

工作论文

NO.W107

2011.10



北京大学-林肯研究院 城市发展与土地政策研究中心

PEKING UNIVERSITY - LINCOLN INSTITUTE

Center for Urban Development and Land Policy

中央投资能带动地方投资吗？

郑新业 中国人民大学经济学院副教授
北大-林肯中心研究员

北京大学廖凯原楼508室，北京 100871 中国

文章仅代表作者个人观点，不代表北大-林肯中心及相关机构的观点与立场。文章作者与北大-林肯中心共同拥有该工作论文的所有版权，若需转载或引用文章中任何内容或数据，须事先得到版权所有人的书面许可，并明确标注资料来源。

目录

一、引言.....	3
二、中央投资和地方投资.....	6
三、研究设计.....	9
（一）回归等式设定.....	9
（二）固定效应模型.....	10
四、主要发现.....	11
五、稳健性检验.....	13
（一）内生性与工具变量.....	13
（二）工具变量的选取.....	13
1、中央转移支付的描述.....	13
2、外生性.....	14
3、相关性.....	14
（三）工具变量的检验.....	15
1、内生性检验.....	15
2、显著性检验.....	16
（四）工具变量结果.....	17
六、结论.....	18

中央投资能带动地方投资吗？

郑新业

一、引言

政府投资是一种经济现象，是政府预算的重要组成部分，对投资地区的经济增长、经济波动以及贫富差距都产生重要影响。作为调节各地区贫富差距的重要财政工具，政府资金一方面投向公共服务领域，完善社会福利建设，让全民共享经济发展成果，另一方面直接投向经济发展相对落后地区，切实缓解相对贫困地区财政困难和发展落后难题。缩减贫富差，是政府投资的重要目的之一。同时，由于“市场失灵”的存在，经济发展过程中不可避免地会遇到经济波动和经济周期问题，这便需要政府运用宏观调控手段减小经济波动、调节经济周期，其重要途径即为政府投资。在经济下滑、运行低迷时，政府扩大支出增加投资，保证就业稳定，保持产出能力，促进经济复苏。在经济发展过热时，政府调整投资规模，控制投资支出，以避免造成产能过剩、资本闲置等问题，从而稳定经济增速，保持发展潜力。

而经济学家们认为，政府投资在经济中扮演的更为重要和普遍的角色则是直接或间接地带动地区经济发展、促进地区经济增长。已有文献表明，效率高低和富裕程度是影响中央政府投资的主要因素。就富裕地区而言，政府投资通过促进网络科研、环境治理等方面实现促进增长的目标，这可由内生增长理论所解释。就贫困地区而言，政府投资作用方式则更符合传统的索罗增长模型的思路（Aschauer, 1989）。事实上，包括世界银行和货币基金组织在内的国际机构和不同国家的政策制定者们都支持此理论，并将其作为政策制定的重要依据。作为直接手段，政府投资本身即为经济总产出的必要组成部分，同时通过直接增加社会总需求，推动经济增长。另外，通过直接影响人力资本分配（Lucas, 1988, 1993）、技术进步（Grossman&Helpman, 1991）、和基础设施建设（Faini, 1984），公共投资提高了投资回报，带来总体经济增长。作为间接手段，由于基础设施的多寡和质量高低是投资者选择投资地的重要依据（世界银行, 1994），而政府投资可以为私人投资主体创造良好的投资环境，促进私人投资的劳动生产率和资本回报率，从而吸引私人资本投资，带动经济增长。

政府投资对私人投资的拉动作用主要是通过以下渠道实现的。第一，公共投资通过提高资本的边际生产率吸引私人投资（Martin&Rogers, 1995; Martin, 1999），这在原始资本存量较低的地区效果更为显著。如对教育和卫生事业的投资有利于人力资本形成，从而提高工人劳动生产率和资本回报率，并扩大私人投资需求，而事实表明，当生产性公共服务的减少时，总是会伴随着一般性劳动生产率增速的降低（Aschauer, 1989b）。第二，包括对公共建筑、教育和医疗设施等公共基础设施和公共服务的投资，完善了投资环境，减少了私人资本的运作成本，从而促进私人资本投资。例如，对法律基础设施的提供有助于保证对私人产权和知识产权的保护，而对人力资本和物质资本的投资可以弥补市场本身对公共品供给不足的

缺失，这都可以吸引私人资本（Erdal Atukeren, 2010）。第三，公共投资可以提高经济总产出，增加私人资本投资所需的物质资源和资金来源供给量和供给渠道，吸引私人资本投资。第四，政府运用投资作为总需求的管理工具，一方面通过扩大总需求和产品市场来拉动吸引私人资本，另一方面通过控制经济波动，提供稳定的投资环境来激励私人资本投资。

然而，由于各国的经济政治环境不同带来的投资环境的差别以及政府投资规模的不同，公共投资的挤入效应也会受到影响，甚至可能挤出私人投资（Erdal Atukeren, 2010）。首先，公共投资的增长可能扭曲了资本运行的政治经济环境，从而挤出私人投资。例如，如果政府和私人部分竞争经济资源，政府投资会挤占私人投资渠道，减少私人投资可能。同时银行的贷款量会减少，私人投资的融资成本会增加，从而阻碍其投资。其次，政府投资的资金来源往往是外部负债或者财政支出——高外部债务意味政府在未来可能会提高税率以获取收入用于还债，这便会使私人资本产生高税负的预期，限制其当期投资（Solimano, 1989; Cardoso, 1993; Larrain and Vergara, 1993; Oshikoya, 1994）；而高财政赤字可能会降低可贷款量，提高贷款利率，增加私人投资成本并挤出私人资本。第三，若公共投资和私人投资的产品和服务具有可替代性，政府投资会挤占私人投资市场，那么在要素市场和产品市场上的直接竞争也将会挤出私人投资。因此，在理论分析上，政府投资对私人投资会产生挤入还是挤出效应尚无定论。

在经验分析中，学者们对政府投资和私人投资的相关关系也难以达成一致，其采用不同理论模型和不同数据得到了不同的经验分析结果。尽管多数学者的分析结论均证实了公共资本投资和私人资本投资之间的相关关系，但在其正负关系的讨论中始终存在分歧。部分学者认为公共投资会显著拉动私人投资，即产生挤入效应。Aschauer 在 1985 和 1988 年的研究结果均表明公共投资对私人投资没有产生挤出效应，Aschauer（1989）进一步采用美国数据分析表明美国公共投资支出在总体上带动了私人资本。Barro（1991）运用 1960-1985 年间 98 个国家的数据研究，同样得出公共投资对私人投资和经济增长具有正向推动作用的结论。Erenburg（1993）运用非线性参数限制，采用完全信息最大似然估计的统计方法建立两方程模型，并分析政府投资和财政支出对私人投资的不同影响，结论证实政府投资和私人投资之间存在显著正相关关系。Erenburg 和 Wohar（1995）则采用多元格兰杰因果检验方法对 1954-1989 年间数据进行检验，证实了公共投资和私人投资之间的反馈效应。Argimon et al（1997）运用 14 个 OECD 国家的面板数据作为样本，Ramirez（2000）运用 1980-1995 拉丁美洲国家数据作为样本，均得到公共投资挤入私人投资的结论，Albala-Bertrand 和 Mamatzakis(2004)发现同样的结果也出现在对智利的研究中。Reinikka 和 Svenson（2002）对乌干达 243 个企业的调查显示，政府对电力公共投资的不足则成为私人投资的最大阻碍。在最近的研究中，Erden 和 Holcombe（2006）采用具有代表性的 19 个发展中国家 1970-1998 年数据进行检验，结果表明公共投资对主要的发展中国家的私人投资同样具有显著拉动作用。Kollamparambil 和 Nicolaou（2010）以南非 1960 至 2005 年数据为样本，认为尽管公共投资不存在显著的挤入或挤出效应，但其的确通过“加速器效应”间接促进了私人投资，从而得出财政政策应提高投资产出比以带动经济增长的结论。

然而，公共投资和私人投资之间的负相关关系也在多篇文献中得到支持。在 Barro 的早期研究结果中（1971，1976），劳动市场存在超额供给和商品市场存在超额需求时，公共投资的增加会完全挤出私人投资，这与其 1991 年的研究结果相反。Cebula（1978）采用美国和加拿大 1949-1976 年数据而 Bairam 和 Ward（1993）采用 OECD 国家截面数据，均证实挤出效应的存在。Pradhan et al（1990）运用货币非中性的假设并采取 18 部门的一般均衡模型进行分析，发现公共投资可以挤出私人投资。Voss（2002）同样以美国和加拿大作为样本，采用其过去四十年数据，根据新古典理论和基本的 VAR 模型分为长期与短期进行检验，并得到公共投资挤出私人投资的结论。Diego Martinez-Lopez（2006）以 1965-1997 年西班牙各地区作为样本，分别采用固定效应模型，GLS 估计和工具变量法对私人资本投资的影响因素进行分析，认为生产性公共投资和社会性公共投资，特别是教育投资均可以带动私人资本投资的增加。

国内学者同样对公共投资和私人投资之间的关系进行了经验研究，但多数学者的研究结果均支持挤入效应存在的结论。郭庆旺和赵志耘（1999），庄子银和邹薇（2003），郭庆旺和贾俊雪（2006）通过不同模型分别验证了公共资本投资对私人投资的正面影响。然而，田杰棠（2002），张勇和古明明（2011）分别采用我国 1998-2000 年数据和 1978-2008 年数据并将利率作为解释变量引入模型之中，得到公共投资挤出私人投资的相反结论。

事实上，政府投资和私人投资之间相关关系的复杂性是造成学者们得到相悖结论的重要原因之一。以我国为例，尽管在 1995 至 2008 年间，中央项目支出和地方项目支出都有大幅增长，但其增长趋势并未出现绝对的线性相关关系，这可能因为政府投资对私人投资既产生挤入效应又存在挤出效应。另外，政府投资在刺激私人投资的同时，不可否认地私人资本的运作也同时影响政府资金的投入决策。私人资金的参与会替代部分政府投资促进经济增长的职能，并在产品供给市场和要素需求市场上与政府资本形成竞争关系，从而降低政府投资意愿，减少公共投资，从而两者之间不存在绝对地线性相关关系。同时这种私人资本对政府资本的反向影响使我们在考虑两者相关性时不可避免地考虑内生性问题，内生性问题已被学者们广泛证实，但在对两者相关性研究的经验分析过程中却没有被给予足够重视。因此，其复杂的相关性便引起我们进一步思考，是否存在政府投资的最优规模，能够在最大限度地挤入私人投资的同时，又不产生挤出效应，从而达到政府资金的最优配置。

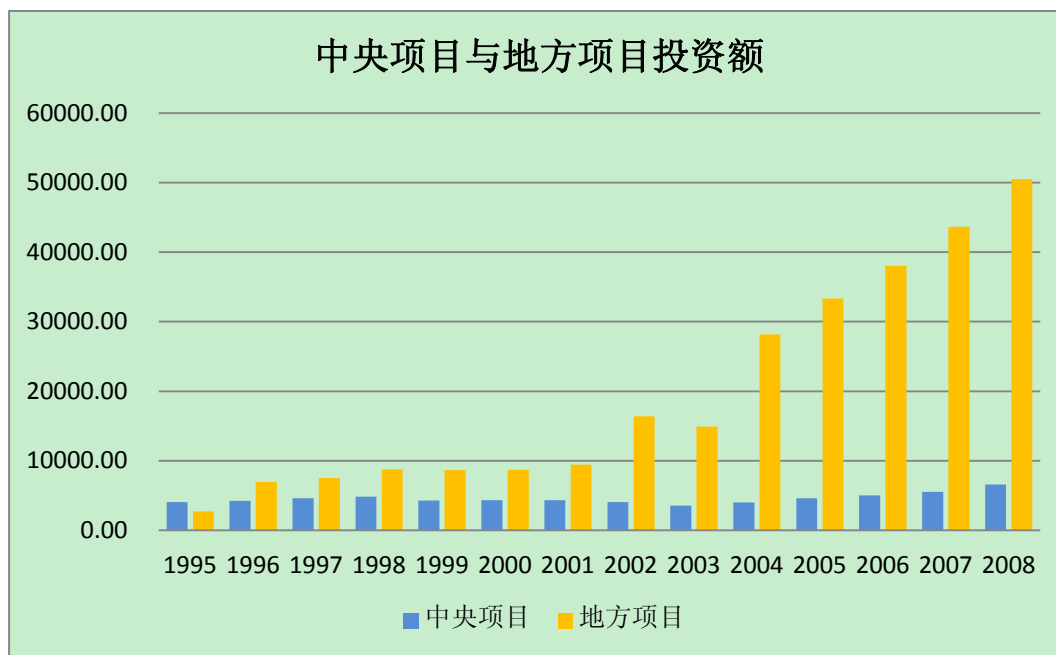
针对以上问题，本文中采用我国 30 个地区 1995 至 2008 年的面板数据进行分析。考虑到变量之间的内非线性相关关系和内生性问题，我们在固定效应模型的基础上，引入了非线性回归模型和工具变量方法进行实证分析。由于普通的回归方法不能排除内生性因素的影响，并得到与现实不符的结论，因此本文中，通过引入工具变量控制解释变量，我们得以有效地剔除内生影响，并使得检验结果更加贴近现实。本文的分析结果证实，非线性的固定效应模型和引入工具变量后的二阶段最小二乘方法都在某种程度上肯定了我国较小的中央投资对地方项目投资、自筹资金和地方政府预算内投资产生拉动作用，而过多的公共投资会对其生产挤出效应的结论。同时对于社会投资，公共投资的挤入效应则更加明显。

二、中央投资和地方投资

在我国国内生产总值的构成中，投资占据了极高比重。按照不同方法可将我国投资总额进行多种分类，其中按照隶属关系，投资分可为中央项目投资与地方项目投资两类，中央项目投资代表政府公共支出力度，而地方项目投资则在某种程度上代表了地方和私人的投资能力。在过去三十年，这两项投资都得到了不同程度的扩张。

数据显示，中央项目投资在 1995 年为 4052.13 亿元，2008 年则增长到 17172.53 亿元，为 1995 年的 4.24 倍，年均增长率为 10.87%。地方项目投资增长速度则更快，其 1995 年仅为 2717.02 亿元，且低于中央项目投资，2008 年扩张为 131565.77 亿元，增长了 47.42 倍，年均增长率更是高达 31.94%。考虑到通货膨胀等因素对各变量名义值的影响，我们运用 1995-2008 年的消费者物价指数作为衡量指标，对中央项目及地方项目投资额进行平减，将得到的实际值进行比较，也可以得到一致的结论。结果显示，经平减后 2008 年中央项目投资额和地方项目投资额分别为 6593.68 亿元和 50516.88 亿元，年均增长率分别为 3.82% 和 25.21%，均显示出不断增长的趋势（见图一）。

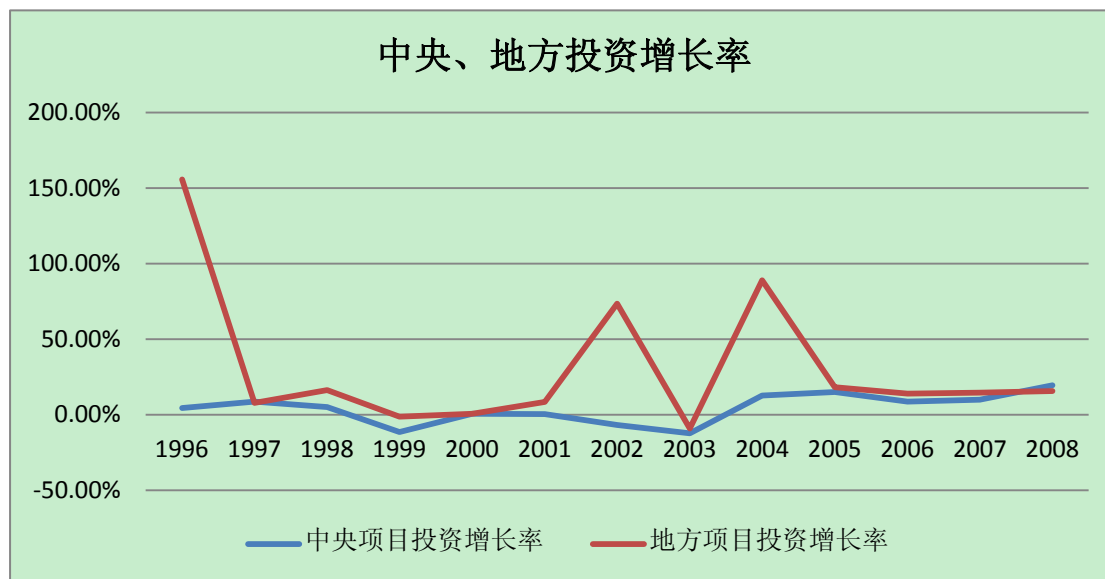
图一



进一步比较两者 13 年间增长率，其增长变化路径则更为明显（图二）。首先，两类项目投资规模都得到了一定程度增长，但地方投资增长幅度更大。从年增长率来看，除 1997 和 2008 年之外，地方项目投资的增长率均高于中央项目投资，特别在 1996 年，地方项目投资增长率均达到 155.82%，而中央项目投资始终处于 20% 以下。从年均增长率看，中央项目投资为 3.82%，地方项目则为 25.21%，为中央项目近八倍。其次，中央项目投资增长趋势小且平稳，地方项目增长幅度较大但更为剧烈。通过计算得知，中央项目投资增长率的极差为

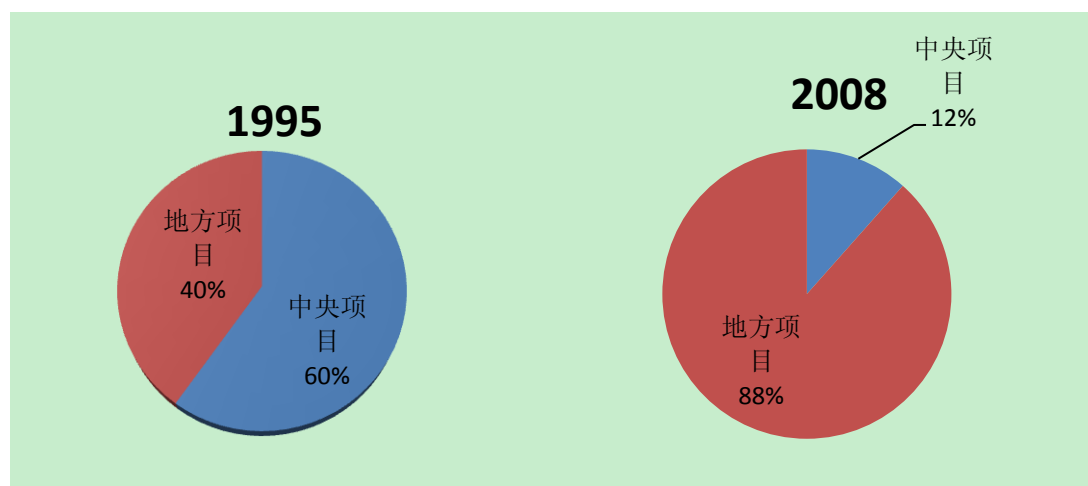
31.84%，标准差为 0.0097，地方项目投资的极差为 164.87%，标准差为 0.2208，这说明地方项目增长过程波动更大。

图二



比较 1995 和 2008 两年中央及地方投资占总投资的比例变化，其增长区别更加直观（图三）。在 1995 年，地方投资和中央投资分别占两者投资总额的 40%和 60%，然而到 2008 年，这一投资比例发生很大变化，地方投资项目占比增加到 88%，为中央投资（12%）的 7 倍以上，说明在过去 14 年，中央投资的增长远远落后于地方投资的增长速度。

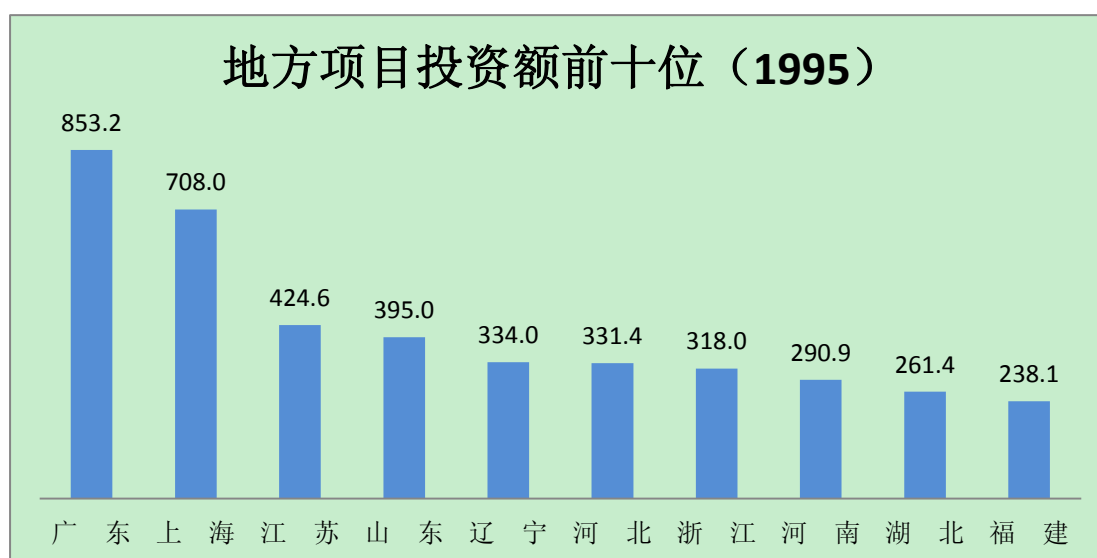
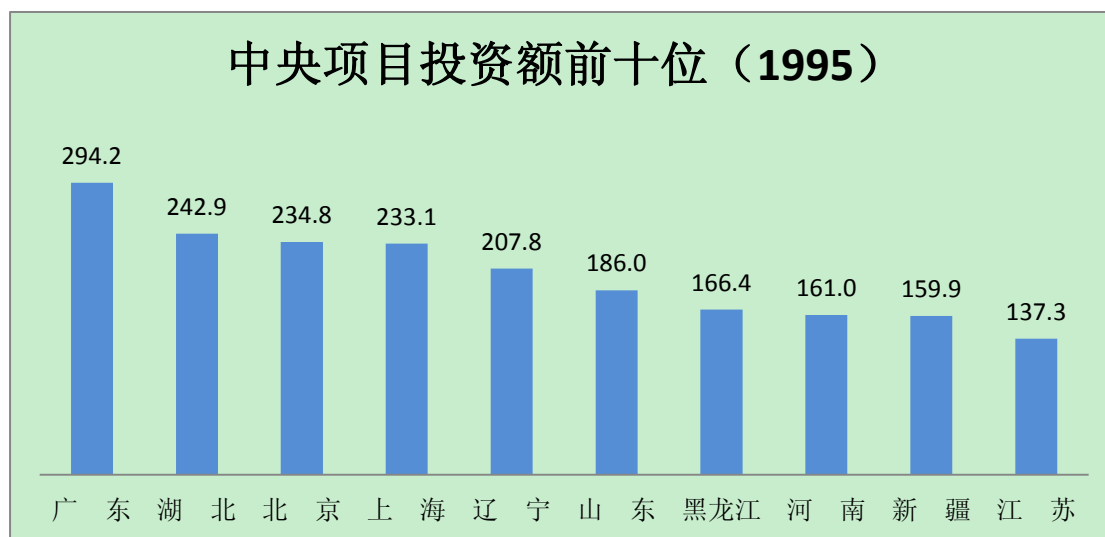
图三

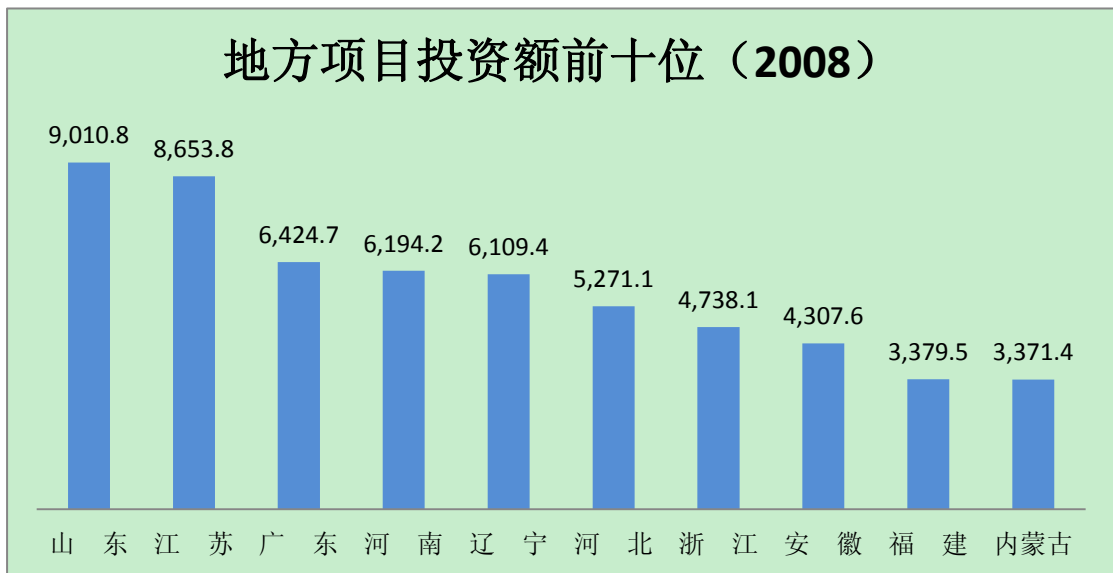
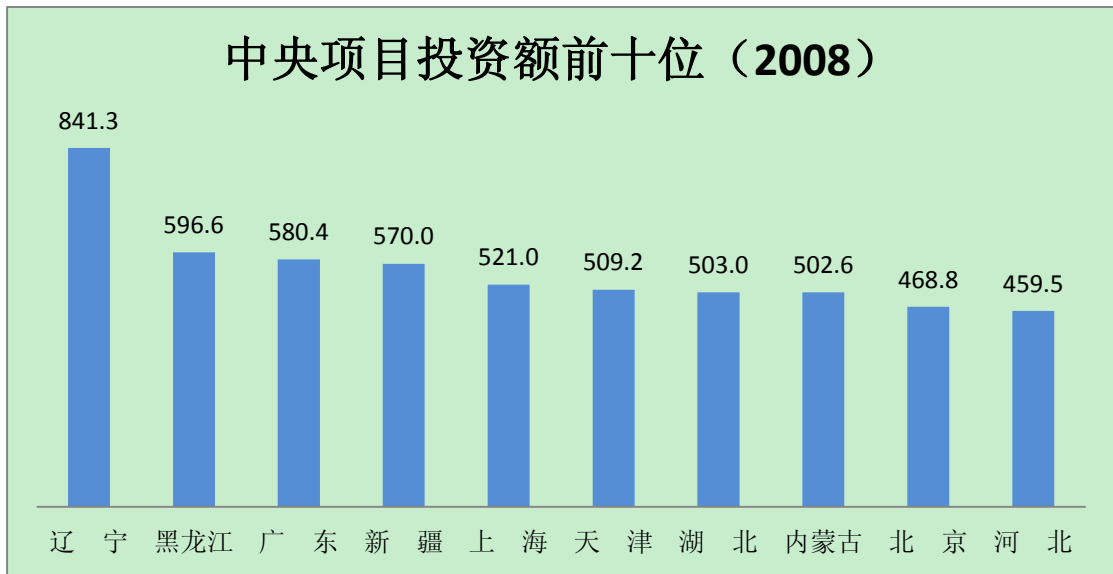


比较地区间中央项目投资与地方项目投资额发现，尽管如前所述，两者的增长速度和趋势有所差别，但是在地区间的分布状况却较为相似。在 1995 年，广东省的地方投资和中央投资额均为全国之首，分别为 853.24 亿元和 294.24 亿元。除广东外，在中央项目投资额前十位的地区中，湖北、上海、辽宁、山东、河南和江苏六地区同样是地方投资前十位的地区，

而贵州、青海、宁夏、西藏四地区均进入投资额后五位。在 2008 年，中央投资和地方投资在各地区的分布状况相似性同样较强。在投资额排名中，辽宁、广东、内蒙古和河北四地区同时占据了中央项目和地方项目的前十位，而西藏、青海、海南同为中央项目和地方项目投资额的后五名中的三位。因此从地区投资数据来看，中央项目和地方项目具有一定的相关性（见图四）。

图四





三、研究设计

（一）回归等式设定

本文选取了 1995-2008 年度我国 30 个地区的投资数据，数据全部来源于中经网数据库。其中包括按照隶属关系划分的地方项目投资（LP），中央项目投资（CP）以及按照资金来源将地方项目投资中的私人投资部分进一步细划为国内贷款（DL）、利用外资（FI）和自筹资金（SF）。文中各变量数据均由消费者物价指数进行平减，所用数据为 1995 年为基年的实际值。

由于本文主要目的研究中央项目投资对地方投资及私人投资的影响，因此中央项目投资

为解释变量。另外，考虑到中央项目投资并非影响各投资额的唯一因素，而各地方环境和投资成本等因素均对投资大小有较大影响，因此我们选取地方生产总值（GDP）、各地区平均工资水平（AW）作为控制变量引入模型之中。根据分析，地区生产总值越高，表明其经济状况越好，因此会吸引并进行大量投资；而地区平均工资越高，说明投资成本越大，会抑制投资增加。因此我们认为 GDP 与各项投资额成正比，而 AW 与其成反比。另外，利率是影响投资的重要因素之一，但由于样本范围为我国 30 个地区，其面临统一的利率水平，因此并没有将此变量引入模型之中。考虑到不同年份之间的利率差别，我们在后面的模型中同时加入了地区效应和时间效应，以解决不同年份利率不同的影响。（主要变量的描述性统计分析见表一）。

表一 主要变量描述性统计

变量名字	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
CP	420	211.8252	160.4835	2.78	1075.05
LP	419	1331.992	1900.329	8.5623	12004.69
DL	420	306.1174	370.7517	1.28	2073.751
FI	418	76.90492	135.3337	0	1217.896
SF	420	919.7102	1351.52	6.37	9303.809
GDP	420	4885.575	5317.795	56.11	36796.7
AW	420	13745.65	8745.261	4134	56565

注：其中 AW 单位为元，其余变量单位为亿元

（二）固定效应模型

在进行面板数据回归分析中，通常有固定效应模型和随机效应模型两种检验方法。此检验中我们认为应采用面板数据的固定效应模型，主要基于以下两方面原因：

首先，固定效应分析了每一个个体内，解释变量与被解释变量的关系，即其假设每一个个体都有其独特特征，且此特征可能影响解释变量或被解释变量。在使用中，固定效应从自变量中去除了这些不随时间变化而改变的独特特征对变量的影响，因此可以评价被解释变量仅随时间变化而受到的解释变量的影响，即解释变量的净影响。本检验中我们采用我国 30 个地区作为样本，由于我国各地区的自然资源、社会环境和经济发展程度等因素均有所不同，因此这些因素均构成各地区独特的个体特征，而不同特征又对中央项目在地区进行投资的投资目的、投资方式和投资回报率等因素产生影响，因而进一步影响中央项目在各地区的投资额，即解释变量，这会对我们分析中央及地方项目投资相关性产生干扰。为使检验结果不受样本自身因素影响，我们需要在检验过程中控制此影响因素。由于各地区独特因素尽管随时间改变会有所变化，但在我们选取期间内，其特征仍较为稳定地存在，因此我们可以采用固定效应模型，通过去除这些地区特有特征对地方项目投资此被解释变量的干扰，从而得到随时间变化而产生的中央项目投资额的变化对地方项目投资的净影响。

另外，固定效应模型不仅假设个体具有稳定的对变量产生影响的因素，同时也假定此因素为个体的独特特征，而与其他个体无关，因此才能在固定效应中得到代表个体特征唯一的误差项并达到控制个体特征的目的。在我们的样本中，30个地区受各自独特的地理、历史和社会等因素影响，均形成不同的个体特征，显然其个体特征较为稳定且基本不受其他个体变化的影响，因此在检验中，每个个体产生回归结果的误差项是不同的且与其他个体的误差项不相关。因此，这符合固定效应模型的形式，而并不满足随机效应中个体变化与自变量不具有相关性的假设，所以可以使用固定效应进行检验。

基于以上两点原因，我们认为固定效应模型更适合本文检验。而 Hausman 检验作为重要的检验方法，也常用来帮助决定固定效应或随机效应的选取。下面我们采用 Hausman test，进一步验证了固定效应模型对本文检验的合适性。通过检验结果可知，我们拒绝了应使用随机效应模型的原假设，因此 Hausman test 的结果同样表明采用固定效应模型进行检验（检验结果见表二）。

表二 Hausman Test 检验结果

	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
CP	2.645495	.7320701	1.913425	.1486853
CP SQUARE	-.0625245	-.0264049	-.0361196	.
AW	-.0002244	.0014324	-.0016568	.0001209
GDP	.4484713	.2787178	.1697535	.0133419

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 156.78

Prob>chi2 = 0.0000 (V_b-V_B is not positive definite)

因此，本文基本模型为固定效应模型，形式如下：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CP_{i,t} + \beta_2 CPSQUARE_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \theta_i + \epsilon_{i,t}$$

其中， $Y_{i,t}$ 为地方项目投资或各项社会投资等被解释变量； $X_{i,t}$ 为根据被解释变量选取不同而引入的不同的控制变量，如地方生产总值、平均工资水平等； θ_i 代表地区效应； $\epsilon_{i,t}$ 为随机项。

四、主要发现

本文采用固定效应模型，分别对地方项目投资、政府预算内资金、国内贷款、利用外资和自筹资金等变量进行分析。由于被解释变量不同，我们引入不同的控制变量代入进行回归分析。考虑到不同年份中利率不同的影响，同时在模型中引入时间效应进行检验。检验结果

见表三。

表三 非线性固定效应模型检验结果

VARIABLES	LP	SF	DL	FI
CP	1.614*** (0.329)	1.988*** (0.277)	-0.0788 (0.146)	-0.0582 (0.0507)
CPSQUARE	-0.0292*** (0.00860)	-0.0230*** (0.00724)	0.00299 (0.00382)	0.00158 (0.00132)
AW	-0.00257*** (0.000366)	-0.00353*** (0.000308)	0.000521*** (0.000163)	-0.000167*** (5.62e-05)
GDP	0.470*** (0.0201)	0.373*** (0.0169)	0.131*** (0.00895)	0.0194*** (0.00310)
CONSTANT	-43.87*** (5.166)	-30.61*** (4.350)	-13.90*** (2.296)	1.210 (0.796)
OBS	420 0.941	420 0.921	420 0.885	418 0.812
YEARDUMMY	YES	YES	YES	YES

注：

- 1、模型为 $Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CP_{i,t} + \beta_2 CPSQUARE_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \theta_i + \delta_t + \epsilon_{i,t}$
- 2、单位：百元
- 3、括号内为标准差
- 4、*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$
- 5、检验结果由 stata 得到

由表三可知，地方项目投资（LP）与中央项目投资（CP）在 0.01 的显著性水平上呈正相关关系，即中央项目投资每增加 1%，地方项目投资增加 1.614%，这证实了中央项目投资能够带动地方项目投资的假说。同时，地方项目投资与中央项目投资的平方项在 0.01 的显著性水平上呈负相关关系，中央项目投资平方项每增加 1%，地方项目投资减少 0.0292%。这说明，当人均中央项目投资额超过 27.64 元后，随中央项目投资增加，地方项目投资额随之减少，这证实了中央项目投资会产生挤出效应。

在对社会投资进行回归分析后，我们发现在 0.01 的显著性水平上，自筹资金与中央项目投资正相关，即受到中央项目投资的带动作用，且影响程度（1.988）高于地方项目投资（1.614）。另外，中央项目投资同样对自筹资金产生了挤出效应，人均中央项目投资额超过 43.22 元后，自筹资金会随之减少。国内贷款和利用外资与中央项目投资负相关，而与中央项目投资平方项正相关，证实了中央投资对社会投资的挤入效应，但检验结果并不显著。

另外，检验结果中各式中，GDP 的系数为正，而除国内贷款外，AW 的系数均为负，证实了产出水平与投资额正相关，而工资水平与投资额负相关的理论预测。

五、稳健性检验

（一）内生性与工具变量

事实上，地方项目投资与中央项目投资之间的内生关系已被许多文献所证明，因此在我们对各解释变量（LP, SF, DL, FI）与中央项目投资额这一解释变量的关系进行检验时，也需要考虑变量之间的内生性问题。若在模型

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CP_{i,t} + \beta_2 CPSQUARE_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \theta_i + \epsilon_{i,t}$$

中， $COV(CP_{i,t}, \epsilon_{i,t}) \neq 0$ ，则认为变量 CP 是内生的。此时需要采用工具变量对内生解释变量进行控制，且此内生变量（记为 Z）需满足两个条件：

- （1）与误差项或被解释变量无关： $COV(Z_{i,t}, \epsilon_{i,t}) = 0$
- （2）与内生解释变量相关： $COV(Z_{i,t}, CP_{i,t}) \neq 0$

由此保证其控制内生解释变量的同时，不影响解释变量对被解释变量的回归分析。基于以上工具变量的特点，本文中选取中央政府对地方政府的转移支付数作为工具变量。

（二）工具变量的选取

选取工具变量时，我们应找到既能够对中央项目投资产生直接影响，又不与地方私人投资直接相关的变量，这样我们可以控制解释变量的内生性，从而评价其对被解释变量的外生影响。因此为了控制中央项目投资和地方私人投资之间的内生性，我们选取 1995-2008 年间中央政府对地方政府的转移支付作为工具变量。

1、中央转移支付的描述

目前我国中央对地方转移支付由财力性转移支付和专项转移支付构成。其中财力性转移支付是指为弥补财政实力薄弱地区的财力缺口，均衡地区间财力差距，实现地区间基本公共服务能力的均等化，中央财政安排给地方财政的补助支出，包括一般性转移支付、民族地区转移支付、调整工资、农村税费改革、年终结算财力补助等；专项转移支付是指中央财政为实现特定的宏观政策及事业发展战略目标，以及对委托地方政府代理的一些事务或中央地方共同承担事务进行补偿而设立的补助资金，需按规定用途使用。专项转移支付重点用于教育、医疗卫生、社会保障、支农等公共服务领域，包括一般预算专项拨款、国债补助等。

2、外生性

我们认为中央转移支付和地方私人投资之间不存在较强的相关性，因此满足其作为工具变量的条件之一，即外生性条件。主要有以下几点原因：

首先由资金来源主体来看，中央转移支付由国家财政部制定和规划，是财政资金的转移或转让，属于中央财政预算的重要组成部分，而私人投资主要来自于出于盈利为目的而投入的自筹资金、私人贷款和外资投入等，其资金来源为个体。两者的资金来源主体，即个体与国家财政之间不存在职能互补关系，是相对独立的决策主体，因而中央转移支付对私人项目投资决策不必然产生相互影响，所以投资不必然存在相关性。

其次从资金运用目的来看，中央转移支付无论是财力性转移支付还是专项转移支付，均以实现中央宏观调控和财政职能为目的，其主要用于调整地区间差距和实现宏观政策及事业发展战略目标。而私人投资多以盈利为目的，其主要投入于发展前景好、经济效益高的产业和地区，相对在公共服务领域和中央投资项目中参与十分有限。因此从资金运用目的方面来看，两者不存在互补性、一致性或替代性，进而不必然存在相关性。

3、相关性

中央投资项目是指全部或部分使用中央预算内投资资金（含国债）、专项建设基金、国家主权外债资金和其他中央财政性投资资金的固定资产投资项目。即为列入中央预算的，由中央直接划拨资金投资的基建投资项目，一般涉及跨地区的项目或国计民生的项目等。无论从资金来源和制定部门，还是从资金运用途径和目的来看，中央项目投资和中央转移支付之间均存在较强相关性。

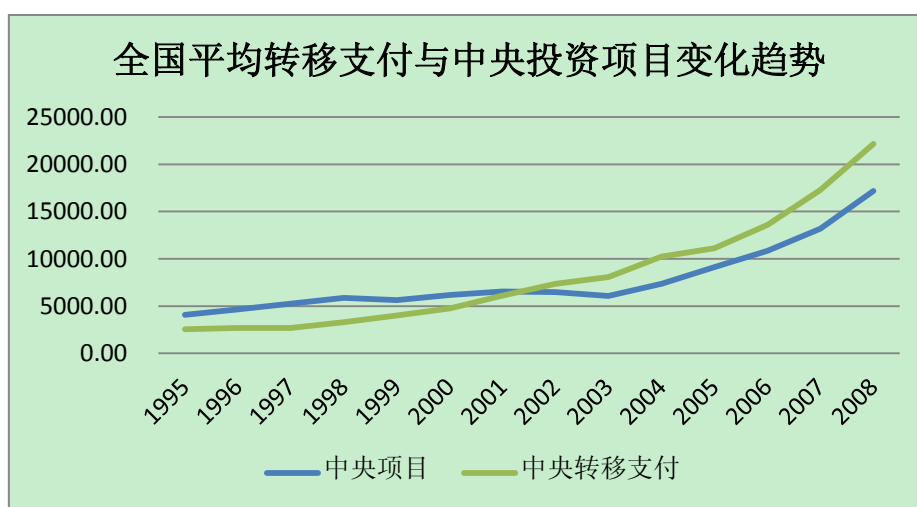
一方面，在资金来源和规划制定方面，我国中央转移支付项目由财政部规划制定，中央项目投资规模等则由发改委进行拟定，但事实上，尽管分属部门不同，但两部门在政策制定和职能职责方面都存在较强一致性。国家发展和改革委员会和财政部为我国宏观调控最重要的两个部门，其在制定我国经济发展战略，拟定发展规划，参与制定经济政策等方面都起着重要作用。因此，由于存在职能互补，两部门在各自制定经济政策时，必然会考虑国家总体宏观目标以及其他宏观经济决策方案，这使俩部门经济决策相互权衡和影响，因此存在一定相关性。

另一方面，在资金运用上看，由财政部和发改委分别拟定的中央转移支付和中央项目投资均反映了中央政府决策意志，其运用服务于国家的宏观经济决策和战略目标。如在我国重要的西部大开发战略中，一方面中央财政运用大量资金支持加快西部各基础设施建设，不断提高建设性资金用于西部地区的比例，加大对西部地区基础设施建设的投入力度，并同时加大对农业和环境保护建设的支持，据统计，在 1998-2003 年间，安排西部地区国债项目资金 3100 亿元，占全国同期的 41.2%；另一方面随中央财力增加，逐步加大了西部地区财力性转

移支付，仅 2003 年，中央对地方的财力性转移支付达 1914 亿元，其中对西部地区的财力性转移支付就达到 918 亿元，占全国的 48%。可见，作为反正政府决策意志，执行决策意图的重要工具，中央项目投资和中央转移支付在执行国家宏观战略和决策方面有较强一致性，这也证实了转移支付对中央项目投资的相关性。

从中央转移支付和中央项目投资的趋势分析上看，也可以得到一致的结论。1995 年到 2008 年间，尽管中央转移支付和投资项目支出的增长率有所不同，中央转移支付额从较低到逐渐超越中央项目投资水平，但两者的变化趋势极为一致（见图五）。中央转移支付基本上始终保持加速增长，而中央投资项目支出开始呈现减速增长，但 2003 年后也表现为加速增长。

图五



而在正式采用转移支付作为工具变量之前，我们对变量内生性和工具变量有效性进行检验，以探究转移支付是否可以作为合格的工具变量引入模型之中。

（三）工具变量的检验

1、内生性检验

工具变量引入能否显著地改善内生性问题是判断其是否有效的重要依据，我们对变量之间的内生性进行进一步检验，若检验表明解释变量与被解释变量之间的确存在内生关系，而工具变量的引入可以显著地改变其内生关系，则表明工具变量的引入是有根据的。在内生性检验中，我们采用 Hausman 检验法，通过比较引入转移支付作为工具变量前后的回归系数来判定是否存在内生性解释变量或内生性问题的确影响了 OLS 的估计结果。检验结果见下表四。

表四 工具变量（转移支付）内生性检验结果

Dependent	Chi2	Prob > chi2
CP	3.91	0.0481
SF	1.24	0.2661
DL	35.63	0.0000
FI	9.72	0.0018

注：Test: Ho: difference in coefficients not systematic

由表四可知，引入转移支付作为工具变量时，除自筹资金与中央项目投资的内生关系没有被证实外，其他检验结果均表明内生性的存在，因此将转移支付作为工具变量引入模型后，内生性问题可以得到显著改善，用此工具变量进行分析是有效的。

2、显著性检验

尽管通过内生性检验，但适合的工具变量需要同时满足与解释变量相关而与解释变量不相关的性质，因此使前者不能解释的变量是无效的。前面已经对工具变量的外生性和相关性作以分析，下面我们将采用计量检验方法进行验证。事实上，已有的实证检验和理论分析都表明，弱工具变量进行的估计结果甚至比最小二乘的估计结果更加没有解释力（Stock, Wright 和 Yogo, 2002）。因此在运用工具变量之前，还应对其与解释变量的相关性进行检验，本文中则对转移支付与中央项目投资的相关性进行检验，若结果表明两者相关，则证实转移支付作为工具变量可以较好地控制内生解释变量中央项目投资，从而使有效的。其检验结果如表五所示。

表五 工具变量（转移支付）显著性检验

Dependent	Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	F(1,414)	Prob>F
LP/SF/DL/FI	CP	0.9196	0.9188	0.2216	118.138	0.0000

通常采用 thumb-rule 对检验结果进行分析，若 F 值大于 10，则认为变量之间具有显著相关性，即工具变量是有效的。由上表结果可知，当采用转移支付作为工具变量时，其与内生性解释变量 CP 之间的统计结果 F 值均大于 10，这表明，转移支付与解释变量中央项目投资的相关性很强，是有效的工具变量。

基于以上分析和有效性检验，我们认为中央项目投资和各被解释变量之间的确存在较强的内生关系，而采用转移支付作为工具变量引入模型后，能够较好地反正并控制解释变量的内生性，是有效的工具变量。因此下面将转移支付作为工具变量引入模型，并进一步进行 2sls 分析。

（四）工具变量结果

对工具变量转移支付的显著性检验和对被解释变量的内生性检验证实了其有效性，因此采用工具变量法和两阶段最小二乘法进行回归分析，从而明确各变量之间的相关关系。结果见表六。

表六（一） 工具变量 第一阶段

CP	Coef.	Std. Err.	t	P 值
CPSQUARE	0.02431	0.0007	32.85	0.000
AW	-0.003604	0.0000383	-9.42	0.000
GDP	0.03327	0.0025	13.52	0.000
TRANSFER	0.2277	0.0209	10.87	0.000
CONSTANT	3.2514	0.2158	15.06	0.000

表六（二） 工具变量 F-test

Dependent	Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	F(1,414)	Prob>F
LP/SF/DL/FI	CP	0.9196	0.9188	0.2216	118.138	0.0000

表六（三） 工具变量：转移支付数 第二阶段

VARIABLES	LP	SF	DL	FI
CP	1.473** (0.640)	1.225** (0.560)	-1.590*** (0.270)	0.199** (0.0850)
CPSQUARE	-0.0543*** (0.0192)	-0.0335** (0.0168)	0.0503*** (0.00808)	-0.00527** (0.00254)
AW	0.00182*** (0.000195)	0.000911*** (0.000170)	4.93e-05 (8.21e-05)	-0.000151*** (2.59e-05)
GDP	0.197*** (0.0163)	0.143*** (0.0142)	0.109*** (0.00686)	0.0282*** (0.00216)
CONSTANT	-18.58*** (2.454)	-11.03*** (2.146)	1.299 (1.034)	-0.121 (0.326)
Observations	420	420	420	418
R-squared	0.806	0.719	0.661	0.537

注： 以上三模型

- 1、单位：百元
- 2、括号内为标准差
- 3、*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
- 4、检验结果由 stata 得到

通过两阶段最小二乘法中第一阶段的检验结果可知，引入转移支付作为工具变量后，在

F 检验中，F 统计值为 118.138，显著大于 10，采用 thumb-rule 可知，转移支付与内生性解释变量中央项目投资之间的相关性显著，即为有效的工具变量。

由第二阶段的检验结果可知，地方项目投资与自筹资金受中央项目投资影响方面可以得到与前面检验相一致的结论，即均存在挤出效应，但不同的是，此模型检验结果表明地方项目受影响程度更高（1.473）。而此时为保证地方投资的有效性，中央项目的最高投入不应超过人均 13.56 元。中央项目投资对自筹资金也产生了挤出效应。当中央投资额较小时，中央项目投资额增加 1%，自筹资金增加 1.225%，然而，当人均中央项目投资额超过 18.28 元时，会挤出自筹资金。同时，利用外资的投资受中央项目投资的影响趋势相似，在中央投资额较小时，带动外资投入（0.199），但带动作用小于前面两者，当中央投资额大于人均 18.88 元时，挤出外资。

而与其他各变量不同，中央项目投资对国内贷款则产生了显著地吸入效应。经检验，当人均中央项目投资额超过 15.81 元时，国内贷款将随之增加。另外我们发现，地方生产总值与地方项目投资额之间均存在显著正相关关系，这与我们假说一致；平均工资水平则与固定效应模型中检验不一致，除利用外资外，工资水平与投资额呈正相关。

六、结论

本文中我们采用我国 30 个地区 1995-2008 年度数据对政府公共投资（中央项目投资）和地方项目投资及社会投资的相关关系进行检验。检验结果表明，当政府中央项目投资额较小时，其对地方项目投资、自筹资金投资和地方政府预算内投资均产生了带动作用，而当人均中央项目投资超过一定规模后，则会产生挤出效应，即抑制地方投资。其对国内贷款和利用外资的影响则相反，较低规模的中央项目投资不利用国内贷款和利用外资的投入，但是增长的中央投资会产生挤入效应，即到达一定规模后，会吸入国内贷款和外资，从而带动社会资本投资。

World Bank. (1994). World Development Report 1994: Infrastructure for Development. New York: Oxford University Press.