

目标偏差与经济发展

刘淑云

暨南学院 (广州 广东 510632)

摘要: 中国实施“经济发展指标”是一项重要的政策举措,它是国家主导下的一项重要举措。本文以 2004~2017 年 274 个城市为样本,对指标偏差对我国城市的经济发展产生的作用进行了较为全面的研究。结果表明:目标偏差对我国的经济发展有明显的影响,并且这个结论在一套稳健的实验中仍然有效。实证分析发现,由于经济发展目标偏差会导致实体资本的增加速度下降,从而导致实体经济的增长速度下降。在中国情况下,通过实证研究和实证分析,可以很好地说明了标的偏差对投资的负面效应,进而可以间接地证明,由于其触发了市场主体对风险的预测,导致了对经济发展的负面作用。扩展性研究发现,目标偏差对经济发展的影响主要表现在目标偏低、经济下行和高市场化水平区域。

关键词: 经济发展的指标;偏离的指标;不确定的

Target deviation and economic development

Shu-yun liu

Jinan University, Guangzhou, Guangdong 510632

Abstract: China's implementation of "economic development indicators" is an important policy measure, it is an important measure led by the state. In 274 cities from 2004 to 2017, the effect of index deviation on the economic development of cities in China is studied comprehensively. The results show that the target deviation has obvious influence on China's economic development, and this conclusion is still valid in a set of robust experiments. Empirical analysis found that the deviation of the economic development target will lead to the decline of the increase rate of the real capital, which leads to the decline of the growth rate of the real economy. In the case of China, through empirical research and empirical analysis, it can well explain the negative effect of the underlying deviation on investment. And in turn, it can indirectly prove that it has a negative effect on economic development because it triggers the prediction of risks by market subjects. The extended study found that the impact of target deviation on economic development is mainly reflected in the areas with low target, economic downturn and high market level.

Key words: indicators of economic development;deviated indicators;uncertain

绪论

目前,全球正处于新一轮病毒的严重影响下,全球经济正处于空前的不稳定状态。当前,要保持股市的预期,保证整个经济的平稳发展(林毅夫 2007),作为市场参与者获得决策所必需的外在环境资讯,主要来自于国家的信息资源。政府年度工作报告中所发布的年度经济发展预测指标,已经被作为衡量未来宏观调控甚至是宏观调控的重要指标。新中国建立后,中国在国家经济和社会发展进程中所采取的一系列重大措施,即国家经济与社会发展的五年计划和工作报告提出了更加清晰的经济发展指标。在改革后,以发展为核心的大环境下,从上到下实施的以发展为核心的经济发展目标,以高效的配置方式引导和促进了我国的经济快速发展(徐现祥等, 2017)。

为了稳定发展预期,提振市场信心,各国政府在设定经济发展指标时,都会保持稳定与市场预期(王贤彬, 2019)。在国家发展的过程中,政府要把各种不同的影响因素结合起来,这一点在当地的发展中尤其突出。由于经济发展目标不仅可以预测当地政府对当地经济发展的预测,而且还可以作为衡量当地政府工作业绩的重要依据,所以在制定区域内的经济发展目

标时,常常表现出“层层加码”和“水平竞争”的特点(Li et al. 2019);王贤彬等, 2019)。本论文关注的问题在于,不同因素的作用下,不同的经济发展指标会不会引起不同国家对区域的发展产生不确定的期望,从而通过不同的因素,从而对经济的实际发展产生一定的冲击。

本论文以 2004~2017 年中国 274 个城市为研究对象,对我国城市发展指标偏差的效应进行了较为全面的研究。与现有的文献相比,本论文的贡献在于:首先,目前关于经济发展的目标管理理论的研究侧重于目标形成的规则和目标自身的影响(徐现祥等, 2017);余泳泽等, 2019),忽略了变化的目的对不确定性的作用。在此基础上,从新的角度考察了我国的经济发展指标在中国的发展过程中所起的重要作用,同时也为相关的文献提供了一个很好的参考。第二个方面,现有的研究虽然已经将不确定因素对宏观经济影响的影响进行了研究,但大多集中在国内和省级经济层次上。虽然近年来也有一些关于地级城市的实证分析,但是这些实证结果都是基于国内宏观经济决策的不确定因素,无法准确把握区域的不确定因素。文章从宏观上分析了由地方政府引导的经济发展指标变化所引起的不确定

定因素对我国的经济发展的作用，从而为城市层次上的不确定性问题的分析开辟了一条新途径。

一、理论分析和假设的建议

中国 40 年来在经济上的巨大发展，一方面是市场经济的持续发展，另一方面是由于国家权力的主动、理性的介入。中国在宏观调控方面已经出台了一套重大政策，其中以目标为导向的政策就是其中一项具有代表性的政策。在国家五年计划和年度年初的工作报告中，确定了更清晰的经济发展指标，指导了本年度的经济发展，从而有效地促进了经济的发展（马良，2017）。

经济发展指标一方面可以促使决策者的资源分配，从而推动经济发展（徐现祥等，2017）。一般来说，一旦制定了一个新的发展指标，就会有一系列的政策和计划来进行调整，从而推动政府的投资和消费（孙文凯等，2016）。其中，投资的增长主要来源于两个因素：一是为了达到目标，当地财政的自主权投入；二是指市场参与者根据国家发出的政策导向进行的投资行为（刘淑琳等，2019）。同时，各地要充分发挥现有的优势，在法律规定的条件下，出台相应的激励和吸引外资的政策。例如，胡深等（2019）研究表明，区域政府协议及挂牌出让地块的面积与出让金单位的单位价格均受经济指标的影响。而经济发展的目的又起到了对市场的稳定和导向的功能。众所周知，内外因素都会对不同的市场行为做出决定。因为有了资讯代价，政策制定者往往会通过别人的行动来理解相关资讯。与市场主体相比，政府在总量和信息方面具有显著的优越性（林毅夫，2007），这是一个主要的市场信息资源。所以，每年发布的年度经济发展指标都是各市场参与者预测区域的宏观调控、宏观调控、宏观调控等重要的资讯来源。

鉴于公共期望在宏观调控中扮演着重要角色，因此，强化期望管理已是所有国家央行的一致意见（Lucas, 1976; 2003 年，伍德福德）。期望管理除能使公共期望趋向合理之外，还能透过具有可信度和可信度的政策目标来稳固民众的期望（Woodford, 2013）。许多发达国家所推崇的通胀指标体系，即通过确立一个清晰的通胀指标，使民众对通胀的长远预测得到稳固（郭豫媚等，2016）。李成等人（2011）指出，在理论上，通货膨胀的稳定性不但可以在短期内减少内外两方面对通货膨胀的影响，还可以在较长时期内使物价平稳，缓和通货膨胀对资源配置造成的影响，从而使物价具有市场的讯号作用，从而提高市场的效能，扩大产量。贾坤（2020）援引美国前财政部长兼经济学家萨默斯（Summers）的话指出，要想让民众对经济的发展有一个稳固的期望和信任，这是一个降低经济成长的代价。所以，在每年的经济发展指标上，各国的政府都会比较稳定（王贤彬等，2019）。

但是，在实现经济发展的过程中，出现偏差是必然的。一方面，由于国际和国内的经济环境变化比较错综复杂，即使相

对于市场主体而言，政府在资讯上具有一定的优越性，但仍不能确保对未来的经济发展做出正确的预期。而在中国现有的制度下，我国的社会发展状况不容乐观。

2016 年的工作报告提出，“预计实现 6.5%~7% 的增长率，既要兼顾到实现小康社会的发展，又要兼顾结构改革的要求，又要保证市场的稳定和调整。”

发展指标既是本年度地区的经济发展的一根“指挥棒”，也是各级领导干部对基层干部进行激励与管理的一种重要工具，也是衡量基层干部工作业绩的一种重要途径（周黎安等，2015）。所以，当地政府有一种把经济发展指标当作一种手段来传达上级工作的心态和才能的信息。也就是说，在制定下一阶段的发展指标时，要充分重视各级政府对经济发展的制约和奖励。以往的调查发现，不仅影响到公务员的年龄、来源等因素，还会影响到公务员的工作绩效，同时，在不同的任职时期，如党代表会议等特定时期，其发展指标也会呈现出显著的差别（马良，2013；余泳泽等人，2017）。

不断地对经济发展指标进行修正，会使各方面的人不知所措（李拉亚，2011），并由此带来了对未来的不确定的期望。根据实际的经济状况做出的指标变动，有很大一部分人认为是由于经济环境的不稳定因素，使得具有一定的资讯优势的当地政府难以对区域内的宏观调控做出正确的预测。而在当地政府为其事业发展考虑而进行的目标调控时，其结果是：对于当地官员是否能够借助辖区内的公共资金或通过其他的政策措施来达到经济发展的目标，则存在着较大的不确定性。目前尚不清楚，当地政府在实施什么样的经济政策来达到经济发展目标时，其实施的程度和效果是怎样的。而实际上，由于缺乏足够的信息，导致了地方当局对其经济发展的调控，其自身也具有一定的不确定性。

不确定性对企业的发展产生了多种作用，而不确定性对企业的投资行为具有重要的意义。Bernanke（1983）、McDonald（1986）等人的实体选择权学说，把投资机会的选择权视为公司所拥有的一种选择权，并指出，若某一项具有某种不可逆性，则该风险的增加将增加公司的投资时机所需的时间，从而导致公司延迟目前的投资。它认为，在不确定因素的作用下，投资的不可逆性是一个很大的先决条件。因资产专用性、处置资产会导致交易成本和折现亏损（Pindyck, 1991）；《资本的不可逆》是一种客观的投资。因此，实证分析表明，在解释不确定性对投资的影响时，实体选择器的作用是非常有用的（Baker 等，2016；李凤羽等，2015；谭小芬等人，2017，陈雨舒，陈雨舒）。在不完善的金融环境中，由于存在着不完善的金融环境，存在着越来越多的不确定因素，致使公司出现债务拖欠的可能性，进而提高了公司的融资成本，降低了投资需求（Gilchrist et al. 2014；克里斯蒂亚诺等人，2014）。同时，由于金融市场的不明朗化，使得作为主要债权人的银行对贷款的态度变得越来越审慎（饶品贵等，2017），从一定意义

上制约了公司的投资。而流动性防范动机理论认为，不确定性越大，公司的未来营运风险越大，公司就越容易出现资金不足，所以管理人员就会变得更为审慎，并会采取更多的资金投入（王红建等，2014）。

另外，不确定性也会给工作和效益带来负面的冲击。Baker 等人（2016）研究表明，在 2005~2011 期间，由于美国的经济政策的不稳定，致使工作岗位下降了 0.35%。陈德球（2017）的实证分析表明，由于中央领导职务变动而引起的地级市政府决策的不确定，会导致所在区域内公司的资金分配效能下降。Bloom（2014）的一项调查显示，效率高的公司减慢规模扩张速度，效率低的公司推迟规模缩减的速度，从而大大降低了生产力的发展。

综合来看，我国的经济指标偏差会导致各经济体对未来的不确定感，从而对投资、就业和效率造成一定的影响，从而影响到整个社会的发展。所以，这篇文章建议：

假设：目标偏差会阻碍经济发展。

二、课题设计

（一）建立模式

为了考察目标偏差对经济发展的作用，我们参照 Mankiw 等人（1992 年）的实践建立了以下模式：

$GDPR_t = (\% + \pi_t) Vit + (Vog(Y_{it} - i) + P_3 \log(inv_{it}) + P_4 \log(nit + y_{it} + 8it) + e_{it})$ 其中：GDPR_{it} 表示城市 i 在 t 年的经济增长水平；电视 * 代表 t 年内各城市 i 的经济发展指标偏离；y_{n_i}、inv_n、%、为、勇为：人均 GDP，投资率，人口增长率，资本折旧率，技术进化率，Z_i 为：

参照徐现祥（2007）的实践，假设 $71t + 81t = 0.1$ 的其它可能对 GDP 增长产生一定的影响，各指标都是一次延迟，以减轻内生性问题；% 为任意干扰。文章将主要集中在因子砍伐的走向和显著度上，若假设正确，那么砍伐应当明显地为负值。

（二）关于可变的界定

1. 可解读的变数：经济成长（GDPR）

文章以 GDP 的实际速度来度量我国的经济发展。

2. 核心的解读变数：偏离经济发展指标（TV）

在经济发展指标偏差（TV）方面，作者采用偏差理论，将各城市年度经济增长率与上年经济增长率之间的差异作为衡量指标。应当注意，没有将观察结果与参考数据之差除以参考数值，然后以绝对值的方法来衡量衡量我国的经济发展指标，其主要目的是：从实际情况来看，大部分民众都是基于客观指标的变动来做出主观的评判，很难注意到相关变量的变动。然而，在鲁棒性测试中，仍采用这种根据偏差法进行的指标偏差度量，以保证其可信性。

3. 其它管制因素

本文主要是参照有关文献（陈俊辉等，2011；王小鲁；

2010；刘瑞明；2010；赖明勇；2005；赵勇；2010；余泳泽；2019；徐现祥 2007）所采取的措施，可以对 GDP 增长的其它因素起到一定的作用，具体化为：工业的结构，按 GDP 和 GDP 的比率来度量；按平均教育水平计算的人力资本（log）；按人口比例计算的城镇化程度；以国有工业企业在整个行业中所占有的比例为基准；科学技术投资（St），是指以科学技术在政府开支中所占比例衡量的；用经过汇率调节后的各大城镇的外资占国内生产总值的比率来计量；用各银行的各类银行的货币资金和 GDP 的比率来衡量其财政发展程度；以公共预算收入与公共预算开支之比衡量的财务自治（FA）；当地政府的变项，如书记年龄对数（SJAge）、市长年龄对数（SZAge）、书记任期对数（SJTenure）、市长任期对数（SZTenure）。

（三）资料的出处

本研究采用不均衡的面板资料，覆盖了 2004~2017 年中国 274 个县级城市。在这些指标当中，以各省和地级市人民政府门户网站、地级市地级市政府年度工作报告为中心，通过人工采集和整理出了主要的指标，即：针对明确的增长指标，采用了“以指标为准”的方法；在短语中，如“左右”“以上”“不低于”等，使用特定的数量；在有间隔的情况下，采用了区间平均法（刘淑琳等，2019）。此外，城市的 GDP 增速、投资率等城市层次的相关资料，则是从《中国城市统计年鉴》上得到的，如：《中国统计年鉴》和全国各地的《中国城市统计年鉴》，以及全国各地的平均教育水平、城市化水平等。

表 1 列出了对本论文的重要变项的描述统计数据。

表 1 中的重要变项的描述统计

变数	抽样数目	平均	标准值偏差	最低限度	最大数值
GDPR	2719	0.111	0.043	-0.194	0.370
TV	2719	0.012	0.013	0.000	0.140
Log (y)	2719	5.353	0.778	3.418	8.099
Log (inv)	2719	-0.435	0.397	-2.083	1.525
Log (n + 7 + 8)	2719	-2.244	0.174	-4.238	0.349
Ind	2719	0.812	0.393	0.129	4.276
Log (Edu)	2719	2.151	0.079	1.798	2.313
Urban	2719	0.505	0.104	0.248	0.699
State	2719	0.453	0.179	0.140	0.910
St	2719	0.014	0.014	0.000	0.207
Notes	2719	0.021	0.020	0.000	0.132

（继续表格 1）

变数	抽样数目	平均	标准值偏差	最低限度	最大数值
FD	2719	0.812	0.524	0.112	7.450

FA	2719	0.511	0.227	0.061	1.541
Protocol (SJAge)	2719	3.964	0.100	3.555	7.602
Protocol (SZ age)	2719	3.925	0.145	3.526	7.605
Protocol (SJTenure)	2719	1.412	0.443	-1.204	2.380
Protocol (SZTenure)	2719	1.285	0.461	-2.303	2.434

三、实证结果和实证研究

(一) 基本的回归分析

表 2 以模式（1）为基础进行了一次回归。第 1 栏只包括核心解释变量、城市固定效应和时间固定效应，第 2 栏（2）增加了诸如 log（Y）、log（inv）和 log（n+7+8）等基本经济发展变量，第 3 栏（2）还增加了其它变量，如工业、人力资本等。

表 2 目标偏离对经济发展的作用

	被解读的变数：GDPR		
	(1)	(2)	(3)
TV	-0.158** (0.075)	-0.143** (0.072)	-0.143 个心脏 (0.070)
Log (y)		-0.031*** (0.010)	-0.040*** (0.011)
Log (inv)		° 032*** (0.005)	0.030*** (0.005)
Log (n + 7 + 8)		° 013*** (0.004)	0.013*** (0.004)
Ind			0.001 (0.006)
Log (Edu)			0.160*** (0.032)
Urban			0.282*** (0.067)
State			0.035* (0.019)
			-0.062 (0.080)
Notes			-0.030 (0.066)
FD			-0.003 (0.002)
FA			-0.008 (0.010)

Protocol (SJAge)			-0.003 (0.006)
Protocol (SZ age)			-0.000 (0.005)
Protocol (SJTenure)			-0.000 (0.002)
Protocol (SZTenure)			0.001 (0.002)
不变项	0.143***	0343***	-0.063
	(0.004)	(0.049)	(0.082)
都市稳定作用	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制
样品	2719	2719	2719
R2	0.575	0.611	0.629

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。

从表格 2（1）至（3）可以看出，经济发展指标偏差值的相关回归因子为 -0.158、-0.143、-0.143，并且都经过了显著的 5% 的统计学测试。研究结果显示，目标偏差对我国的经济发展具有明显的负面效应。

(二) 稳定性测试

1. 转换中心诠释变数的测度

为了保证该研究结果的可信度，本论文将经济发展目标偏离的计量方法改为：（1）将上年的经济发展目标与上年的增长率之间的差异除以上年的增长率后的绝对数值作为衡量标准。（2）衡量以经济发展指标为基准差异，用 TV2 表示。在许多的文件中，使用标准差异来衡量波动（Aghion et al.2006）。因为靶点偏差本身就是一种波动性的体现，所以用标定偏差作为衡量指标偏差的指标，可以更好地体现出较长期的指标修正效果。与此同时，由于当地政府的调适是导致指标偏差的重要原因，以及当地政府在某一地区的任职时间的平均为 3 年（姚洋等，2013），因此，本研究采用了该年度与该年度的两年间的标准偏差。（3）衡量经济发展指标的偏差有无出现，用 TV3 表示。如该年度的指标与去年的指标相同，TV3 的数值为 0，反之则为 1。

表 3 显示了在偏离了经济发展目标的度量标准之后，所得到的回归结果。从第 1 栏中可以看出，TV1 具有 -0.023 的下降因子，并且在 1% 的显著程度上进行了统计学分析；第 2 栏的分析结果表明：TV2 具有 -0.424 的回归因子，并在 5% 的显著度下进行了统计学分析；第 3 栏中 TV3 具有 -0.003 的下降因子，并在 5% 的显著程度上进行了统计学检验。因此，在采用了新的计量方法后，该研究结果并没有出现明显的改变。

表 3 的鲁棒性测试：对中心解释变量进行更改的测量方法

	被解读的变数：GDPR		
	(1)	(2)	(3)
TV1	-0.023***		
	(0.007)	-0.424** (0.198)	-0.003** (0.001)
TV2			
TV3			
受控变数	管制	管制	管制
不变项	-0.056	-0.062	-0.062
	(0.081)	(0.082)	(0.082)
都市稳定作用	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制
样品	2719	2479	2719
R2	0.631	0.631	0.628

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。

2. 转换被解读的变数的测度

在用人均 GDP 增长率（GDPPCR）替代了衡量经济增长的测量方法后，对模式（1）进行了再一次的回归，其结果见表格 4。

表 4 稳健测试：用实际 GDP 的平均增长率衡量经济增长

	被解读的变数：GDPPCR		
	(1)	(2)	(3)
TV	-0.240*	-0.223**	-0.238**
	(0.129)	(0.112)	(0.112)
受控变数	不受管制	局部管制	管制
不变项	0.124***	0.795***	0.168
	(0.006)	(0.101)	(0.161)
都市稳定作用	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制
样品	2719	2719	2719
R2	0.219	0.379	0.401

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。从表格 4(1)~(3) 可以看出，在 10% 显著程度上，核心解释变量的经济增长指标偏离值是负值。这也进一步证明了，目标偏离对经济发展的明显影响。

3. 对不确定的经济政策指数的添加

此外，文章将 Baker 中国的不确定指标（log（EPU））和 GT（GT）作为衡量宏观经济政策的不确定因素，并将其引入了该指标体系的基准模式。若能实现，说明增长目标偏离的

范围要大于经济政策的不确定性。

表 5（1）显示了 Baker 中国的不确定指标在参考模式下的回归，其回归系数为 -0.143，并在 5% 的显著程度下进行了统计学分析；Baker 中国的不确定度指标以负 0.066 的线性回归分析方法进行了实证分析。这就意味着，即使控制住了经济政策的不确定因素，但这种偏离对经济成长的影响依然具有一定的制约。表 5（2）所示，仅将当地政府人员变动因素纳入基准模式后，不容易发现，指标偏差的相关回归因子为 -0.143，并通过了 5% 的显著度测试，但在此基础上，地方政府的变动对经济成长没有明显的作用。表 5（3）列示了将 Baker 中国的不确定度指标与当地政府的变动因素纳入了参考模式，并将其与 Baker 中国的不确定度指标进行了比较，结果显示，指标偏差与 Baker 中国的不确定度指标都呈现出极显著的负值，而对当地政府的变动预测值仍没有达到明显的正向检验。从以上分析可以看出，在引入衡量经济政策的不确定因素后，这一假设依然有效。

表 5 附加不确定指标，内生性问题的鲁棒性测试

	被解读的变数：GDPR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
TV	-0.143**	-0.143**	-0.143**	—0.733
	(0.070)	(0.070)	(0.070)	(0.003)
Protocol (EPU)	-0.066*** (0.011)		-0.066*** (0.011)	
GT		0.000	0.000	
		(0.001)	(0.001)	
受控变数	管制	管制	管制	管制
不变项	0.230***	-0.063	0.231***	
	(0.059)	(0.082)	(0.060)	
都市稳定作用	管制	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制	管制
帕甘 - 霍尔 试验				0.907 (0.341)
布鲁什 - 帕根 试验				521.78 (0.000)
鉴别检查				5.327 (0.149)
样品	2719	2719	2719	2719
R2	0.629	0.629	0.629	0.651

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。

4. 根本性问题的处理

鉴于上述的多元回归方法有可能会忽略对制订经济发展指标和实际经济成长的变量造成的内在问题。

鉴于目前难以找到一个有效的工具变量，因此，我们参考

Lewbel (2012), 运用变异方差法构建了一个可变的工具。

① Baker 的经济决策不确定指标是芝加哥大学 Baker Baker 和芝加哥大学 Davis 带领的一个小组在 2011 年度以领先的几家主流媒体为基础编写了 Baker 的报告。

② 地方政府的变化是一个虚拟的变量, 在某年内, 若出现了一个新的县委书记或者市长的变化, 那么该变量的数值就是 1, 反之就是 0。对市委书记、市领导的变更作出了不同的评价, 即: 若在今年六月以前任职或离开, 将被认为是变更。

以减轻内源性的作用。首先, 按照下面的公式来构建:

$$Y_i = X_i \beta + \epsilon_i + \lambda_i$$

$$Y_i = X_i \beta + \epsilon_i$$

在这些模型中, Y 表示 GDP 增长速度, X 表示内生变量的潜在偏差, 而外部向量 X 则表示实际人均 GDP 和投资率等因素。具体的估算过程如下:

第一次对方程式 (3) 进行回归, 以获得残余估算, 由此构成与 X 或 X 的一个子集相对应的矢量 Z ($Z = Z - Z \cdot \epsilon$), 即 Z 的平均值。

第二个步骤是使用工具变量 ($Z - Z \cdot \epsilon$) 对公式 (2) 进行估算。因为本发明的先决条件 $\text{Cov}(Z, \epsilon) = 0$ 并且 $\text{Cov}(Z, \epsilon) = 0$ 很难被直接证实, Baum 等人 (2019) 提出三个可供选择的试验: 第一, Y 是一个内生变数, 而且有不可见因子对 Y_1 和 Y_2 都有一定的作用; 第二, 方程 (2) 中的干扰项必须独立于 Z , 且符合同方差性; 第三, 方程 (3) 中的干扰条件必须符合方差值, 保证所构建的工具参数是与正方有关的。

表 5.1 | J (4) 中, 根据 Lewbel (2012) 所述的回归分析结果。Pagan-Hall 试验证明, 方程 2 符合同方差; Breusch-Pagan 试验表明, 方程 3 符合异方差; 过量辨识测试的结论确保了工具的外部属性, 证明了利用异方差法构建工具变位来解决内部问题是可行和可行的。从第 4 行可以看出, 在 1% 的情况下, 增长的经济增长指标偏差的回归因子明显地为负值, 这与基础的回归结果基本上是 -。

四、排除实际经济变动的竞争原因

经济发展指标是指导我国经济发展的一个关键环节, 也是一个很好的手段。为了测试经济发展指标的偏差, 这仅仅是真实的反应。

在此基础上, 将我国的经济增长指标偏差与我国实际增速之间的差异进行了比较。其中, 实际增长率的变动是以城镇年度实际增长率和上年的实际增长率为基准的。

U-UoI 其差异的绝对价值。从表 1 可以看出 2004-2018 年度和不同国家之间的经济发展指标偏差和经济增长的变动趋势并非十分统一, 除了 2009 和 2015 年的经济发展指标 K。偏差的程度都比实际的经济增长率的波动性要低。对实现经济发展目标起到稳定市场作用的佐证证明。尽管可以观察到, 在表 1 中, 经济发展的指标偏离了。

2004、2006、2008、2012、2016、2018

在此过程中, 我们可以发现, 2004-2005 年间, 我国的真实经济增长率在 2013-2014 年间出现了明显的下滑, 之后的 2005-2006 年和 2014-2015 年间的增长率出现了明显的偏差。上述典型的现实表明, 经济发展的指标偏差不仅是真实的经济波动性的体现。

为了进一步消除真实的经济变动, 本文采用了两种比较详细的分析手段来检验。第一步是构造具有较低偏差值的样品。若经济发展指标偏离仅能反映真实的经济变动, 则对实际经济变动不大的样品而言, 其变动效应将会更少, 甚至于不会产生作用。本文从 50, 25 分位值出发, 建立了 2 个小于或等于 25 分位值的亚抽样, 并进行了相关的线性回归。从第 (1) (2) 可知, 即使在具有较低的真实经济波动性的情况下, 该指标偏差仍会对经济成长造成明显的负面效应。第二, 将控制变量的真实的经济波动性 (GDPRV) 列入参考模式。第 3 栏的结合点表明, 指标偏差的回归因子明显地为负值, 而系数的绝对数值则比基准的幅度稍有降低。这就说明即使在考虑到现实的经济波动性的情况下, 目标偏差对经济成长的影响并没有根本改变。

综合来看, 可以认为, 目标偏差之所以对经济发展有作用, 仅仅是由于它是对真实的经济波动性的竞争解释。

表 6 不包括对竞争的说明的回归分析

	被解读的变数: GDPR		
	(1)	(2)	(3)
TV	-0.117**	-0.142*	-0.076*
	(0.058)	(0.085)	(0.040)
GDPRV			-0.205***
			(0.026)
受控变数	管制	管制	管制
不变项	-0.046	0.025	0.006
	(0.085)	(0.111)	(0.059)
都市稳定作用	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制
样品	1348	670	2706
R2	0.815	0.866	0.747

注: ***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%, 在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制, 没有对控制变量进行更多的分析。

五、机制测试

(一) 以经济发展计算为基础的研究

然后, 根据新古典经济学的发展模型, 研究了目标偏差对经济成长的影响。

假定 t 时代 i 城市的宏观经济生产功能是 $Y_i = A_i$, 在

A_n 、 K_n 、 L_n 为全要素生产率、物质资本存量和劳动力， a 为资本的产出弹性。在此基础上，可以用 $gY=gA+agK+(1-a)gL$ 来描述经济增长速度，进而分别研究了各指标偏差对 CPI、物质资本存量增长和劳动增长速度的作用。在这些指标中，实物资产的总量是参照张军（2004）计算的，即：劳动者是按城市职工的终结者数量计算的。本文参照彭国华（2005）的实践，将其确定为 0.4，因为在市场结构是充分竞争的情况下，其投资收益的弹性与资金收益的比例相等。然后，利用这个公式计算出了各要素生产力的增速。

表 7（1）显示了作为被解释变量的物质资本储备的增长率（宏），其中，经济增长指标偏差的相关回归因子为 -0.313，并对 5% 的显著程度进行了统计学的验证，表明了指标偏差对物质资金的累积速率起到了抑制作用。最后，用 $\text{Log}(\text{INV})$ 对整个社会的实际固定资产投入进行了补充检验，其结论如表格 7（2）所示。不难看出，偏离了经济发展指标的回归因子仍然是明显的负值。这表明，偏离发展指标的经济发展的确会抑制投资，降低物质资本的增长率。

此外，我们还研究了不同的经济发展指标偏差对劳工成长速率和 GA 的作用，结果如表格 3、4 所示。从第 3 栏中可以看出，经济发展指标偏差的相关因子为 -0.391，但没有经过明显的统计学测试。本文认为，由于隐性失业等原因，我国的就业结构具有一定的滞后效应（丁守海，2009），因此，我国的劳动市场指标变动对我国劳动市场增长的作用并不显著。第 4 栏的数据表明，经济发展指标偏离值为 0.285，也未经过明显的统计学测试。原因在于，由于偏离了经济发展指标而产生的对技术革新的期望虽然对推动技术革新有益（顾夏铭等，2018），但也会使资金分配的有效性下降（陈德球等，2017），两者互相抵消，从而使经济发展指标偏离对 CPI 增速没有明显的作用。

总体而言，指标偏差的影响是通过降低投资和降低物质资本的速度来实现对实体经济的影响。

①以 2000 为基准，以 2000 年的全部社会固定资产投入为基础，按 10% 的基础资本，按可持续的盘存方法计算出每一阶段的资本金。鉴于固定资产的建设周期问题，本研究参照柯善咨等（2012）的实践，对 t 期内的全部社会固定资产投入进行了测算： $=(L_t + L_{t+2})/3$ 。

表 7 以经济发展会计的基础上进行的分析

	GK	Protocol (INV)	GL	Sa
	(1)	(2)	(3)	(4)
TV	-0.313**	-1.300 *	-0.391	0.285
	(0.148)	(0.674)	(0.241)	(0.277)
受控变数	管制	管制	管制	管制
不变项	-0.338	9.341***	-1.019	0.675*
	(0.279)	(1.224)	(0.619)	(0.371)
都市稳定作用	管制	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制	管制
样品	2260	2260	2260	2260
R2	0.313	0.860	0.090	0.117

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析

（二）对投资的抑制作用在经济发展指标上的再认识

上述研究发现，我国的经济发展指标偏差对我国的投资与实物资本的增长率都有明显的负面作用。本章重点研究了实物期权、金融摩擦和流动性防范激励在中国环境下是否能够有效地说明目标值偏差对投资效果的作用，以及为偏离的目的可能引起的不确定的期望提供了一个旁证。

首先，基于实物选择权的观点，它表明，在不可逆的情况下，不确定因素对投资的影响是不可逆转的，而对其目前的投资决策则更为审慎。根据李凤羽（2015）等的研究方法，采用不同类型的产业固定资产对固定资产和流动资产的比例来衡量我国城镇建设的不可逆转性，并根据固定资产的比例将其分为高固定资产比例和低固定资产比例，对其进行了分类，对其进行了分类。研究发现，在高比例的固定资产中，经济成长指标偏差对企业的投资效果有明显的负面作用；而在固定资产比例较小的地区，虽然经济增长率偏离指标的下降幅度为负值，但并不明显。以上研究发现，与固定资产比例较小的区域，在高固定资产比重区域，经济发展指标偏离对投资的影响更为显著。因此，以非可逆的投资为基础的实物选择学可以为这一研究的结果提供一定的支持。

表 8 进一步分析了靶向偏差的投资限制效果

	被解读的变数: $\text{Log}(\text{INV})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高比例的固定资产	固定资产比例较小	高层次的财政发展	财政发展程度不高	公司的流动防范激励	防范公司流动的动力不足
TV	-2.687**	-0.748	0.683	-1.213*	-0.808	-0.464
	(1.075)	(0.853)	(0.964)	(0.663)	(0.986)	(0.843)
受控变数	管制	管制	管制	管制	管制	管制

不变项	7.453***	12.485***	11, 415。	11670***	12.541***	I。 095***
	(1.640)	(1.401)	(1.842)	(1.183)	(1.470)	(1.419)
都市稳定作用	管制	管制	管制	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制	管制	管制	管制
样品	831	1170	1107	1152	1195	1061
R2	0.855	0.868	0.781	0.931	0.811	0.915

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。

其次，基于财务摩擦的观点，随着不确定性水平的增加，信息非对称性将进一步加大，从而使银行贷款收紧，企业融资成本增加，进而对企业的融资产生不利的作用，尤其是在融资限制较大的情况下。研究结果表明，我国城镇财政发展水平较差，对我国的中小企业所受的融资制约较大，而偏离了我国的经济发展目标，则会对其产生较大的制约。在金融发展水平上，我们参考了赵勇（2010）的研究成果，以银行在年底时的各种银行的各类信贷对 GDP 的比例作为衡量指标。然后，以我国金融业发展的中等值为基准，将我国的经济发展程度分为高、低发展两个亚类。表 8（3）（4）所述的特定测试发现表明，在较低的财政发展程度群体，经济发展指标的偏差对投资产生了明显的影响；而在高层次的金融发展中，经济发展指标偏离对其投资没有明显的作用。这表明，在实证研究中，对经济摩擦的理论阐释也有一定的支撑作用。

本文的结论是，研究了流动防范激励理论是否可以对经济增长的偏离产生的投资约束作用进行了研究。研究结果表明，当公司的流动防范激励较高时，其经济发展指标偏离对其投资的影响就会更大。首先，以城镇银行业内各类银行的各类存款和城镇住户的 RMB 存款差额对 GDP 的比例作为衡量公司流动的防范动力；其次，运用前一年区域内公司的流动防范动机的平均水平，将其分为两个亚类：一类是流动性防范动机较高的，另一类是流动防范动机较差的；表 8（5）（6）的数据表明，不管是哪个小组，都没有发现经济发展指标偏差对企业的投入有明显的作用。这就使得防止流动性的激励机制无法被证明。

六、拓展性的探讨

这一章重点研究了不同的经济发展方向、不同的经济状况以及不同的区域市场水平对经济发展的抑制作用。

（一）靶材移动的方位效应

好的和不好的，都是不同的。Bloom（2009）对美国股市从 1992 年到 2008 的波动性进行的一项研究显示，负面新闻更容易激起人们对未来的不稳定的期望。如果将经济发展指标看做是一种传达其工作方式与才能的一个标志，那么，当地政府就会产生设定更高的经济发展指标的动力。而降低经济发展指标，更多的是政府出于对当地经济现状的考量。因而，在各地发布的年度经济发展指标比上一年度要低时，人们往往会出现

负面的心态，对投资持“观望”的心态，进而严重影响了我国的发展；而当地方当局发布的经济成长指标比上一年度的指标要高，这就说明这个区域的发展前景是乐观的，也就是当地的政府有更多的行动去完成预定的指标，那么，这个时候，目标偏差对经济成长的影响就会变小，甚至会导致一些市场参与者为了抓住机会而加大投入。为了检验以上结论，我们按照本期指标和前期指标的对比，将各指标进行了划分，若指标比前两项指标都高，则将其划分为上偏值，反之为低偏差。

表 9 (1)对上偏差抽样进行了回归分析，其中，可以看出，在 0.353 的基础上，经济增长指标偏差的回归因子达到了 0.353，并在 1% 的显著程度上进行了统计学分析。这就意味着，如果当地的经济发展指标比之前的指标要高，那么，这个指标的偏差不但没有降低，而且还在推动。如上所述，这样的改变很有可能是由于目标偏向于外部，导致了一个更好的发展势头或者是当地的政府为了保证业绩的提高而采取更多措施。表 9（2）所得到的回归数据表明，在低偏差本群中，经济增长率偏离度的相关因子均为负数，并且其绝对比其更高。这表明，在当地政府发布的经济发展指标比之前的指标要少的时候，由于指标偏差而产生的不确定因素会对当地的经济发展产生更大的负面影响。

表 9 中的回归结果在考虑了靶位偏差的情况下

	被解读的变数：GDPR	
	(1)	(2)
	上倾	向下倾斜
TV	0.353。	-0.304,-0.304,
	(0.117)	(0.088)
受控变数	管制	管制
不变项	0.012 (0.141)	-0.032 (0.093)
都市稳定作用	管制	管制
时限效果	管制	管制
样品	680	2039
R2	0.700	0.618

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。

(二) 经济环境所带来的后果

在一个良好的环境下，企业的经济行为往往更加积极，并且可以以更少的代价获得更多的市场资讯 (Fajgelbaum 等, 2017)，这将帮助减弱由不确定的信号产生的效应。预测在经济衰退的情况下，与经济上升的样本比较，目标偏差对经济成长的影响更为显著。

为验证以上结论，本文选取去年同期的实际经济增长速度高于或低于前一年度的数据作为上升的样品，反之，将其作为下降的样品。回归的数据见表格 10 (1) (2)。在经济上升阶段，经济发展指标偏差的相关回归因子没有经过显著性的验证；而在经济下滑的群体中，经济发展指标偏离度的下降因子为 -0.183，并在显著程度上达到 5%。研究发现，在衰退期，目标偏差对经济发展的消极作用更加显著。

更有甚者，由于目前的经济上升和下降都是一个较长远的观念，因此，使用过去两年的实际增长速度进行对比，也许不会很充分。因此，在实证研究的基础上，基于 2010 年以后中国 GDP 增速逐渐降低的一个代表性现象，将 2004~2010 年的抽样周期定义为一个上升阶段，2011~2018 年是一个衰退时期，然后再进行一次回归，其检验结果见表格 10 (3) (4)。不容易看出，与第 1、第 2 栏所述的情况相似，只有在经济下滑的样本群中，经济增长目标偏差的相关回归因子才明显地为负值。

表 10 将经济状况的回归分析纳入考量

	被解读的变数: GDP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	经济增长	衰退的经济	经济增长	衰退的经济
TV	-0.079 (0.122)	-0.183** (0.073)	-0.064 (0.100)	-0.119* (0.066)
受控变数	管制	管制	管制	管制
不变项	-0.049 (0.114)	-0.077 (0.106)	0.343** (0.155)	0.242* (0.130)
都市稳定作用	管制	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制	管制
样品	1138	1581	1042	1677
R2	0.640	0.648	0.316	0.603

注：***, **, * 代表显著的 1%, 5%, 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。

(三) 区域市场对区域经济发展的作用

正因为如此，由于目标偏差导致的不确定期望会增加企业的运营风险，从而限制企业的投资和其他资源的分配，进而影响到实际的经济发展。这就意味着，越是市场化的区域，公司对市场的反应就会变得更加灵活，从而产生更大的变化。首先，

按照中国次份市场化指标 (王小鲁等 2019) 的平均水平，将该区域分为两个不同的亚类，即：高市场水平区域和低市场水平区域；特定的回归数据见表 11 (1) 和 (2)。在区域市场化水平较高的样本群中，目标偏差对经济发展有明显的影响；而在区域市场化水平较差的样本群中，指标偏差对经济成长没有明显的作用。此外，文章还根据我国东部沿海区域的市场发展水平较为完善的特点 (韦倩等, 2014)，对区域市场化水平的作用进行了分析，并将其划分为两个区域，以验证其对区域市场化的作用。如表格 11 (3)、(4) 所示，只在东海岸样本群中，目的偏差对经济成长有明显的负面效应，这与第 1、(2) 的测试相吻合。

表 11 回归分析中的区域市场化水平

	被解读的变数: GDP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	区域市场化水平较高	区域市场化水平较差	东方海岸	不属于东海岸
TV	-0.283*** (0.072)	-0.047 (0.110)	-0.366*** (0.091)	-0.016 (0.088)
受控变数	管制	管制	管制	管制
不变项	0.042 (0.137)	-0.166 (0.155)	-0.047 (0.142)	-0.086 (0.112)
都市稳定作用	管制	管制	管制	管制
时限效果	管制	管制	管制	管制
样品	1525	929	1086	1633
R2	0.674	0.473	0.756	0.594

注：***、**、* 代表显著的 1%、5% 和 10%，在圆圈中表示稳定的标准偏差。根据王小鲁等人编写的《中国分省份市场化指数报告 (2018)》所载的 2004~2016 的资料 (1)、(2) 为截止到 2016 年度的资料。由于空间限制，没有对控制变量进行更多的分析。

七、结论与对策

本论文以 2004~2017 年 274 个城市为样本，对指标偏差对我国城市的经济发展产生的作用进行了比较详细的分析。主要结论为：第一，指标偏差对经济发展有明显的影响，并通过一系列的稳健测试，包括变动的测量方法，加入不确定的经济政策指标，考虑内在因素等因素，对经济发展的影响没有明显的影响。第二，通过对非竞争解释的研究发现，无法将经济发展的目的偏离单纯地理解为经济的波动性；第三，通过机理测试发现，目标偏差对经济发展的影响是通过降低投资和减缓物质资本的速度实现的。第四，在中国情况下，可以利用实物选择

权和财政摩擦等两种方法来说明目标偏差对投资的负面效应，从而从侧面证明了目标偏差与不确定的预测有着紧密的联系。五是在经济下行或市场化水平较高的地区，经济发展的指标偏离对经济发展的影响更为显著。

本论文的研究成果可为优化我国行政管理制度、推动我国高水平的发展提供有益的参考。首先，要强化对区域内各地区

见性的持续发展，从而使各方面的政策期望得到切实的保障。其次，政府要在制定和制定经济发展指标的过程中，要充分发挥各种媒介的作用，加大对政府的信息公开力度，以帮助市场主体正确掌握区域的宏观经济态势和相关的政策走向。第四，要不断完善我国的发展指标体系，要积极指导各地政府抛弃盲目追逐经济发展速度的思想，牢固树立和自觉践行新发展理念，推动经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈德球、陈运森、董志勇 .2017. 政策不确定性、市场竞):19-24.
- [7] 赖明勇, 张新, 彭水, 等 .2005. 人力资本、研发与技术的溢出 . 中国社会科学 (第 2 版):32-46. 李成、马文涛、王彬 .2011. 通货膨胀预期、货币政策工具的选用与宏观经济的稳定性 [J]. 《金融时报》 (1):51-82.
- [8] 李凤羽、杨墨竹 .2015. 宏观调控的不确定性是否会对公司的投资产生不利影响? 李拉亚 . 《中国宏观经济政策不确定性指标》.2011. 《预测管理》 [J]. 《预测管理学》 (7):113-119.
- [9] 林毅夫, 2007. 世界潮流与世界经济一体化的重建 . 《经济学》 (1):126-131.
- [10] 刘瑞明, 石磊, 2010. 国企效益丧失与经济发展的关系 . 《经济学》 (1):127-137.
- [11] 刘淑琳、王贤彬、黄亮雄 .2019 年度的投资是否以指标为导向? 以 2001~2016 为例的城市经济数据进行了理论和经验的验证 .(8): 1-19.
- [12] 马亮 .2013. 公务员升迁的动机与绩效目标设定: 中国行政管理学刊 (10):28-398. 马亮 .2017. 目标治国、绩效差距与国家行为: 文献综述与理论预测 (2).
- [13] 彭国华 .2005. 中国地区收入差距、全要素生产率 and 收敛性的分析 . 经济学 W.9. 饶品贵、岳衡、姜国华 .2017. 我国宏观经济政策的不确定和公司的投资行为 . 《经济学》 (2):27-51.
- [14] 孙文凯、刘元春 .2016. 中国经济发展战略的作用 . 《中国经济学》. 《经济学与经济学》 (3):5-13.
- [15] 谭小芬、张文靖 .2017. 我国宏观调控中的不确定因素对我国企业的投资行为的作用 [J]. 《全球经济》 (12):3-26.
- [16] 王红建、李青元、邢斐 .2014. 经济政策不确定性、现金持有水平与市值财务分析 (9):53-68.
- [17] 王贤彬、黄亮雄 .2019. 区域经济发展的指标体系: 基于三元结构的理论和经验分析 .
- [18] 王小鲁 .2010. 中国城镇发展道路与城镇面积的经济学分析 . 《经济》 (第 10 期):20-32.
- [19] 王小鲁、樊纲、胡李鹏 .2018 中国各省市市场化程度指标研究 [M]. 北京: 中国人民大学 .
- [20] 韦倩、王安、王杰 .2014. 中国海岸带的兴起: 市场经济的影响 .
- [21] 徐现祥, 刘毓芸, 2017. 中国经济发展的指标体系 . 中国经济发展战略 (7):18-33.
- [22] 徐现祥、王贤彬、舒元 .2007. 中国省长和省委书记交流的实证 . 《经济调查》 (9):18-31.
- [23] 姚洋、张牧扬 .2013. 公务员业绩与升迁冠军: 从城镇统计资料的实证 [J]. 《经济》W. W. J. 余泳泽、刘大勇、龚宇 .2019. 政府官员任期、官员特征与经济发展指标的实证 [J]. 《经济动态》 (2):51-65.
- [24] 张军、吴桂英、张吉鹏 .2004. 中国各省间物质资本总量的估计: 1952-2000[J]. 经济分析 (10):35-44.
- [25] 赵勇, 雷达, 2010. 财政发展与经济发展: 生产力提高还是资金的生成 [J]. 《国际经济学》 (2):37-50.
- [26] 周黎安、刘冲、李星 .2015. “层层加码”与公务员的诱因 [J]. 《国际经济学文汇》 (1):1-15.
- [27] BACCHETTA P., RANCIERE R. 2006. Fluctuations in exchange rate and productivity growth: The Role of Financial Development [R]. NBER Working Paper No. 12117. The Journal of the United Nations.
- [28] BAKER S., BLOOM N., DAVIS S. 2016. Uncertainty measurement of the economic policy [J]. Quarterly Journal of Economics, 131(4):1593-1636. BAUM C., LEWBEL A. 2019. Recommendations for the application of ANOVA [J]. Stata Journal, 19(4):75-767. BERNANKE B. 1983. Irreversibility, Uncertainty and Cycle Investment [J]. Quarterly Journal of Economics, 98(1):85-106.
- [29] BLOOM N. 2009. Effects of uncertain shocks [J]. Econometrica, 77(3):623-685.
- [30] BLOOM N. 2014. Uncertainties [J]. Journal of Economic Perspective, 28 (2):
- [31] CHRISTIANO L., MOTTO R., ROSTAGNO M. 2014. American Economic Review, 104 (1):27-65.

- [32]FAJGELBAUM P.,SCHAAL E.,TASCHEREAU-DUMOUCHEL M.Quarterly Journal of Economics, 132 (4):1641-1692.
- [33]GILCHRIST S.,SIM J,ZAKRAJSEK E.2014.Uncertainty in the financial market,and the dynamics of investments [R].NBER Working Paper No.20038. GULEN H,ION M 2016.Financial Studies Review,29(3):523-564.
- [34]LEWBEL,A.2012.Identification and estimation of erroneous and endogenous regression models with heteroscedasticity[J]. Economic Statistics,30(1):67-80.
- [35]LEO,LIU C,WENG X.2019.Target setting in tournaments:theory and evidence from China[J].Economic Journal,129 (623):2888-2915.Junior LUCAS R.1976. Econometric policy evaluation: a critique[J].1(1):19 -46 Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy.MANKIW N,ROMER D,WEIL D.1992.Quarterly Journal of Economics,107(2):407-437.MCDONALD R,SIEGEL D.1986.Valuation of the Pending Investment[J].Quarterly Journal of Economics,101(4):707-727.
- [36]PINDYCK,R.1991.Uncertainty,Uncertainty and Investment[J].Journal of Economic Literature,29(3): 1110-1148.
- [37]SHLEIFER A,VISHNY R.1992.Valuation of assets and liabilities: market-based balance method[J].Journal of Finance, 47(4):1343-1366.WOODFORD M.2003.Interest and Price:Fundamentals of Monetary Policy Theory [M]. Princeton:Princeton University Press.WOODFORD, M.2013. Macro Analysis of the Absence of Reasonable Expectations[R].NBER Working Paper No.19368.The United Nations Economic Commission for Europe.