1
赤峰	04.05	04.05-04.20	500	364	72.9	3692	10.1
呼和浩特	04.05	04.05-04.14	1000	86	8.5	719	8.4
绍兴	04.05	04.05-04.12	7500	2333	31.1	10900	4.7
宁波	04.17	04.17-04.23	1070	515	48.1	5321	10.3
乌鲁木齐	04.18	04.18-04.24	4786	330	6.9	5498	16.7
温州	04.18	04.18-04.25	19720	13000	66.2	98200	7.6
武汉**	04.20	04.20-04.27	62	19	30.7	.	.

* 数据由研究团队收集整理自各地新闻，具体来源参见资料来源中的相关新闻。

**武汉消费券核销数据按照张数（万张）而不是金额（万元）进行统计和计算，数据来源为微信支付团队。

四、数据描述与研究策略

（一）数据

本文使用的支付数据来自腾讯微信支付。该数据包括两部分，一是以 2019 年 12 月月度均值为 100，2020 年 1-3 月间，百货超市、餐饮、文化旅游、交通通信和居住这五大类行业的月度支付笔数和交易金额的变化百分比。我们以百货超市、餐饮和文化旅游作为消费券的实验组，并以基本没有消费券定向的交通通信和居住行业为对照组。二是以该城市在 2019 年 12 月的月度均值为基准，发放消费券所在省的 197 个城市在 2020 年 4 月 1 日到 23 日间各城市支付笔数和金额的相对变化百分比值。

图 3 描述了 2019 年 12 月到 2020 年 4 月间不同行业交易笔数的变化趋势，其中 4 月数据为 4 月 1 日到 23 日的均值。随着新冠疫情的爆发，交易笔数从 2020 年 1 月起出现下跌，其中跌幅最大的是餐饮（2019 年 12 月的 75%）；2 月延续 1 月跌幅，其中跌幅最大为餐饮（2019 年 12 月的 15%），最小为百货超市（2019 年 12 月的 58%）。经过 3 月的消费券发放等救助措施，到 2020 年 4 月，升幅最大的是百货超市，交易笔数已经回到 2019 年 12 月水平；紧随其后的是交通通信（76%）、餐饮（71%）、居住（69%）和文化旅游（55%）。

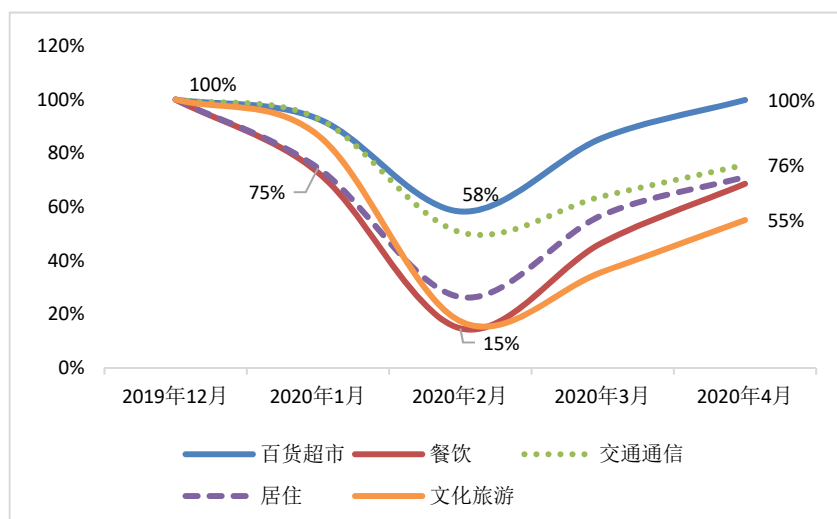


图3 2019年12月-2020年4月分行业微信支付交易笔数

图4刻画了交易金额的变化趋势。临近春节时，交易金额仍是上月的138%；但2月起各行业交易金额均出现下跌，其中百货超市跌到71%，文化旅游和餐饮的交易金额均仅有上月的20%左右。经过3月的消费券等扶持政策，百货超市的交易金额已经达到甚至超过了2019年12月水平，餐饮业交易金额也恢复到77%，但是文化旅游的消费下降仍然幅度很大，为12月的46%。

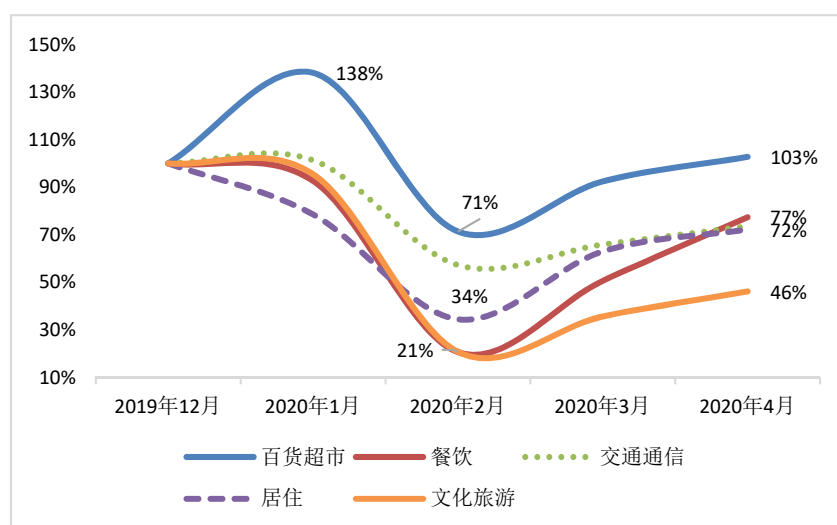


图4 2019年12月-2020年4月分行业微信支付交易金额

图3和4反映以下三点。第一，疫情对涉及“衣食住行游”的这五大行业的消费均带来极大的负面冲击，这一冲击以2月效果最深，交易笔数和交易金额在受创最重的行业仅为疫情前的20%左右。第二，各地政府的消费券发放有的放矢。消费券主要针对百货超市、餐饮和文化旅游等遭受疫情重创的行业。第三，和没有得到消费券补贴的行业相比，被补贴行业的消费恢复速度更快。例如，餐饮4月的交易金额从51%增加到了77%，增幅为 $(77-51)/51=51\%$ ；文化旅游的增幅从36%到46%，增加30%，而通信和居住的增加幅度为10%左右。

本文采用的消费券数据由研究小组从各地的新闻和地方政府网站收集，具体数据来源参见沈艳和孙昂（2020）。新冠病毒引发的疫情数据从丁香医生网站获取⁷。刻画城市经济基本

⁷ 数据来源 <https://github.com/canghailan/Wuhan-2019-nCoV>。

面的控制变量来自 CEIC 数据库，主要控制了地方经济发达程度（人均 GDP 的对数值），经济结构（第三产业的 GDP 占比），城市财政状况（人均一般预算收入的对数值和一般预算收入占 GDP 比重）和财政自给率（一般预算收入占一般预算收入和转移支付之和的比重）。⁸ 表 2 描述了发券城市和未发券城市的疫情与经济财政状况。可以看到，有发放计划的城市经济水平更高、财政实力也更强，转移支付占 GDP 的比重更低。⁹

表 2 非发券城市和发券城市疫情和经济财政情况统计描述

变量名	暂无发券计划城市			有发券计划城市		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
Log 当日累计确诊数	24,710	2.859	1.601	3,060	3.853	1.677
Log GDP 总量	299	4.834	1.065	36	5.865	0.971
Log 人均 GDP	290	1.470	0.620	36	2.123	0.695
Log 人均一般预算收入	290	-1.161	0.763	36	-0.293	0.908
一般预算收入占 GDP 比重 (%)	299	7.585	2.454	36	9.376	3.067
转移支付占 GDP 比重 (%)	299	21.972	26.222	36	7.346	7.019
财力自给率 (%)	299	36.370	19.833	36	62.889	24.500
第三产业占比 (%)	296	44.343	8.332	34	50.124	10.305

注：Log 当日累计确诊数为城市-日度观测值，故观测值数量较多。

（二）研究策略

由于消费券的发放过程近似于一个自然实验，我们采用双重差分法来估计发放消费券的发放效果。具体来说，通过比对同一城市消费券发放后与发放前的消费差异，就可以去掉同一城市短期内不随时间变化的城市特征对消费券的发放决策以及对消费本身的影响。在此基础上控制时间趋势，就可以去除不发放消费券、消费也会在春节后出现的恢复与攀升。再以未发放消费券城市为基准组，用这些没有发放消费券城市的消费情况来近似发放消费券城市在没有发放消费券时的消费状态，这就可以去掉并非由消费券引发的消费。本文的基准估计方程为

$$y_{jpt} = \alpha + Coupon_{jpt}\beta + X_{jpt}\gamma + \rho_j + \tau_t + trend_p + \varepsilon_{jpt} \quad (1)$$

其中脚标 p 表示省份， j 表示城市， t 表示日期。虚拟变量 $Coupon_{pjt}$ 刻画 p 省的城市 j 在第 t 天发放消费券的情况，如果当天有发放消费券则取值为 1，其他情况为 0。 X_{pjt} 为 p 省的城市 j 在第 t 天的累计病例数。 c 是城市固定效应， τ 是日期固定效应， $trend_p$ 是分省的时间趋势。 ε_{pjt} 是残差项，在城市层面上聚类。回归分析中 1-3 月的权重为 1-3 月月度数据的标准差，4 月的权重为 4 月日度数据的标准差。

在双重差分模型的基础上，我们采用三重差分模型做差异性分析。记 $Coupon_assign_{pjt}$ 是省份 p 城市 j 时间 t 是否在发放消费券方式和定位人群等方面存在差异，并估计如下回归方程

$$y_{jpt} = \alpha + Coupon_assign_{pjt}\gamma + Coupon_{pjt}\beta + X_{pjt}\gamma + c + \tau + trend_{pt} + \varepsilon_{jpt} \quad (2)$$

（2）式中其他设定均与式（1）相同。

由于双重差分法和三重差分法要求满足平行趋势假定，也就是要求了条件于其他控制变

⁸ 由于 2019 年城市层面统计数据尚未公布，且数据库中 2018 年变量缺失较为严重，我们使用 2017 年的数据来度量城市的经济财政特征。

⁹ 沈艳和孙昂（2020）的评估中还考虑控制了官员个人特征相关变量。部分现有文献认为，官员个人特征会显著影响中国地方政府决策，这种影响体现在基建投资、税收征管、公共支出结构等多个方面（纪志宏等，2014；徐磊和王伟龙，2016；Persson & Zhuravskaya, 2015；Zhang et al., 2019）。由于回归发现官员个人特征不是统计上显著的变量，本文略去这类变量。

量, $Coupon_{jpt}$ 和 ε_{jpt} 应当独立。为了评估上述分析的稳健性, 我们采用假设相对较弱的广义合成控制法 (Generalized synthetic control) 进一步评估发放消费券的效果。如果平行趋势假定过于严格是由于缺省了对随时间变化的一些不可观测的因素导致, 那么进一步控制这些因素就可以实现模型的识别。具体来说, 我们的估计模型是

$$y_{jpt} = \alpha + Coupon_{jpt}\beta + X_{jpt}\gamma + \rho_j + \tau_t + trend_p + F_t\lambda_i + \varepsilon_{jpt} \quad (3)$$

其中, 因子矩阵 F_t 代表随时间发生变化的不可观测的共同因子, 而因子负荷 (factor loadings) 向量 λ_i 刻画了对于不同城市, 上述因子的影响可以不同。

最后, 选择性偏误问题的严重性取决于地方政府发放消费券决策的自主程度。对于经济发展水平相对较低的、产业结构相对不够优化的地区, 不发券的原因可能还包括地方政府财力受限而无力发放消费券。本文采用合成控制法 (synthetic control, Abadie et al., 2010) 来模拟不发放城市如果发放的情形。如果不发券是最优选择, 那么基于合成控制法得到的反事实消费和真实消费之间就没有统计上显著的差异; 但如果反事实消费明显高于真实消费, 那么他们不发券的原因就更可能是财力受限。

合成控制法的估计步骤如下。首先我们采用已发券城市经济基本面和疫情数据, 通过这些数据特征选择出最优权重, 为每一个未发券城市生成一个合成城市。即对于未发券城市 s

的每一个控制变量 x_{sm} , $s=1, \dots, S$, $m=1, \dots, k$, 通过最小化 $\sum_{m=1}^K V_m \left(x_{sm} - \sum_{j=S+1}^N w_j x_{jm} \right)^2$ 和

$\sum_{t=1}^{T_0} \left(Y_{st} - \sum_{j=S+1}^N w_j(v) Y_{jt} \right)^2$ 得到最优权重 $w(v)_{S+1}^* \dots w(v)_N^*$, 其中 v 是对角线为

$v_1, \dots, v_m, \dots, v_k$, 其余位置为 0 的矩阵, 是反映解释变量权重的矩阵。

然后我们计算合成支付笔数 $\hat{Y}_{st} = \sum_{j=S+1}^N w(v)_j^* Y_{jt}$, $t = 1, \dots, T$ 。这里, 疫情前合成城市的交易状况 \hat{Y}_{st} , $t = 1, \dots, T_0$ 和真实交易之间的差可以反映合成方法的效果: 如果疫情前合成交易状况非常接近真实状况, 就表明这些权重的选择恰当。此时疫情后的合成支付笔数 \hat{Y}_{st} , $t = T_0 + 1, \dots, T$ 就可以作为反事实状态下交易笔数的估计值。最后, 计算

$Y_{st} - \hat{Y}_{st}$, $t = T_0 + 1, \dots, T$, $s = 1, \dots, S$, 就得到未发券城市如果发券的净效应。

五、消费券发放效果评估

我们以发行消费券的36市为实验组, 它们所在省的其余161个市作为控制组, 并将腾讯提供的这197个城市的4月日度交易笔数和交易金额和1-3月的月度数据整合成一个面板数据¹⁰。采用这一面板数据, 本文在第(一)节展示对交易笔数和交易金额的双重差分回归结果, 在第(二)节以三重差分法展开差异性分析, 并在第(三)节报告稳健性检验结果。

¹⁰ 数据显示, 交易从2月以来逐步恢复, 交易变化主要体现在月度之间。4月虽然有日度数据, 但仅仅用4月日度数据所显示的变化不足以描述交易的整体情况。为了保留4月日度数据的精度, 我们将1-3月的月度数据得到的日均值与4月月度数据一起构成城市-日度的面板。在回归估计中, 我们按照标准差进行加权。

(一) 消费券对交易笔数和金额的影响：回归结果

表3和表4报告了消费券对交易笔数和交易金额的刺激效果的估计。表3的第1列显示，发券地区腾讯平台所能追踪的交易笔数比未发券地区高4.202个百分点，并且这一系数在1%水平显著。采用消费券发行额度的自然对数代替是否发放虚拟变量的回归显示（第2列），当消费券额度加倍时有消费券地区比未发消费券地区的交易笔数多0.48个百分点这一效果也在1%水准显著。

表 3 DID 估计量：消费券对交易笔数（按 2019 年 12 月平减）的影响

	(1)	(2)
消费券（已发行=1，未发行=0）	4.202*** (1.157)	
Ln（消费券发行额度）		0.480*** (0.145)
观测值	22,109	22,081
R平方	0.800	0.800

注：回归数据为197个城市（其中36个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易笔数为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表4汇报了运用DID方法估计消费券对微信支付交易金额的影响，其中交易金额是以2019年12月为100%来平减得到的百分数。该表显示，无论是是否发放消费券的虚拟变量还是发放金额，消费券对实验组城市微信支付金额的影响均不显著。

表 4 DID 估计量：消费券对交易金额（按 2019 年 12 月平减）的影响

	(1)	(2)
消费券（已发行=1，未发行=0）	0.771 (3.759)	
Ln（消费券发行额度）		0.062 (0.481)
观测值	22,109	22,081
R平方	0.235	0.235

注：回归数据为197个城市（其中36个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易金额为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

为理解上述发现的经济显著性，我们从微信支付团队获得了2020年微信支付中“衣食住行游”这五大行业的交易笔数和交易金额占全行业的比重。如图5所示，交易笔数占比总和为25%，其中消费券支持的超市百货、餐饮、和文化旅游三行业占比为16%；而交易金额这两个占比要小得多，分别为10.2%和7.3%。由于交易笔数占比16%的三个行业带来了全行业交易笔数增加了4.202个百分点，可以推算在发券一个月内，发券地区消费券支持行业的交易笔数比未发券地区相应行业的交易笔数增加了25%。考虑到大部分地区发放消费券都是4月以后才开始，以及我们的分析中已经控制了城市特征、时间特征、随省份不同的时间趋势等因素，这体现出消费券对活跃经济存在显著的正向作用。

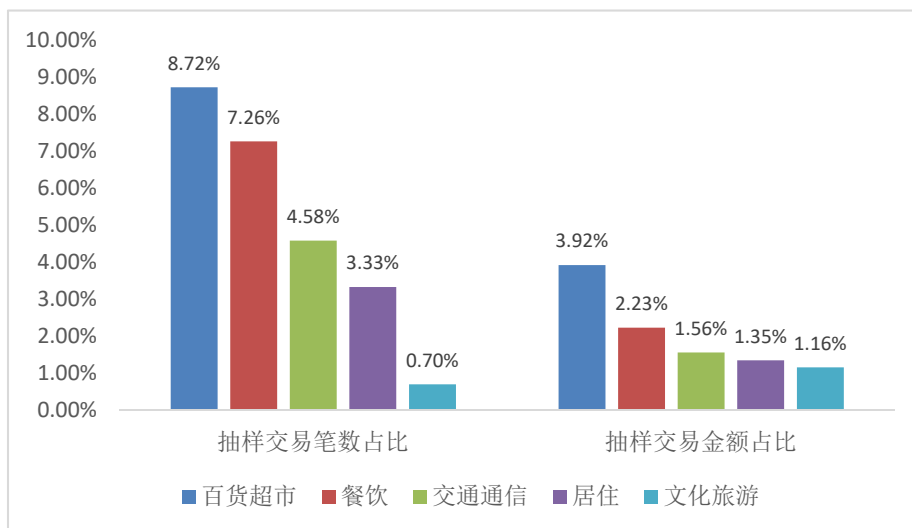


图5 五行业抽样交易笔数和交易金额占比

当然，表4显示以发放金额为因变量时，消费券发放对金额的影响在统计上并不显著，这一结果可能主要源于我们获得的数据是城市微信支付全行业的数据，而消费券扶持的三行业的交易金额占比仅7.3%。这使得消费券带来的在月度数据中看到的分行业显著作用暂时无法在全行业变化中呈现。

（二）消费券对交易笔数和金额的影响：差异性分析

本小节从发券城市中发放方式、定向人群、多单平台、城市特征的不同等角度上述发现作差异性分析。表5报告了是否摇号发放的效果。第1、3列回归结果显示，摇号发放同时增加了交易笔数和交易金额，这一增加均在1%的水平上显著。以青岛为例解释摇号领取的过程，市民通过扫描二维码下载“爱城阳”App，于3月21日到3月28日零点报名申领。申领时，可以单独申请餐饮、体育、图书、零售四个类型消费券，也可同时申请多种类型。每人仅可报名一次，最多可参与三次摇号，摇中即止。通过一定的时间成本（下载app、实名申请等），这种摇号方法可以遴选出对消费补贴最迫切需要的人群；并且由于消费者可以申请不同小类的消费券，个体的消费偏好也更能满足，这就使得这种消费券的刺激效果可能更为显著。

表5的2、4列结果显示向特定人群发放本身并没有使得消费券的效果更大。以青岛为例，定向人群包括新冠肺炎疫情防控一线医务人员、区级及区级以上劳模、特困人员和低保家庭，数额在每人100-200元不等。¹¹ 这些人群在消费倾向上可能不同，因此这一概括指标可能不足以反应消费券的刺激作用。

在众多定向人群中，“保家庭”的政策目标让是否定向低收入家庭成为关注重点。在表6中，我们以三重差分的方法比较以“定向低收入人群”为特征的消费券是否有比一般消费券更大的刺激效果。表6显示，以定向低收入人群为特征的消费券并未比其他模式显著地增加交易笔数或交易金额。然而，在分析交易金额的第3、4列中，系数在10%显著水平的边际上，且符号稳定为正。这表明定向低收入家庭在短期内可以提高他们的消费能力。

¹¹ 针对新冠肺炎疫情防控一线医务人员，城阳区分别为每人定向发放 200 元消费券；针对区级及区级以上劳模，城阳区分别为每人定向发放 100 元消费券；针对特困人员和低保家庭，城阳区分别为每人定向发放 100 元消费券。

表 5

差异性分析：DDD 估计量

消费券的发放方式是否对交易笔数及金额有额外影响（按 2019 年 12 月平减）

	(1)	(2)	(3)	(4)
结果变量	交易笔数		交易金额	
消费券摇号发放（已发行且摇号=1，其他=0）	10.309*** (3.436)		16.358*** (5.298)	
向特定人群发放（已发行且向特定人群=1，其他=0）		2.675 (3.420)		7.048 (5.545)
消费券（已发行=1，未发行=0）	3.622*** (1.294)	3.705*** (1.377)	-0.565 (3.921)	-0.745 (4.211)
观测值	22,031	22,031	22,031	22,031
R平方	0.820	0.820	0.289	0.289

注：回归数据为197个城市（其中35个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易金额为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 6

差异性分析：DDD 估计量

定向低收入群体是否对交易笔数及金额有额外影响（按 2019 年 12 月平减）

	(1)	(2)	(3)	(4)
结果变量	交易笔数		交易金额	
消费券定向低收入（已发行且定向=1，其他=0）	2.617 (3.439)		7.162 (5.678)	
定向低收入的额度（万元）（已发行且定向=额度数值，其他=0）		0.006 (0.004)		0.011* (0.007)
消费券（已发行=1，未发行=0）	3.768*** (1.438)	3.716** (1.444)	-0.869 (4.411)	-0.957 (4.421)
观测值	22,017	21,903	22,017	21,903
R平方	0.820	0.820	0.288	0.288

注：回归数据为197个城市（其中36个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易金额为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表7汇报了通过多平台还是单平台来发放消费券是否在刺激消费上有不同效果。多平台消费券（已发行且定向=1，其他=0）的点估计显示两者未有显著差异。这一结果不难理解。一方面多平台相对于单平台可能确实引致更多的交易，因为不同消费支付习惯的用户都可以参与用券消费。但另一方面，多平台可能导致增加的消费分散在不同支付平台，从而更难被微信支付追踪到，给定截至4月23日全国仅发放50多亿消费券，这一效果就更不容易从微信支付数据中显现。

表 7

差异性分析：DDD 估计量

多单平台参与发放是否对交易笔数和金额有额外影响（按 2019 年 12 月平减）

	(1)	(2)
结果变量	交易笔数	交易金额
多平台消费券（已发行且定向=1，其他=0）	2.599 (2.288)	3.010 (5.196)
消费券（已发行=1，未发行=0）	3.167** (1.218)	-1.315 (4.556)
观测值	22,020	22,020
R平方	0.800	0.237

注：回归数据为197个城市（其中36个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易金额为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

最后，我们研究不同特征的城市所发放的消费券是否在刺激效果上有所不同。由于三产比重高的城市一般居民收入水平比较高、政府财政情况比较好，三产受到的需求端的冲击也比较大。为了解决这一可能的内生性问题，我们将是否发放消费券的虚拟变量与城市的三产比例百分数、人均GDP（万元），和接受上级财政转移支付占GDP比例的百分数分别交乘，通过三重差分法考察这些特征如何影响消费券的刺激效果。表8的1、4列显示，三产比例高的地方消费券的效果更为明显，其中交易笔数在10%水平上显著，而交易金额不显著。第2列和第5列显示，人均GDP高的城市消费券的刺激效果更大，交易笔数和金额都显著增加。最后，第3、6列显示，转移支付比例每增加一个百分点，发放消费券对交易笔数的刺激作用会减弱0.00399个百分点，对交易金额的刺激作用会减弱0.0095个百分点。但是由于消费券发放平均可以增加7.5个百分点的交易笔数和8.669个百分点的交易金额，因此即便对财政依赖程度大的城市，发放消费券对交易笔数和交易金额的净刺激效果仍然为正。

表 8

差异性分析：DDD 估计量

不同城市特征下消费券对交易笔数和金额的额外影响（按 2019 年 12 月平减）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
结果变量	交易笔数			交易金额		
三产比例*消费券	0.002* (0.001)			0.006 (0.004)		
人均GDP*消费券		0.008** (0.003)			0.019** (0.008)	
转移支付比例*消费券			-0.004*** (0.001)			-0.010** (0.005)
消费券（已发行=1，未发行=0）	-4.440 (5.504)	0.863 (1.402)	7.506*** (1.588)	-29.442 (24.650)	-7.160 (6.441)	8.669*** (2.544)
观测值	21,558	22,109	22,109	21,558	22,109	22,109
R平方	0.800	0.801	0.801	0.234	0.236	0.236

注：回归数据为197个城市（其中36个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易金额为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。城市特征为2018年的年度数据，三产比例和转移支付比例都是百分点（取值在0-100之间），GDP 以万元为单位。残差在城市层面聚类。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

（三）消费券对交易笔数和金额的影响：稳健性检验

本文的稳健性检验有两个角度。一个角度是评估微信支付交易笔数增加是否就能得出消费券增加总体交易笔数。第二个角度是检验双重差分法的稳健性，这从四方面展开。首先对消费券发放决策作安慰剂检验；其次画图法评估平行趋势假定是否能被满足；三是采用容许不平行趋势的广义合成控制法估计模型作对比；最后用合成控制法评估不发券城市选择受限的程度，以评估选择偏误的大小。

交易笔数的增加是否可以得出消费券增加总体消费笔数的结论，还要排除挤出效应。由于数据来自腾讯，一个潜在的担心是如果消费券通过腾讯发放，那么为了获取消费券，公众自然会在微信支付上交易，从而腾讯可以追踪到更多的交易，但是这可能只是“挤出”了其他的平台的交易，并不能代表整个市场发生了更多交易，这样我们就高估了消费券对市场交易的影响。反之，如果消费券不通过腾讯发放，腾讯可能成为被“挤出”的一方，从而追踪到更少的交易，使得我们低估了消费券的影响。我们采取三重差分的方法来解决这个问题，并设估计方程为

$$y_{jpt} = \alpha + Coupon_Wechat_{pjt}\gamma + Coupon_{pjt}\beta + X_{pjt}\gamma + \rho_j + \tau_t + trend_{pt} + \varepsilon_{jpt} \quad (4)$$

其中， $Coupon_Wechat_{pjt}$ 是省份 p ，城市 j ，时间 t ，是否通过腾讯平台发放消费券，其他设定均与式（1）相同。我们将结果报告在表9中。该表显示，无论是否通过腾讯发券，交易笔数和交易金额的增幅均无明显差异，即没有发现消费者因为消费券改变支付习惯的证据，故而可以排除挤出效应或者被挤出效应。

表 9 稳健性检验，DDD 估计量：

腾讯参与发放消费券是否影响交易笔数及金额（按 2019 年 12 月平减）

	(1)	(2)
结果变量	交易笔数	交易金额
微信参与*消费券	-0.366 (1.857)	3.267 (5.754)
消费券（已发行=1，未发行=0）	3.939*** (1.484)	-1.563 (5.812)
观测值	22,020	22,020
R平方	0.800	0.237

注：回归数据为197个城市（其中35个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易金额为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

本文对双重差分法稳健性检验的第一步是做安慰剂检验。上述实证分析发现的消费券的刺激效果，可能是消费券仅仅是其他刻画发券城市和不发券城市之间系统差异的代理变量。例如，发券城市的市民本身就有更强的消费倾向。为此我们做如下安慰剂检验：我们分别假设消费券发放的时间提前30天或者15天，然后考察这些虚拟的消费券发放是否会影响支付笔数。如果消费券代理了其他刻画两类城市一直存在的差异的变量，那么该变量的系数在统计上就会显著。表10报告了这一估计结果，可以看到无论是假定提前30天还是提前15天，假定发放消费券对交易笔数和交易金额均无影响，这表明前述消费券发放变量并非其他因素的代理变量。

表 10

安慰剂检验：
消费券对交易笔数及交易金额的影响（按 2019 年 12 月平减）

	(1)	(3)
结果变量	交易笔数	交易金额
A. 将发券日期提前30天		
消费券（已发行=1，未发行=0）	0.352 (0.720)	-0.743 (1.393)
Ln（消费券发行额度）		
观测值	15,422	15,422
R平方	0.855	0.222
B. 将发券日期提前15天		
消费券（已发行=1，未发行=0）	1.029 (1.104)	-0.526 (1.080)
Ln（消费券发行额度）		
观测值	15,422	15,422
R平方	0.855	0.222

注：回归数据为197个城市（其中36个发券）1月、2月、3月的月度数据和4月的日度数据所组成的面板数据。交易笔数为以2019年12月为基准（100%）平减的百分数。回归方程还包括一个常数项，城市固定效应、日期固定效应以及随省份不同的时间趋势。残差在城市层面聚类。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

如果发放消费券之前，发券城市和未发券城市微信支付笔数和金额变化趋势基本相同，那么双重差分法能够识别出消费券的效果。我们采用画平行趋势图的方法来评估该假定。图6比对了发券城市和未发券城市交易笔数的变化，其中虚线左边是发放消费券前的交易笔数变化，可以看到发券城市和未发券城市交易笔数变化趋势大致相当；虚线右边是发放消费券之后两类城市交易笔数的差异。可以看到发券城市与未发券城市交易笔数差距在消费券发放后呈现扩大趋势。

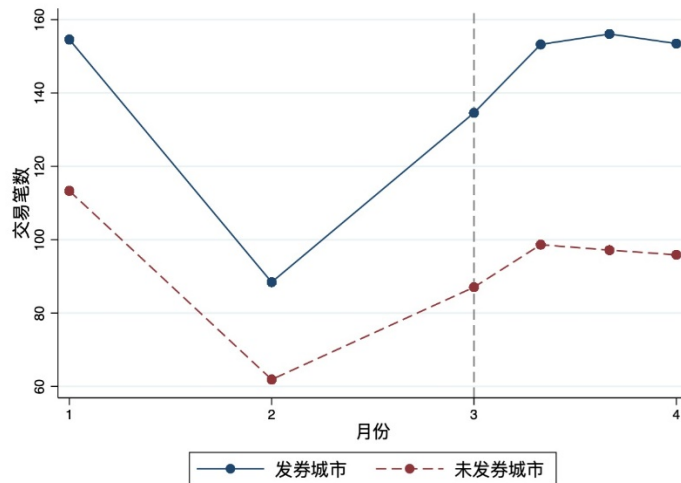


图 6 发券城市和未发券城市平行趋势图

稳健性检验的第三步是在容许平行趋势假定不成立的情况下估计消费券的发放效果。这里，我们采取容许存在不可观测的随时间变化的因子的广义合成控制法，来合成发券城市如果未发券情况下的交易笔数。图7中画出实际交易笔数均值和不发券情况下的反事实交易笔数的差，以及相应的90%置信区间。可以看到，在发券后的30天内，发券带来的交易笔数增

加是正值，并且这些增加在统计上显著。这表明即便平行趋势假定不成立，消费券刺激消费的正面作用也是稳健的。不过，广义合成控制法估计出的效果置信区间较大，这是由于控制随时间变化的共同因子带来了效率损失。鉴于采用广义合成控制法估计的效果与双重差分相当但存在效率损失，本文以双重差分法作为主要估计方法。

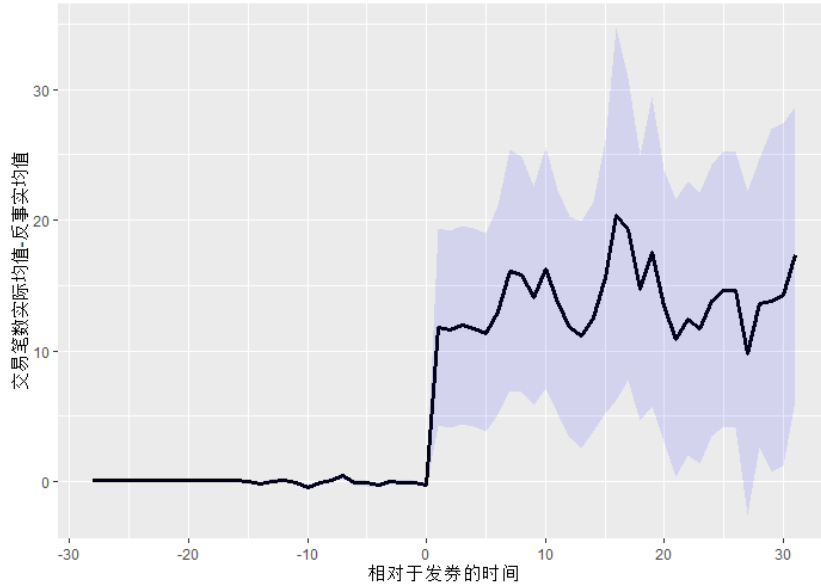


图7 发券城市交易笔数实际均值和反事实均值：广义合成控制法

最后，如果数据显示的发放和不发放都是地方政府的主动选择，那么选择偏误可能难以回避。新结构经济学指出，一地的禀赋结构决定其产业结构和收入水平，而收入水平又决定了财政自给程度。也就是说，不发券城市可能会因为资金受到约束而无法发券，在这种情况下，地方政府短期内的选择就会受到了限制，对因果识别来说就增加了外生性。为此，我们又分三步来评估未发券城市是否受到资金约束。

首先，我们分别画出财政自给率和第三产业占比（图8），以及各地财政自给率和人均GDP（图9）之间的关系。该图显示，三产占比低的地区、人均GDP低的地区，财政自给率都比较低。因此，三产占比低的地区即便想发券，也可能因为财政资金不够而无法发券。

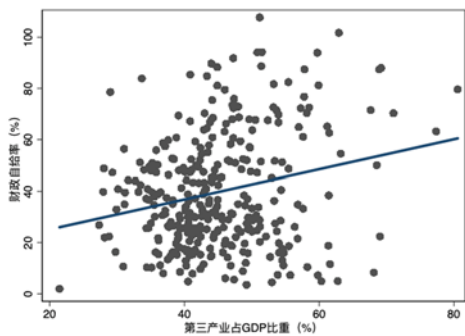


图8 财政自给率和三产占比

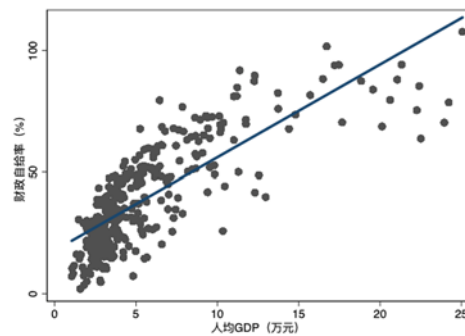


图9 财政自给率和人均GDP

其次，我们采取合成控制法（Abadie et al., 2010）来评估未发放城市如果发放消费券，交易笔数会如何变化。这里的原假设是，如果地方政府不发放消费券是地方政府认定的最佳选择，那么即使地方政府发放消费券，得到的交易笔数应当不会现实交易笔数更多。反之，如果地方政府不发放消费券是因为财力不足，那么就应当观察到发放消费券后的交易笔数比实际交易笔数有统计上显著的增加。

我们在图10和11报告合成控制法估计的结果，其中图10画出了发券前后，未发券城

市的真实交易笔数与合成交易笔数；图 11 报告了两组之间的差值。寻找最优权重时使用的协变量为确诊人数、人均 GDP 和财政自给率。图 10 显示，发券前，真实交易笔数和合成交易笔数差距很小，表明合成控制组能够较好地模拟未发券城市的经济和疫情发展状况。发券后，两组城市的交易笔数的变动趋势开始发散。具体来看，从发券后第 6 天开始，合成控制组的交易笔数明显高于未发券城市的实际交易笔数，而两组城市的唯一差异在于是否发券。这一结果表明，未发券的城市如果采取发券措施会明显提升交易笔数。图 11 展示了平均处理效应，即未发券导致的交易笔数减少的百分点。可以看到，发券后 6 天开始，平均处理效应逐渐增强，在发券后 20 天逐渐稳定在减少 6 个百分点左右。

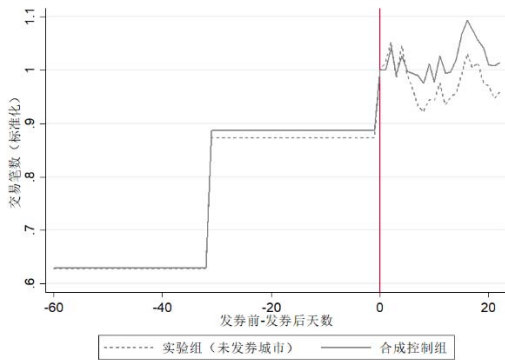


图 10 两组交易笔数的变动

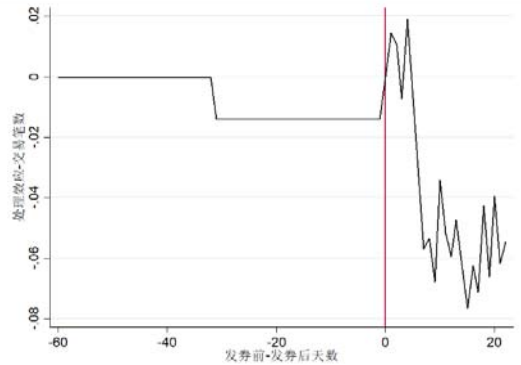


图 11 平均处理效应

最后，我们从发券额度与财政自给率之间的关系角度，探究已发券城市是否发放金额就是他们的最优选择。表 11 比对了财政自给率最低的 8 个发券城市和其他 28 个城市在经济基本面上的差异。这 8 个城市是赤峰、阜阳、锡林郭勒、南充、抚州、商丘、遂宁和乌海。可以看到这 8 个城市的人均 GDP、人均财政收入和第三产业占比都显著低于其他城市。这表明，在有发放意愿并且也采取发放措施的地区，也可能受限于财政能力而少发放了消费券。表 11 低财政自给率发券城市与高自给率发券城市比较*

地方财政特征	全样本	自给率最低 8 市	其余 28 城市	差值
人均 GDP 对数 (百万元/千人)	4.43 (0.12)	3.59 (0.21)	4.66 (0.10)	-1.08*** (0.21)
人均财政收入 (百万元/千人)	10.51 (1.40)	3.40 (0.99)	12.54 (1.59)	-9.14*** (3.05)
财政收入占比 (财政收入/GDP)	0.09 (0.01)	0.08 (0.01)	0.10 (0.01)	-0.022 (0.01)
财政自给 (财政收入/财政支出)	0.63 (0.04)	0.30 (0.02)	0.72 (0.04)	-0.43*** (0.07)
第二产业占 GDP 比重	0.43 (0.01)	0.42 (0.02)	0.43 (0.02)	-0.01 (0.04)
第三产业占 GDP 比重	0.50 (0.02)	0.41 (0.01)	0.52 (0.02)	-0.11*** (0.04)

注：***代表差异在 1%水平下显著。

综上所述，在不发消费券、少发放消费券地区，消费券发放不足更可能是地方政府在财力不足情况下的无奈之举。也就是说在突如其来的疫情面前，地方政府因自身财力等问题，短期内的选择受到了限制，因此选择偏误不是影响估计效果的主要因素，可以认为本文的消费券发放效果估计稳健。

六、结论与建议

突如其来的新冠肺炎疫情对全球各国应对紧急重大公共卫生事件的能力和经济社会复苏能力，都是一次大考。本文发现，中国地方政府审时度势，从自身的经济实际状况和自身财政能力出发，在发放消费券方面动作迅速、消费券设计总体上贴近民生、保企业、保就业的需要。消费券发放后，百姓使用活跃、消费金额增加；这对消费券定向的行业起到了很好的提振需求、保护企业和就业的作用。

但是，现有消费券的发放状况不足以应对疫情引发的经济下滑，一是表现为总金额不大，截至5月上旬不足200亿。二是，定向于贫困人口的消费券总额不足。三是地方政府不发券的主要原因是财力不足。

5月22日的政府工作报告指出，今年将增加2万亿元资金（1万亿财政赤字加1万亿特别国债）给地方以建立特殊转移支付机制，使资金直达市县基层，主要用于保就业、保基本民生、保市场主体，具体措施包括要扩大消费。为此，本文建议，应加大对贫困地区、低收入人群的消费券发放力度。对于自身财政实力不如经济发达地区的地方政府，可以允许其使用上述转移支付、或增加赤字率来支持消费券发放。

另外，在发放过程中，需要多策并举，利用大数据技术精准定位需要扶持的行业与人群，确保消费券发放透明、公正、高效。一是精准定位要保护的家庭。在有条件的地区，可以结合现有大数据精准扶贫云系统，解决低收入人群不易准确识别、难以触达等问题。二是精准定位要保护的企业。可以和相关金融科技合作，利用数据技术实时掌握各地消费券定向行业和企业的经营状况，避免出现不需要扶持的企业套利、而需要帮扶的企业得不到资源等问题。三是利用数字技术提高政府发放效率。可以通过分批次在多平台发放，根据核销率动态决定下一批次各平台投放金额等措施，提升消费券发放和使用效率。四是预备数字设备和网络。由于现有消费券以电子券为主，需要摸清低收入人群的数字设备、移动网络的使用状况，通过提供低价甚至免费的数字设备和移动网络、降低低收入获得和使用消费券的技术和设备门槛。

最后，消费券的刺激作用是建立在消费者有可以消费的基本资金的基础上。为了帮助特别困难的人群，还需要在数字技术和消费券以外的补充。在互联网基础设施仍然较为薄弱的地区，以及对于网络使用能力难以在短期提高的低收入群体，可以用提高低保水平、增加现金的转移支付来保障低收入家庭的收入和消费。通过进一步加大消费券发放力度、精准需要扶持的人群和行业，中国经济将被迅速盘活。中国经济高质量发展的基本面不会变；中国政府也将在全球经济复苏领域大有所为，并交出靓丽成绩单。

参考文献

- 陈赟、沈艳、王靖一, 2020. 《公共卫生安全事件下的金融市场反应》, 《金融研究》, 终审。
- 李明、张璿璿、赵剑治, 2020. 《疫情后我国积极财政政策的走向和财税体制改革任务》, 《管理世界》第4期。
- 林毅夫, 2013. 《政府与市场的关系》, 《国家行政学院学报》第6期。
- 林毅夫, 2020. 《如何做新结构经济学的研究》, 《上海大学学报(社会科学版)》第2期。
- 刘世锦、韩阳、王大伟, 2020. 《基于投入产出架构的新冠肺炎疫情冲击路径分析与应对政策》, 《管理世界》第5期。
- 沈艳、孙昂, 2020. 《消费券的中国实践——我国消费券发放的现状、效果及展望》, <https://www.nsd.pku.edu.cn/syilm/gd/503090.htm>。
- 杨子晖、陈雨恬、张平淼, 2020. 《重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对》, 《管理世界》第5期。
- 朱武祥、张平、李鹏飞、王子阳, 2020. 《疫情冲击下中小微企业困境与政策效率提升——基于两次全国问卷调查的分析》, 《管理世界》第4期。
- Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller, 2010, "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect

- of California's Tobacco Control Program", *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Acemoglu, D., and J. A. Robinson, 2012, *Why Nations fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*, Crown Books.
- Baker, S. R., R. A. Farrokhnia, S. Meyer, M. Pagel, and C. Yannelis, 2020a, "Income, Liquidity, and the Consumption Response to the 2020 Economic Stimulus Payments", National Bureau of Economic Research, No. 27097.
- Baker, S. R., R. A. Farrokhnia, S. Meyer, M. Pagel, and C. Yannelis, 2020b, "How Does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption During the 2020 COVID-19 Pandemic", National Bureau of Economic Research, No. 26949.
- Beatty, T. K. M., and C. J. Tuttle, 2015, "Expenditure Response to Increases in In-kind Transfers: Evidence from the Supplemental Nutrition Assistance Program, *American Journal of Agricultural Economics*", 97(2): 390-404.
- Breunig, R., and Dasgupta I, 2005, "Do Intra-household Effects Generate the Food Stamp Cash-out Puzzle?", *American Journal of Agricultural Economics*, 87(3): 552-568.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber, 2020, "The Cost of the Covid-19 Crisis: Lockdowns, Macroeconomic Expectations, and Consumer Spending", National Bureau of Economic Research, No. 27141.
- De Mesquita, B. B., A. Smith, R. M. Siverson, and J. D. Morrow, 2005, *The Logic of Political Survival*, MIT Press.
- Fox, M. K., W. L. Hamilton, and B. H. Lin, 2004, *Effects of Food Assistance and Nutrition Programs on Nutrition and Health: Volume 4, Executive Summary of the Literature Review*, No. 1481-2016-121334.
- Fraker, T., 1990, "The Effects of Food Stamps on Food Consumption: A Review of the Literature", U.S. Department of Agriculture, Food and Nutrition Center, Office of Analysis and Evaluation.
- Hanson, K., 2010, "The Food Assistance National Input-Output Multiplier (FANIOM) Model and Stimulus Effects of SNAP. Washington DC: US Department of Agriculture", *Economic Research Service*, Report No. ERR-103.
- Hoynes, H. W., and D. W. Schanzenbach, 2009, "Consumption Responses to In-kind Transfers: Evidence from the Introduction of the Food Stamp Program", *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(4): 109-39.
- Hsieh, C. T., S. Shimizutani, and M. Hori, 2010, "Did Japan's Shopping Coupon Program Increase Spending?", *Journal of Public Economics*, 94(7-8): 523-529.
- Jin, H., Y. Qian, and B. R. Weingast, 2005, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese style", *Journal of Public Economics*, 89(9-10): 1719-1742.
- Levedahl, J. W., 1995, "A Theoretical and Empirical Evaluation of the Functional Forms Used to Estimate the Food Expenditure Equation of Food Stamp Recipients", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(4): 960-968.
- Kan, K., S. K. Peng, and P. Wang, 2017, "Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers' Reaction to Shopping Vouchers", *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(1): 137-53.
- Moffitt, R., 1989, "Estimating the Value of an In-kind Transfer: The Case of Food Stamps", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 385-409.
- Olson, M., 1993, "Dictatorship, Democracy, and Development", *American Political Science Review*, 87(3): 567-576.
- Petra, P., and Z. Ekaterina, 2016, "The Limits of Career Concerns in Federalism: Evidence from China", *Journal of the European Economic Association*, 14(2):338-374.
- Senauer, B., and N. Young, 1986, "The Impact of Food Stamps on Food Expenditures: Rejection of the Traditional Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1): 37-43.
- Wilde, P. E., L. M. Troy, and B. L. Rogers, 2009, "Food Stamps and Food Spending: An Engel Function Approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 91(2): 416-430.
- Xu, C., 2011, "The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development", *Journal of Economic Literature*, 49(4): 1076-1151.
- Xu, Y., 2017, "Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models". *Political Analysis*, 25(1): 57-76.
- Zandi, M. M., 2008, "Assessing the Macro Economic Impact of Fiscal Stimulus 2008". *Moody's Economy. com*.
- Zhang, M., G. Zhou, and G. Fan, 2019, "Political Control and Economic Inequality: Evidence from Chinese Cities". *China Economic*

Review.