

促进内需可持续发展的中国财政政策研究

——内生性的货币供给条件下财政对内需的影响

郭 杰

摘要：中国正面临经济增速放缓、外需疲软等挑战，而就中国的国情来看，财政政策在促进内需、保证经济稳定可持续发展方面起着不可或缺的作用，本文从三个层面就这一问题进行了探讨。首先，通过对内需问题进行国际比较及省级比较研究，揭示出我国税收占 GDP 比重增速提高、政府投资支出占政府支出比重增速提高，均会对内需增长率产生负面影响。其次，通过构建扩展的内需增长模型，用 SVAR 方法考察了影响我国内需增长率的主要因素，包括基尼系数、税收占 GDP 比重、政府投资支出占政府支出比重和货币供给 M2。计量结果表明，我国存在一定程度的货币供给内生性，税收和政府投资都是影响我国货币供给的内生性因素。最后，结合我国实际，从内生性的货币供给角度探讨了财政对内需的影响机制。本文的研究结论对于在货币供给内生的现实条件下，我国政府如何采取适当的财政政策来促进内需的可持续发展具有一定的参考价值。

关键词： 内需可持续发展 内生货币供给 财政政策

一．引言

自上世纪 90 年代以来，我国促进经济增长的讨论主要围绕如何扩大内需，以及相应的政策如何展开。总体而言，学界普遍认为，为了保持经济平稳快速增长，我国应努力促进内需增长，但在不同时期促内需的手段可以不同。从实际情况来看，过去的经济政策更多的倾向于促进投资，近两年则更关注消费，更关注如何保持内需（经济）平稳增长。历史数据显示，改革开放以来，我国经济波动性正在逐步降低：1978 年前，经济增长率波动标准差达到 10.48 个百分点，而 1978 年后的波动标准差为 2.97 个百分点。但是，如果采用实际产出偏离潜在产出百分比的方差衡量，我国在 1992 年确定市场经济体制改革目标以来，经济增长的波动率为 2.42，而成熟的市场经济体制代表——美国——同期仅为 0.93。较高的增长波动性对于经济的潜在增

长率有较大的伤害。尽管学界对上述问题仍然存在一定的争议，但有一点基本共识，即促进内需可持续增长对我国经济长期可持续发展非常必要。

从现实角度，我国的经济增长方式和内需结构有其自身的特点。从发达经济体的经验可以看到，稳定的增长率往往伴随着内需的稳定增长。美国等西方七国作为发达国家的代表，其消费需求强劲并相对稳定。相比之下，我国消费需求相对疲软，波动幅度较大，这是我国的现实国情。就国内而言，由于区域经济发展不平衡，东、中、西部的内需波动也呈现较明显的区域差异，而且其波动可能与投资波动相关。当前，国际经济形势复杂，传统发达国家面临经济增长乏力甚至衰退的风险。在这种外需增长不确定性加大的情况下，我国要保持经济稳定增长，客观上要求我们必须下决心采取行之有效的手段保证内需的可持续增长。上述问题是我国的国情，也是本文研究的主要现实背景。本文针对我国内需的特点，试图探讨影响我国内需可持续增长的深层次因素和内在机制。

传统理论认为，影响消费需求的主要是收入因素，包括收入水平和收入分配，影响投资需求的主要是利率因素。在收入水平不变、货币需求不变的情况下，收入分配不平等性和货币供给是影响内需的两个最重要的因素。在货币供给外生的条件下，收入分配不平等会影响消费需求，高收入人群的消费倾向较低，因此收入分配不平等会导致社会总体消费需求下降。货币需求不变的情况下，货币供给变化将改变利率水平进而影响投资需求。

本文认为，中国财政对宏观经济的影响较大，各级政府掌握大量资源，2010 年我国财政收入 83101.51 亿元¹，财政支出 89874.16 亿元，占 GDP 比重分别达到 20.6%和 22.4%，财政政策是经济调控政策的主要手段，财政收支行为对宏观经济影响较大；并且近十年来我国的商业银行发展迅速，金融体系不断完善，市场中的贷款需求会通过商业银行体系创造货币供给，即所谓的内生货币供给，内生货币的基本前提和现实条件已经满足。因此，运用传统理论对我国内需问题进行分析框架存在两方面不足：一是对财政的影响考虑不足，事实上税收会影响国民收入在私人部门和公共部门间的分配，会影响两个部门的消费和投资；财政的支出行为则会直接影响消费需求和投资需求，不同的财政支出结构对内需的影响不同，需要将财政的收支行为纳入内需模型考察；另一方面是货币供给外生的假定不符合我国的现实条件，在货币内生的情况下，传统理论中影响内需的因素及其影响机制都将发生变化，有必要在货币内生的框架下对内需问题进行探讨。

鉴于此，本文在学界现有研究成果的基础上，**增加财政税收收入占 GDP 比重增长率和财政投资支出占财政支出比例增长率两个财政行为的指标**，构建扩展的内需模型，使用 SVAR 模型等计量手段分析影响内需增长率的原因，并在货币内生性的条件下对其影响机制和相应的政策含义进行探讨。

二．相关研究综述

（一）、财政政策对内需及经济增长的影响研究

¹ 数据来源《中国统计年鉴 2011》。

从财政政策对内需的影响角度说，国内外学者的研究成果长期以来存在争论：一方面是传统的凯恩斯理论认为，政府财政扩张可以通过乘数效应带动国民经济的成倍增长；另一方面实证研究往往支持财政扩张的挤出效应。支持前者观点的研究包括：Karras（1994）认为政府支出同私人消费之间存在互补关系，政府支出增加将使私人消费支出上升。Gali、Salido 和 Valles（2007）使用新凯恩斯主义宏观模型论证了政府支出对居民消费具有正向影响。Athanasios 和 Tagkalakis（2008）发现在经济萧条时期扩张性的财政政策更能刺激私人消费。国内学者包括郭庆旺（2003）从消费的角度检验李嘉图中性消费思想在中国的适用性，发现政府支出的增加对民间消费有正的影响，而财政赤字增加对民间消费的影响却不显著。李友永和丛树海（2006）认为致力于总需求管理的财政政策，不仅没有对私人部门的消费产生挤出效应，反而对私人部门的消费有带动效应，两者间互补关系明显，财政政策对总需求波动具有明显的稳定效应。

支持财政挤出效应的研究包括：Bailey（1971）研究了政府支出和私人消费之间的关系，提出如果政府支出与私人消费之间存在替代关系，那么财政扩张会引起私人消费的减少。Aschauer（1985）使用持久收入决定模型对美国的数据进行了研究，结果发现美国政府支出同私人消费之间存在明显的替代关系。国内学者如黄贇琳（2005）利用实际经济周期模型，构建政府支出与私人消费的非线性关系，发现政府支出对居民消费产生了一定的挤出效应。李树培、白占伟（2009）中运用 SVAR 模型实证考察了税收与政府支出对经济增长、居民消费

和企业投资的影响关系，增长率层面政府支出对于经济增长和扩大内需均有促进作用，而税收的作用则相反；扩大政府支出对于促进经济增长和扩大居民消费而言，比减税的影响效率与效力都强，但减税对企业投资的促进效率与效力则优于扩大政府支出所产生的影响。

传统理论框架下对内需的研究没有充分考虑财政的影响，研究更多地侧重于考察对财政与经济增长（或消费、投资）的关系，或比较税收与支出行为在某个特定领域（消费或投资）的效果。此外，传统理论框架下货币外生的假定不符合金融市场发展的现实，忽略了财政收支行为可能对货币供给产生的影响，存在对财政政策的影响估计不全面的问题。

（二）、内生货币供给及财政对货币供给的影响研究

传统理论认为货币供给是经济的外生变量，由货币当局决定，通过银行体系创造货币。但是关于货币内生的观点在上世纪八九十年代开始逐渐盛行起来。Wray（1990）认为是贷款引致形成货币存量，央行供应对应的准备金，也就是说，货币存量是经济的内生变量。Bell and Wray（2003）认为，在大部分国家财政的实践中，财政的行为（包括税收和发行公债）并没有受到金融约束（Financial Constraint），唯一能限制政府支出（或债务上限）的是立法。政府可通过商业银行购买公债或税收等行为，将私人部门的资金归为己用，现实的金融体系为财政提供了在债务上限内（Debt Ceiling）的无透支的资金供给（No overdraft provision）。因此，政府的支出和借债行为导致商业银行的信贷扩张，商业银行则获得了政府收据（Governmental Receipts）

如政府债券等。国外学者的研究结果意味着，政府可以通过向商业银行贷款（或由商业银行购买政府发行的债券）的方式获得财政支出所需资金，而这个借贷行为引致了货币供给，因此货币供给是内生的。于泽（2008）通过对我国经验数据进行实证检验，发现我国的货币供给出现顺周期的现象，认为其原因是我国的货币供给具有内生性，银行贷款的变动是基础货币变动的原因，M2 的变动也将导致基础货币发生变动，而 M2 不构成银行贷款的限制因素，也就是说企业的贷款需求和银行的信贷标准等因素决定的，央行无法有效控制货币总量。在内生货币供给的条件下，一些学者探讨了财政对货币供给的影响。柳欣、靳卫萍（2002）对 1984-2001 年的中国财政及宏观经济数据进行实证分析，建立了包含财政收支在内的货币供给内生经济模型，认为我国的税收增加引起 M2 减少，财政支出与 M2 成正相关关系，我国的财政支出对 M2 的弹性呈现较大波动，加大财政收支力度在很大程度上影响了 M2 的变换，认为货币供给存在内生性。柳欣、张颖熙（2006）认为财政在很大程度上改变企业和银行的资产负债表，税率提高导致总需求减少，在内生货币供给的条件下会导致货币供给量下降；政府发行公债则会使银行扩大货币供给；认为财政政策是另外一种意义上的货币政策。

国内外学者对货币内生的研究已经展开了较广泛的讨论。国外学者在内生货币条件下的研究较多，但针对中国内需问题的研究相对缺乏，也没有考虑中国财政的特殊性。国内学者研究了财政与内生货币的关系，但尚未将财政和内生货币供给联系起来研究我国内需问题，

并未回答其中的影响机制。本文试图从内生货币供给的角度，在传统理论的基础上，充分考虑我国财政对内需的影响，探讨影响我国内需的因素及相应的影响机制。

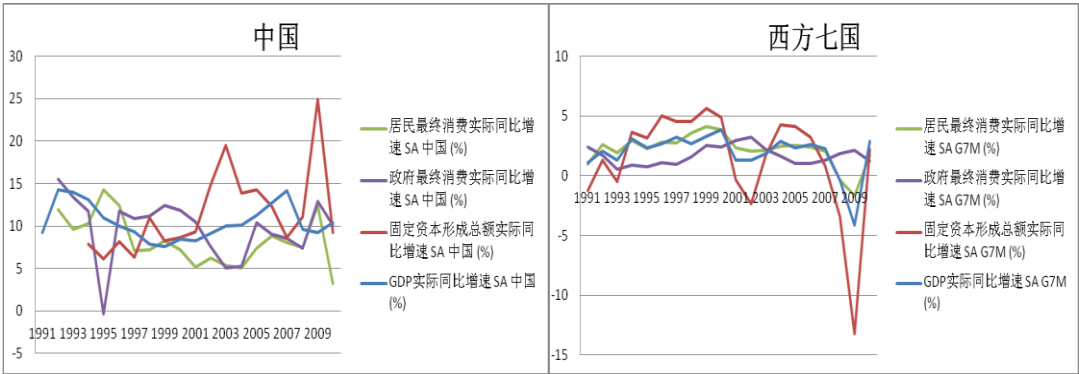
三. 实证分析

（一）内需问题的国际比较和省际比较

考虑内需问题，不仅要看内需的量和增长率，还要看内需的结构。一般来说，在不同国家或地区，内需的组成结构不一样。有的国家或地区消费需求在内需占比较高投资需求占比较低，反之也有可能。由于消费需求和投资需求存在增长率和波动率方面的差异，因此，不同的内需组成结构对应的内需增长率和波动率也不同。

从中经网的数据看，中国和西方七国在内需的组成结构方面存在较明显的差异。为保持数据一致性，本文将 GDP 实际同比增速作为中国和西方七国比较的基础。在此基础上，考察了固定资本形成总额实际同比增速的差异，以及最终消费实际同比增速（包括居民消费和政府消费两部分）的差异。中国和西方七国的内需组成对比图见图 1。

图 1：中国和西方七国的内需组成对比



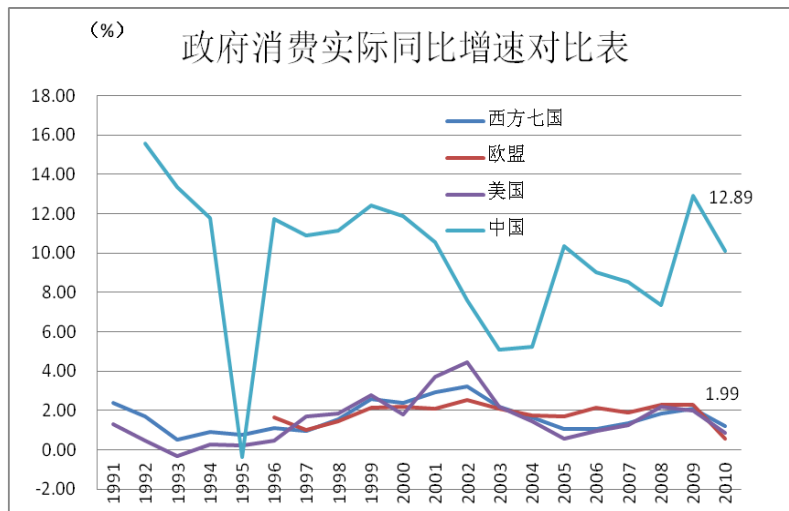
通过上图对比发现，总体而言，中国的内需波动相对较大。就内需的各组成部分而言，中国和西方七国的投资波动都相对较大，表现

为固定资本形成总额增长率的波动相对较大，特别是在 2008 年国际金融危机的冲击下，西方七国的固定资本形成总额大幅下降。这是中国与西方七国的共性。然而，在消费方面，中国与西方七国有较大差异，具体表现在两个方面：一方面，从居民消费的角度，中国的居民消费表现出一定程度上脱离 GDP 的波动，并且波动相对较大；而西方七国的居民消费与 GDP 波动紧密相关，也相对稳定；另一方面，中国的政府消费波动比西方七国大的多：西方七国的政府消费在最近二十年里始终保持相对稳定，受 GDP 的波动影响较小，表现出一定的独立性；中国政府消费波动相对大的多，并且呈现出一定的逆经济周期的波动趋势。

上述比较表明西方七国的居民消费发展相对成熟，而我国政府对宏观经济的干预则相对较多。

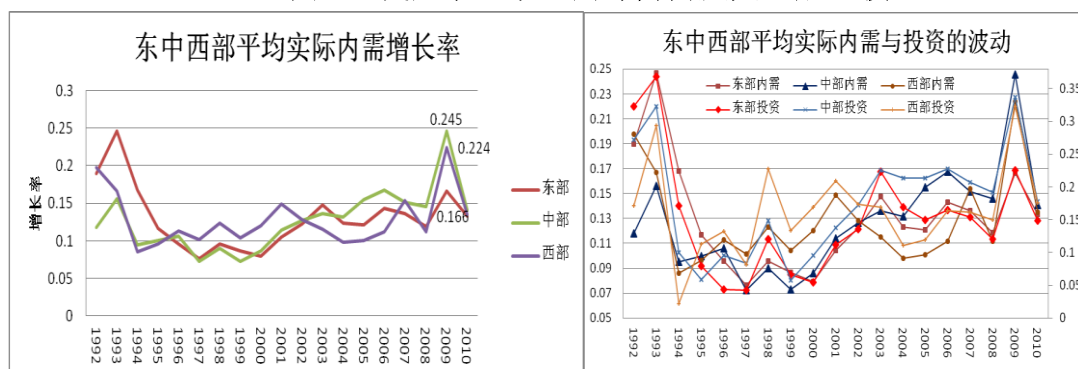
为了进一步考察中国与西方发达国家在政府消费方面的差异，图 2 展示了中国与西方七国、以及美国和欧盟的政府消费变化趋势。通过国际比较发现，相比发达国家，我国的政府消费增速的波动幅度更大：发达国家的政府消费在过去二十年里增速始终在 0-4%左右波动，而我国的政府消费增速则在 0-16%范围内大幅度波动，其中 1995 年、2003 年和 2008 年左右的波动令人印象深刻。

图 2：中国与发达国家的政府消费增速波动对比



政府消费的波动程度是否与经济发展水平和成熟程度有关？为此，笔者对我国不同区域的内需及其组成进行比较，并根据国家统计局的口径将各省分为东、中、西部三个部分。²总体而言，东部经济发展水平相对较高，经济相对成熟。此处比较的内需数据根据中经网统计数据库中各省市最终消费与全社会固定资产投资额两项数据之和计算得到，在此基础上以各省市 1990 年为基数的 GDP 平减指数处理后对数化得出实际增长率指标。

图 3：我国东、中、西部内需及其组成比较



从图 3 的比较发现，在不同时期，东、中、西部内需增长存在较显著的区域性差异。1995 年以前，东部的内需增长率始终高于西部

²根据国家统计局 2003 年发布标准的分类口径，东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南 12 个省、自治区、直辖市；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 9 个省、自治区；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆 9 个省、自治区、直辖市。

地区，但呈现快速下滑的趋势；1995 年之后，西部地区的内需增长率超过东部地区，在近两年，中部和西部地区的内需增长率都超过东部。但从 1995 年至今，东部地区的内需增长率相对平稳，而中、西部的内需增长率则波动较大。从内需组成看，不同区域的内需增速与该区域的投资增速密切相关，不同区域间投资增速存在差异。

通过以上国际比较和省际比较，我们大致可以得出以下结论：

1、我国内需波动总体较大，发达国家的消费需求相对稳定，而我国的消费需求波动相对较大；2、国内不同地区的内需波动与投资波动密切相关。总而言之，财政通过消费和投资影响内需。

关于内需的国际比较和省级比较展示了我国经济的特点和存在的问题。就我国具体情况而言，影响内需的因素有哪些？我国财政对内需有什么影响？影响机制是什么？如何有效提高内需的稳定性，促进内需的可持续增长？围绕这些问题，笔者建立了扩展的内需影响模型。

（二）、影响我国内需的因素分析

为探讨影响我国内需增长的因素，本文用 SVAR 方法建立扩展的内需影响模型，变量包括：内需增长率（ ddr ）、基尼系数（ gd ）、实际货币供给 M2 的增长率（ $m2rr$ ）政府投资占政府支出比例的增长率（ gir ）、政府税收收入占 GDP 比例的增长率（ grr ）。其中，基尼系数和货币供给增长率（M2）是普遍认为影响内需的因素，前者影响收入分配进而影响消费需求，后者影响市场流动性，影响投资需求。基尼系数和货币供给增长率是传统理论的指标。在此基础上，本文新增

关于财政收入和财政支出的两个指标，旨在考察我国财政对内需的影响。新增的指标包括两个，其中政府投资占政府支出比例的增长率代表政府支出的结构：该数值越大，代表政府投资力度越大，相应的转移支付、公共服务支出等其他政府支出力度越小；政府税收收入占 GDP 比例的增长率代表财政对收入结构的影响：该数值越大，代表政府在产出分配中所占比例越高，相应的私人部门所占比例越低。上述五个变量构成了本文扩展的内需影响模型。

1、数据来源的说明

本文所用数据的样本区间为 1990 年—2010 年，数据来源为中经网统计数据库。其中，内需数据通过加总政府消费、居民消费和资本形成总额得出，并根据 GDP 平减指数转换为实际值，对数化后差分得到 1991-2010 年的增长率数据；基尼系数数据来源于各省市 GDP 与人口统计，依据人口加权计算得出，采用非等分组的计算公式为：

$$gd = \sum_{i=1}^N pop_i gdp_i + 2 \sum_{i=1}^{N-1} pop_i (1 - \sum_{j=1}^i gdp_j) - 1, \text{ 其中 } pop_i \text{ 为 } i \text{ 省人口占总人口比重,}$$

gdp_i 为 i 省生产总值占总值的比重；财政投资占政府支出比例用固定资产投资中财政预算内资金除以政府支出（中央+地方），财政税收收入占 GDP 比例用税收收入除以国内生产总值得到；货币供给 M2 数据来自于中经网和央行的统计数据。

2、模型的构建

上述五个时间序列数据的单位根检验显示都是平稳的（见表 1）。根据 EVIEWS 滞后期选择标准，本文建立滞后 2 期的 SVAR 模型（见表 2），经检验模型是稳健的（见图 4）。(1.1) 式是 VAR (-2) 模型。

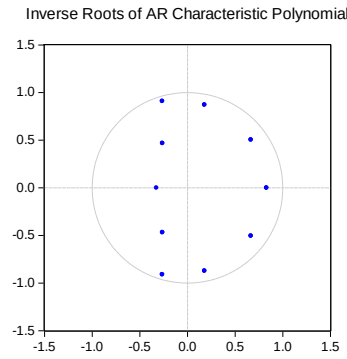
表 1：序列平稳性检验结果

变量名	T统计	P值	结论
DDR	-3.040399538655166	0.05233865895702974	序列平稳
GD	-3.319322997779425	0.02763850927271456	序列平稳
GIR	-3.783612172260065	0.01104346356709593	序列平稳
GRR	-1.706730161403225	0.08277035170583085	序列平稳
M2RR	-4.155953666629323	0.005085696703538676	序列平稳

表 2：VAR 模型滞后期选择标准

内生变量: DDR GD GIR GRR M2RR 外生变量: C 样本区间: 1990 2010						
滞后期选择标准						
滞后期	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	159.7643	NA	2.34e-14	-17.19603	-16.94871	-17.16193
1	200.6870	54.56363	4.56e-15	-18.96522	-17.48127	-18.76061
2	250.9751	39.11296*	6.51e-16*	-21.77501*	-19.05443*	-21.39988*

图 4：VAR 模型稳健性检验



$$AX_t = C_0 + C_1X_{t-1} + C_2X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

其中 $X_t = \begin{bmatrix} DDR_t \\ GD_t \\ GIR_t \\ GRR_t \\ M2RR_t \end{bmatrix}$, $A = \begin{bmatrix} 1, a_{12}, a_{13}, a_{14}, a_{15} \\ a_{21}, 1, a_{23}, a_{24}, a_{25} \\ a_{31}, a_{32}, 1, a_{34}, a_{35} \\ a_{41}, a_{42}, a_{43}, 1, a_{45} \\ a_{51}, a_{52}, a_{53}, a_{54}, 1 \end{bmatrix}$ 为可逆矩阵,

$$C_0 = \begin{bmatrix} c_{11}^0, c_{12}^0, c_{13}^0, c_{14}^0, c_{15}^0 \\ c_{21}^0, c_{22}^0, c_{23}^0, c_{24}^0, c_{25}^0 \\ c_{31}^0, c_{32}^0, c_{33}^0, c_{34}^0, c_{35}^0 \\ c_{41}^0, c_{42}^0, c_{43}^0, c_{44}^0, c_{45}^0 \\ c_{51}^0, c_{52}^0, c_{53}^0, c_{54}^0, c_{55}^0 \end{bmatrix}, \quad C_1 = \begin{bmatrix} c_{11}^1, c_{12}^1, c_{13}^1, c_{14}^1, c_{15}^1 \\ c_{21}^1, c_{22}^1, c_{23}^1, c_{24}^1, c_{25}^1 \\ c_{31}^1, c_{32}^1, c_{33}^1, c_{34}^1, c_{35}^1 \\ c_{41}^1, c_{42}^1, c_{43}^1, c_{44}^1, c_{45}^1 \\ c_{51}^1, c_{52}^1, c_{53}^1, c_{54}^1, c_{55}^1 \end{bmatrix}, \quad C_2 = \begin{bmatrix} c_{11}^2, c_{12}^2, c_{13}^2, c_{14}^2, c_{15}^2 \\ c_{21}^2, c_{22}^2, c_{23}^2, c_{24}^2, c_{25}^2 \\ c_{31}^2, c_{32}^2, c_{33}^2, c_{34}^2, c_{35}^2 \\ c_{41}^2, c_{42}^2, c_{43}^2, c_{44}^2, c_{45}^2 \\ c_{51}^2, c_{52}^2, c_{53}^2, c_{54}^2, c_{55}^2 \end{bmatrix},$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix}$$

结合我国实际和本文的研究目的，对上述 VAR 模型施加以下短期的结构化约束条件，对应的假设为：

(1)、假定当期基尼系数不受当期内需增长率、政府投资占比增长率、政府税收收入占比增长率和货币供给增长率的影响。基尼系数是衡量收入分配公平程度的重要经济指标。一般认为，影响基尼系数的原因包括经济和社会等多方面因素，其中经济因素主要包括市场经济体制改革导致各地经济发展水平不一，地区财政税收等收入分配的经济政策等，社会因素包括对外开放程度、教育水平、城乡人口比重以及城镇化程度等³。并且，基尼系数往往是上一年度甚至更久以前的因素影响的结果。因此，从本文研究的角度看，可以认为当期基尼系数不受当期的其他模型变量影响， $a_{21} = a_{23} = a_{24} = a_{25} = 0$ 。

(2)、假定政府投资占政府支出比例的增长率不受当期基尼系数影响，不受当期税收收入占比增长率影响。当期政府投资决策主要依据当年财政政策，由当年各级财政预算决定，并且影响财政预算的因素主要包括上一年度的财政收支情况及财政政策目标等。虽然政府投资可能在不同地区不同，但相比政府转移支付和社会保障支出，政府投资受基尼系数影响非常小，因此本文假定政府投资占比增长率不受当期基尼系数影响，也不受当期税收收入占比增长率影响，

³冯超：《中国基尼系数的省际差异》，《经济纵横》，2007 年第一期。

$$a_{32} = a_{34} = 0。$$

(3)、假定政府税收收入占比增长率不受当期基尼系数影响，不受当期政府投资占政府支出比例增长率的影响。政府税收收入主要取决于各税种及税率、宏观经济发展情况及税收执行情况等，与当期基尼系数基本无关，因此本文假定政府税收收入占比增长率不受当期基尼系数影响，不受当期政府投资占政府支出比例增长率的影响，

$$a_{42} = a_{43} = 0。$$

(4)、假定货币供给增长率不受当期基尼系数的影响。货币供给是货币政策的重要工具变量。影响货币供给的主体主要有中央银行、商业银行和非银行公众三大类。中央银行是货币政策的制定者，主要调控基础货币和货币乘数。中央银行通过公开市场回笼资金，或调整再贴现、再贷款的投放量，影响市场中基础货币的数量；通过调整再贴现率和存款法定准备金率，影响货币乘数。商业银行通过调整超额准备金率，影响货币乘数的分母进而影响货币供给。非银行公众则主要影响储蓄倾向和存款的漏出率进而影响货币供给。从我国 1997 年至 2009 年的货币政策实践看，当期的政府投资对当期货币供给的影响不大，货币供给增长率不受当期基尼系数的影响 $a_{52} = 0。$

综合上述假定，相应的短期约束矩阵 A 为：

$$A = \begin{bmatrix} 1, a_{12}, a_{13}, a_{14}, a_{15} \\ 0, 1, 0, 0, 0 \\ a_{31}, 0, 1, 0, a_{35} \\ a_{41}, 0, 0, 1, a_{45} \\ a_{51}, 0, a_{53}, a_{54}, 1 \end{bmatrix}$$

3、实证分析结果及相应的结论

施加约束后 VAR 模型的回归结果见表 3，模型回归结果较显著。

表 3: SVAR 回归结果

模型: $Ae = Bu \quad E[uu'] = I$				
短期约束				
	系数	标准差	Z统计	P值
C(1)	-66.97295	35.95124	-1.862883	0.0625
C(2)	-28.86561	72.78755	-0.396573	0.6917
C(3)	36.37836	15.17793	2.396793	0.0165
C(4)	1.455094	0.338180	4.302726	0.0000
C(5)	-2.769510	1.271462	-2.178208	0.0294
C(6)	-5.280050	0.948278	-5.568037	0.0000
C(7)	-33.97278	11.07926	-3.066340	0.0022
C(8)	38.67466	8.236066	4.695768	0.0000
C(9)	20.09628	9.669746	2.078263	0.0377
C(10)	-41.10362	19.96044	-2.059254	0.0395
C(11)	15.50850	44.63839	0.347425	0.7283
Log likelihood	121.5072			
Chi-square(5)	173.9342		P值	
矩阵A估计值:				
1.000000	1.455094	-2.769510	-33.97278	20.09628
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-66.97295	0.000000	1.000000	0.000000	-41.10362
-28.86561	0.000000	0.000000	1.000000	15.50850
36.37836	0.000000	-5.280050	38.67466	1.000000

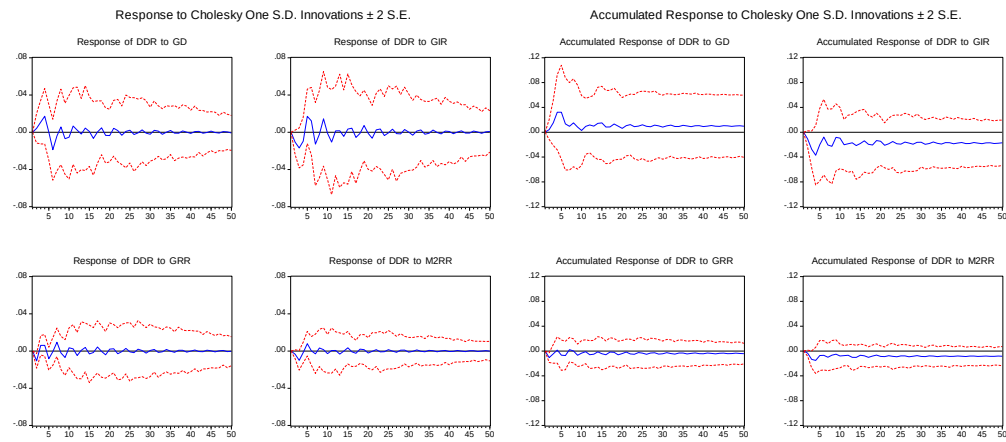
在上述分析基础上，用 EViews 软件对影响内需增长率的几个因素进行脉冲响应分析，结果见图 5。根据脉冲响应的结果，我们可以得出以下几个结论：

1、政府投资比例增长率提高、政府收入占比增长率提高都会导致内需增长率下降，并且在较长时间内造成内需增长率波动。从累积影响看，政府投资比例增长率提高、政府收入占比增长率提高对内需增长率的影响长期累积均为负。这表明政府行为无论是投资还是税收都对内需增长率的冲击影响深远。

2、货币供给增长率上升会导致内需增长率下降。这个结论与传统理论不尽一致，其原因可能与我国货币供给影响内需的传导机制有

关，我们将在本文的第四部分对此进一步论述。

图 5：内需的脉冲响应结果



3、政府税收占比增长率和政府投资占比增长率与货币供给增长率存在显著的格兰杰因果关系（见表 4）。⁴政府税收占比增长率和政府投资占比增长率提高，均会导致当期货币供给增长率提高。从长期累积影响看，会提高货币供给增长率，并且政府投资的影响相对更大（见图 6），其背后的影响机制将在第四节中结合内生货币供给进一步讨论。

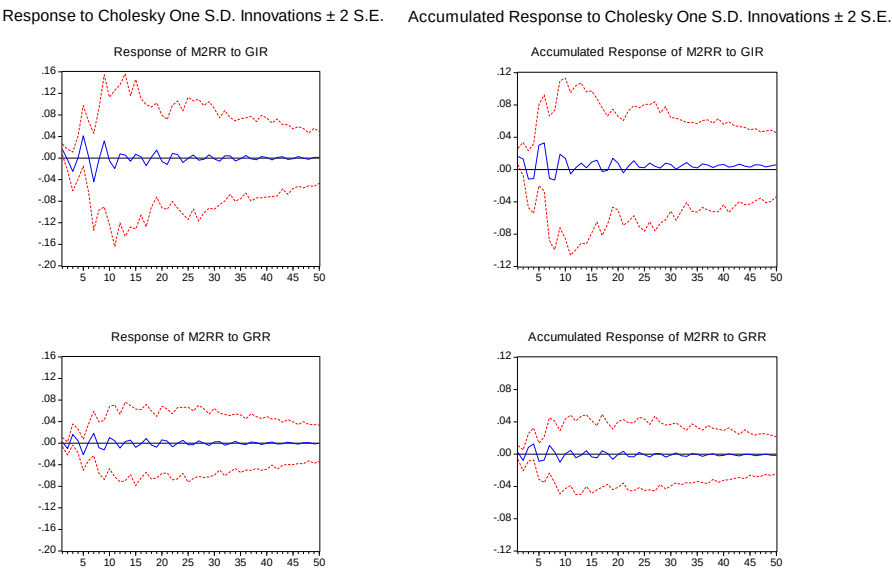
表 4：VAR 模型的格兰杰因果检验

VAR 格兰杰因果检验			
内需增长率方程（DDR）			
原假设H0	Chi-sq	df	P 值
GD不是引起DDR的格兰杰原因	2.494687	2	0.2873
GIR不是引起DDR的格兰杰原因	2.938279	2	0.2301
GRR不是引起DDR的格兰杰原因	15.12253	2	0.0005
M2RR不是引起DDR的格兰杰原因	5.098579	2	0.0781
GD、GIR、GRR、M2RR不是同时引起DDR的格兰杰原因	24.48504	8	0.0019
货币供给增长率方程（M2RR）			
原假设H0	Chi-sq	df	P 值
DDR不是引起M2RR的格兰杰原因	0.257692	2	0.8791
GD不是引起M2RR的格兰杰原因	13.76628	2	0.0010
GIR不是引起M2RR的格兰杰原因	6.124056	2	0.0468
GRR不是引起M2RR的格兰杰原因	10.42262	2	0.0055

⁴ 表 4 的因果分析是建立在 VAR 模型基础上的。对时间序列数据直接进行格兰杰因果检验，表 4 所列的因果关系并不显著。为此，可通过对非平稳的时间序列数据，通过协整检验和 ECM 模型等方法进一步验证税收、政府投资与货币供给之间的因果关系。

DDR、GD、GIR、GRR不是同时引起M2RR的格兰杰原因	29.23103	8	0.0003
--------------------------------	----------	---	--------

图 6：货币供给的脉冲响应结果



4、结论稳健性检验

考虑上述模型中内需数据中包含了政府消费，有可能对模型分析和因果检验结果产生影响，本文用剔除政府消费后的内需数据重新建模进行分析。笔者使用的政府消费数据基于林深（2011）的观点，将历年中国统计年鉴中财政公共服务支出即“行政管理支出”、“国防支出”和“科教文卫支出”视为政府消费。2007 年财政统计口径调整后，根据国家统计局相关指标解释，2007 年-2010 年的将财政支出中的“外交”、“国防”、“教育”、“科学技术”、“文化教育与传媒”、“医疗卫生”、“城乡社区事务”视为政府消费。剔除政府消费后的内需增长率 DDR2 见图 7。在剔除政府消费后，重复前述分析步骤，结论一致（见表 5-表 7，图 8-图 9）。

图 7 剔除政府消费后的内需增长率 DDR2 与原内需增长率 DDR 对比

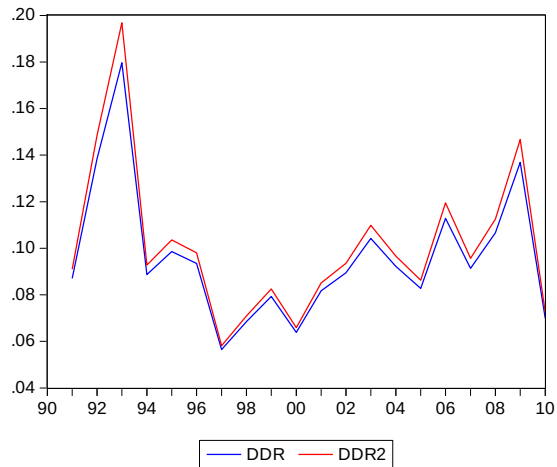


表 5：滞后期的选择

内生变量: DDR2 GD GIR GRR M2RR 外生变量: C 样本区间: 1990 2010						
滞后期选择标准						
滞后期	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	157.6171	NA	2.97e-14	-16.95746	-16.71013	-16.92336
1	198.6524	54.71367	5.71e-15	-18.73915	-17.25520	-18.53454
2	248.7879	38.99430*	8.30e-16*	-21.53199*	-18.81141*	-21.15686*

图 8：模型稳健性检验

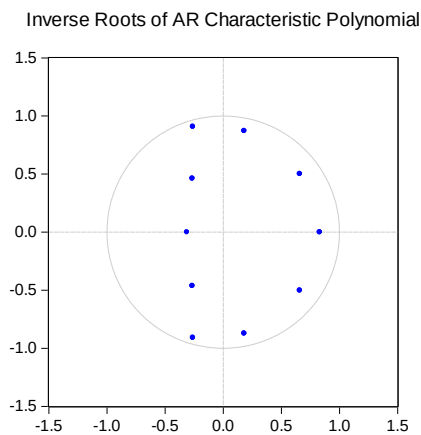


表 6：施加约束后回归结果

模型: $Ae = Bu$ $E[uu'] = I$				
短期约束				
	系数	标准差	Z统计	P值
C(1)	-59.32716	32.57534	-1.821229	0.0686
C(2)	-25.39929	66.59009	-0.381427	0.7029
C(3)	32.12987	13.44979	2.388875	0.0169
C(4)	1.391903	0.330708	4.208865	0.0000
C(5)	-2.775789	1.284728	-2.160605	0.0307
C(6)	-5.284067	0.954805	-5.534184	0.0000
C(7)	-33.23255	11.09958	-2.994038	0.0028

C(8)	38.63737	8.285318	4.663354	0.0000
C(9)	19.99465	9.786271	2.043132	0.0410
C(10)	-41.39606	20.56841	-2.012604	0.0442
C(11)	15.54193	46.40229	0.334939	0.7377
Log likelihood	119.1433			
Chi-square(5)	174.2877		P值	0.0000
矩阵A估计值:				
1.000000	1.391903	-2.775789	-33.23255	19.99465
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-59.32716	0.000000	1.000000	0.000000	-41.39606
-25.39929	0.000000	0.000000	1.000000	15.54193
32.12987	0.000000	-5.284067	38.63737	1.000000

图 9：脉冲响应结果

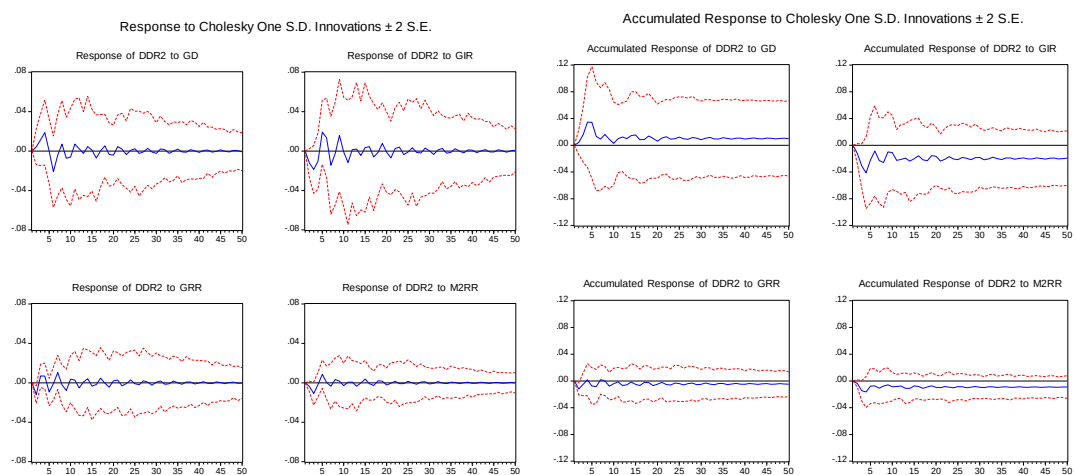


表 7：格兰杰因果分析结果

VAR格兰杰因果检验			
内需增长率方程（DDR2）			
原假设H0	Chi-sq	df	P值
GD不是引起DDR2的格兰杰原因	2.422660	2	0.2978
GIR不是引起DDR2的格兰杰原因	2.775977	2	0.2496
GRR不是引起DDR2的格兰杰原因	14.82232	2	0.0006
M2RR不是引起DDR2的格兰杰原因	4.826987	2	0.0895
GD、GIR、GRR、M2RR不是同时引起DDR的格兰杰原因	23.92897	8	0.0024
货币供给增长率方程（M2RR）			
原假设H0	Chi-sq	df	P值
DDR2不是引起M2RR的格兰杰原因	0.292272	2	0.8640
GD不是引起M2RR的格兰杰原因	13.92265	2	0.0009
GIR不是引起M2RR的格兰杰原因	6.088089	2	0.0476
GRR不是引起M2RR的格兰杰原因	10.50561	2	0.0052
DDR2、GD、GIR、GRR不是同时引起M2RR的格兰杰原因	29.40366	8	0.0003

四. 财政对内需的影响机制分析

本文第三部分的实证分析表明我国财政税收占比增长和政府投资占比增长对内需增长率均产生了负面影响；我国的货币供给与财政的收支行为密切相关，存在一定程度的内生性，税收占比增长率的提高和政府投资占比增长率的提高都会导致货币供给增长率的提高。正是因为存在这样的机制，财政的收支行为有可能通过影响货币供给影响内需增长率。

下面我们将从内生货币的现实条件和内生货币条件下财政对内需的影响路径着手，探讨内生货币供给条件下财政对内需的影响机制问题。

（一）、我国内生货币的现实条件

在传统的计划体制下，货币金融体系以财政为基础，货币供应量的变动取决于国家的财政支出，财政支出变动所带来的货币供应量和名义收入的变动将在总体上决定企业的盈利和亏损。因此，财政支出和货币变动是一致的，货币的内生性受财政支出行为的影响。⁵自货币金融体系市场化改革以来，上述情形发生了变化。于泽（2008）探讨了我国银行体系满足货币内生所需的三个前提条件，即商业银行能够自由放款、中央银行对于法定准备金和银行结算资金“适应性”供给。在此基础上，笔者认为近年来我国信用卡业务的发展，以及日益成熟的银行贷款先行的经营模式，使我国具备了内生货币供给的现实条件。

⁵ 柳欣、靳卫萍：《内生货币供给体系下的财政收支分析》，《财经问题研究》，2002年10月。

1、信用卡业务发展迅猛。

传统理论认为，货币循环开始于工人的储蓄。假定新增贷款是生产者用于给工人发工资。基于信贷额度创造的存款转移到工人的账户。凯恩斯认为，银行和客户之间最简单的安排是建立信贷额度或者透支。在现代世界中，为了支出，并不必要持有货币存款。这在信用卡业务上面表现的尤为明显，因为它提供了个人在免息还款期内无存款的消费权利。我国近几年的信用卡业务发展异常迅猛。根据中国银行业协会发布的《2010 年中国信用卡产业发展蓝皮书》，截至 2010 年底，国内信用卡发卡量达到 2.3 亿张，比上年增长 23.96%；活卡量为 13,158 万张，比上年增长 37.42%；活卡率为 62.31%，比上年高 10.71 个百分点；我国信用卡跨行交易金额为 5.11 万亿元，占 GDP 比重高达 12.67%，比上年增长 46%。交易笔数达 24 亿笔，较上年增长 21.83%。2010 年，信用卡境内受理环境继续改善，县级以上地区基本实现全国联网，特约商户、POS 和 ATM 等受理终端规模继续扩大。境外受理网络基本覆盖全球的主要国家和地区，涵盖了中国出境游客主要出行地区。截至 2010 年底，国内受理商户总量为 218.3 万户，比上年增长 39.36%，国内受理信用卡的 POS 终端达到 333.4 万台，比上年增长 38.4%；国内 ATM 终端达到 25 万台，比上年增长 16.3%。截至 2010 年末，境外受理商户 85 万家；POS 受理终端 104 万台，ATM 受理终端 82 万台。信用卡产品功能继续完善，网上支付、手机支付等电子支付保持快速发展，信用卡的应用领域进一步拓展。

2、现代商业银行经营模式。

现代商业银行成熟的重要标志是贷款先行的经营模式，即银行的贷款审批领先于实际投放的贷款。我国商业银行信贷投放的流程主要是分支行（网点）上报授信材料，根据相应审批权限逐级审批。贷款申请获批后，根据贷款行的资金情况和提款条件决定贷款投放的具体时间。因为一般情况下贷款利息远高于央行贴息，因此为了确保资金高速运转，几乎所有银行获批待投放的贷款一般都会超过可投放的贷款额度，而排队等待审批的贷款申请更是远远超过贷款银行可提供的贷款额度。也就是说，商业银行在实际经营过程中采取的是贷款先行的策略。如果遇到贷款额度不足的情况，商业银行有可能采取以下几种方式最终实现贷款投放：一是加大吸储力度，根据监管要求新增贷款额度；二是将已有的信贷资产证券化，或将信贷资产转让，从而腾出贷款额度；三是通过银行间市场拆借资金，或向上级行或其他资金相对富余的行拆借资金。总之，我国的商业银行已经形成了先审批贷款后吸收存款的商业模式，并且这种商业模式已经比较成熟。⁷

换句话说，在我国现代金融市场条件下，市场中的一些需求，包括消费需求、投资需求以及缴纳税收等需求，通过商业银行体系引致了货币当局的货币供给，从而使经济中的货币供给量不是由货币当局外生决定的，而是具备了一定的内生性。综上所述，笔者认为我国已在一定程度上具备了内生信贷货币的现实条件，市场需求的变化完全

⁶ 数据来源中国银行业协会网站：<http://www.china-cba.net/do/bencandy.php?fid=42&id=7518>。

⁷ 从表面上看，几乎所有商业银行都非常重视吸收存款，并在经营指标中赋予极大的权重，但这并不能掩盖商业银行贷款先行的事实，正是由贷款产生了对存款的强烈需求，使商业银行高度重视吸收存款。

有可能引发货币供给的被动增加。

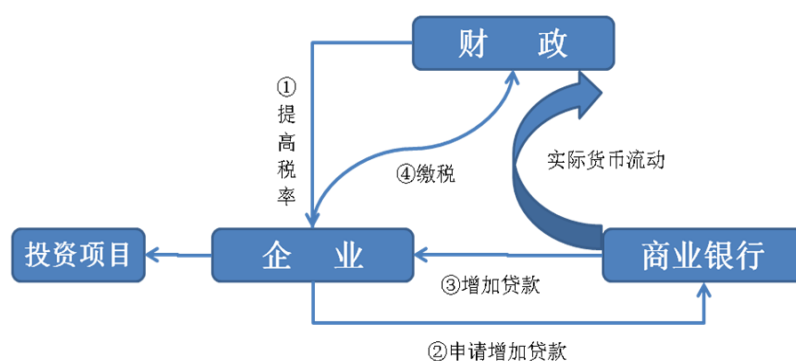
（二）、内生货币条件下我国财政对内需的影响机制：新的解释

1、税收对内需的影响路径

根据本文计量分析的结果，政府提高税率，会导致货币供给增加，内需下降。以提高企业所得税为例，在其他条件不变的情况下，提高企业所得税税率，税收占 GDP 的比重将提高。

如果政府宣布提高企业所得税率，那么在其他条件不变的情况下，企业需要承担更重的税赋。按照税率提高前的企业经营规划，企业资金积累和生产扩张必须放缓。为了保证企业的经营和扩张不受影响，企业会加大资金筹措力度，比如向银行申请贷款（或申请增加贷款额度）。这样以来，市场上的贷款需求增加。为了满足这些贷款需求，在存在内生货币的情况下，商业银行会增加贷款，市场上货币供给增加。新增的货币供给是由于新增需求所引致，不会引起利率的下降，因此也不会提高投资需求。由于新增的货币供给是由于企业贷款需求增加导致，并且新增的贷款被企业用于交税，并未进入生产领域，因此不会增加当期总需求（与传统理论相反）。但是在这个过程中，由于税率的提高，企业预期的利润率下降，会降低企业的投资积极性；与此同时，由于企业增加的贷款加重了企业的资金成本负担，降低了企业的利润，对股票价格、企业工人工资和股东分红均产生不利影响。在上述影响下，社会总需求降低了，表现为货币供给的增加与内需下降共存的局面，其根源在于税率的提高和内生货币供给的机制（如图 8）。

图 8：提高税率的影响



2、政府投资对内需的影响路径

根据本文计量分析的结果，政府增加投资，会导致货币供给增加，内需下降。以增加政府投资为例，在其他条件不变的情况下，增加政府投资，则政府投资支出占财政支出比例将提高。

我国政府加大投资，必然导致增发国债以及政府投资项目对应的银行贷款需求增加。政府增发的国债由商业银行（或私人）购买，归根结底转化为商业银行对政府的贷款。因此，政府增加投资增加了市场的贷款需求。在内生货币供给条件下，商业银行为了满足这些贷款需求，将增加贷款，于是市场的货币供给增加。同样的，新增的货币供给是由于新增需求所引致，不会引起利率的下降，因此也不会提高私人部门的投资需求。

那么在新增货币供给支持下的政府投资是否必然会增加当期总需求呢？传统理论的答案是肯定的。在本文的框架下，有不同的答案。

假定货币完全内生的情况。

首先，政府投资增加会通过商业银行体系迅速引致新增货币供给。相比之下，市场上资本品的生产调整滞后得多，因此可视为市场面临“短期”的冲击，即货币完全内生使得市场中货币供给突然增加

成为可能。新增的货币以政府投资的形式进入投资领域。在不考虑库存的情况下，由于短期内资本品的供给未能及时作出调整，其结果是资本品价格迅速走高。同时，由于新增的货币供给是“定向”地提供政府部门，私人部门并未享受到新增货币供给的好处，因此私人投资下降，并且完全抵消了政府新增的投资。

第二，从长期看，由于市场中对资本品新增的需求完全来自于政府投资，因此，如果政府不能保证持续新增投资的话，那么资本品的生产者（假定为私人部门）在第二年也不会调整生产计划，不会增加资本品的供给。也就是说，短期内政府投资对资本品市场是一个“瞬时冲击”，其结果仅仅推高了资本品价格，没有产出效应；长期内，除非政府持续新增投资，否则也没有产出效应。

第三，如果新增政府投资规模过大，会引发超大规模的货币供给，其结果不仅推高资本品价格，还可能造成物价的普遍上涨，形成通货膨胀压力。在此情形下，对政府缩减投资，调整财政政策的预期会加强，资本品的供给不仅不会增加反而可能出现下降。

综上所述，在货币完全内生的条件下，政府增加的投资被私人部门投资的相应减少完全抵消。⁸

更进一步，如果考虑到以下因素，那么可以预见政府增加投资将导致总需求下降：

（1）短期内，如果政府投资效率低于私人投资，那么总需求很可能会下降；如果家庭由于持有的资产从储蓄变为国债，其资产组合

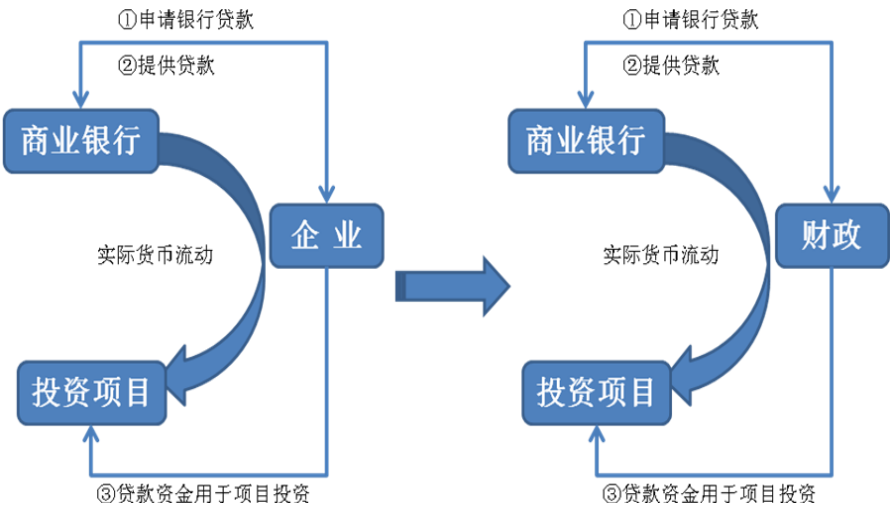
⁸ 另外一个相反的极端情况就是，政府新增投资没有引发任何相应的货币供给的增加，也就是说，政府新增投资的资金完全来自于私人部门储蓄或其在商业银行的可用信贷额度的减少，那么总需求也不增加，只是投资主体由企业转变为政府。

的流动性下降，那么家庭会缩减其的消费，总需求也会下降。

（2）长期看，如果政府对宏观经济的干预效果不理想，经济未实现迅速复苏，那么私人部门投资积极性依然会下降，此时除非政府始终保持足够规模（或增长率）的政府投资，否则总需求可能会下降。

综合上述影响，政府投资增加，总需求却可能下降，表现为货币供给增加与总需求下降共存的局面，其根源在于内生货币供给条件下，货币供给的增加来自于非市场行为的政府投资（如图 9）。

图 9：增加政府投资的影响



我国现实情况也是如此。税收方面，2010 年全年税收总额 73210.79 亿元（其中营业税 11157.91 亿元，企业所得税 12843.54 亿元），而同期金融机构的各项贷款余额为 479196 亿元，其中短期贷款 166233 亿元，税收占短期贷款比重达到 44%。政府投资方面，2009 年实施大规模政府投资计划，固定资产投资中国家预算内资金从 2008 年的 7954.8 亿元迅速上升至近两年的 12685.7 亿元和 14677.8 亿元，而对应的国内贷款从 2008 年的 26443.7 亿元迅速上升至近两年的 39302.8 亿元和 47258.0 亿元，国家预算内资金增加 1 元，对应的国

内贷款增加 2-3 元。⁹

综上所述，政府的税收行为和投资行为会通过影响货币供给，影响内需。需要特别指出的是，税收的影响具有一定的普遍性，相比而言，政府投资的影响在我国需要引起特别重视。改革开放以来，政府投资是我国拉动内需的重要手段，也是我国财政政策最重要的内容之一，通过发行国债、地方政府债以及地方政府投资项目的融资等多种形式，产生相应的贷款规模巨大。本文的分析则说明，我们需要重视政府投资对内需产生的负面影响：这个负面影响是通过影响货币供给实现的，比传统理论通过影响利率挤出私人投资，可能影响更大，更持久。

五. 结论及政策涵义

本文针对财政政策促进内需可持续增长问题，对影响我国内需增长的因素进行了实证分析，并结合实证分析的结果，对我国现实条件下财政对内需增长的影响机制进行了论述。总的来说，本文主要得到以下几方面结论：

（一）、财政的收支行为会影响货币供给，货币供给存在一定程度的内生性。税收占比增长率提高和政府投资占比增长率的提高都会导致货币供给增长率的提高。

（二）、在内需增长率的影响因素方面，财政税收占比增长率和政府投资占比增长率是影响内需增长率的重要因素，均表现出对内需增长率的显著影响。我国财政税收占比增长率提高和政府投资占比增

⁹数据来源于《中国统计年鉴 2011》。

长率提高都会导致内需增长率的下降，并导致内需增长率在较长时间
内发生波动。

（三）、在内需增长率的影响机制方面，在内生货币供给条件下，
政府提高税率会导致市场货币供给增加，新增的货币供给以税收的形
式成为政府收入来源，会对内需增长率产生负面影响；加大政府投资
力度也会导致市场货币供给增加，新增的货币供给成为新增政府投资
的资金来源，但是，加大政府投资不仅没有促进内需增长，反而对内
需增长率产生了负面影响。

以上结论说明，在我国现实条件下，财政在税收和政府投资两个
方面，通过内生货币供给的影响机制，对内需增长率产生了显著的影
响，这些结论给我们以下几方面的政策启示：

（一）、充分重视和发挥财政税收工具的作用。税收是财政收入
的重要来源，税率越高，财政收入在 GDP 占比越大，增速越高。合
理的税率有利于稳定税收占 GDP 的比重，有利于促进内需的增长。
我国财政收入自 1990 年以来平均增速为 17.9%，远超同期 GDP 增速，
财政收入占 GDP 比重自 1995 年以来连续 15 年上升，从 1995 年的
10.27% 上升至 2010 年的 20.7%，翻了一番。¹⁰我国目前正面临“保增
长、稳物价”的严峻挑战，在这种情况下，降低税率将更有利于促进
内需增长，缓解通胀压力。

（二）、及时迅速优化调整政府支出结构。政府投资占比增长过
快不仅会损害内需增长率，而且还会引发货币供给增加，带来潜在的

¹⁰ 数据来源于《中国统计年鉴 2011》。

通胀风险，影响宏观经济的可持续增长。针对我国目前的经济形势，政府支出结构的优化调整不仅要迅速，而且要有足够的提前量，应站在促进内需长期增长、避免产生恶性通货膨胀损害经济增长的高度重新审视政府投资。在控制政府投资的同时，可适当提高财政转移支付和社会保障支出的比例，发挥财政在调结构和平衡收入分配方面的作用。在控制政府投资时需保持一定的稳定性，避免政府投资波动给内需增长带来的负面影响。

（三）、结合我国金融环境，重新审视财政政策与货币政策的组合影响，注重财政政策和货币政策的协调。我国货币供给存在一定程度的内生性，财政对货币供给的影响较大。以加大政府投资为主要内容的财政政策，可能在短期内导致货币供给增长过快，对内需增长产生不利影响。在加大政府投资的同时，应充分考虑货币政策环境和金融体系创造货币的能力，考虑实施更为谨慎的货币政策，考虑加强对商业银行信贷投放的监控和指导，注重发挥商业银行在信贷资源市场化配置方面的积极作用，避免沦为政府的提款机。

参考文献:

1. Aschauer D A, 1985, Fiscal policy and aggregate demand, American Economic Review Vol.75, pp.117- 127.
2. Bailey M .J, 1971, National income and the price level, New York: McGraw Hill.
3. Wray, L. Randall, 1990, Money and Credit in Capitalist Economies: The Endogenous Money Approach Aldershot, UK:Edward Elgar.
4. Stephanie Bell and L. Randall Wray ,2003,Fiscal Effects on Reserves and the Independence of the Fed, Journal of Post Keynesian Economics, Vol. 25, No. 2 (Winter, 2002-2003), pp. 263-271.
5. Georgios Karras, 1994, Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence, Journal of Money, Credit and Banking, Vol.26, No.1, pp.9-22.
6. Jordi Gal, J David Lopez-Salido, Javier Valles, 2007, Understanding the Effects of Government Spending on Consumption, Journal of the European Economic Association, Vol.5, No.1, pp. 227-270.
7. Tagkalakis and Athanasios, 2008, The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions, Journal of Public Economics, Vol.92, No.5-6, pp.1486-1508.
8. 郭庆旺:《李嘉图等价定理的实证分析:协整方法》,《财政研究》, 2003 年 9 期。
9. 黄赜琳:《中国经济周期特征与财政政策效应: 一个基于三部门

RBC 模型的实证分析》，《经济研究》，2005 年 6 月。

10. 林深：《中国政府消费与居民消费关系的实证分析》，《重庆交通大学学报（社科版）》，2011 年 4 月。
11. 柳欣、靳卫萍：《内生货币供给体系下的财政收支分析》，《财经问题研究》，2002 年 10 月。
12. 柳欣、张颖熙：《财政政策与经济增长——基于内生货币框架的分析》，《山西财经大学学报》，2006 年 6 月。
13. 李永友、丛树海：《居民消费与中国财政政策的有效性：基于居民最优消费决策行为的经验分析》，《世界经济》，2006 年 5 月
14. 李树培、白战伟：《减税和扩大政府支出对经济增长和扩大内需的效率与效力比较——基于 SVAR 模型的分析》，《财经论丛》，2009 年 9 月。
15. 于泽：《我国 M2 顺周期性的原因分析——货币供给内生性的视角》，《管理世界》，2008 年第 12 期。