分报告 1：

基础产品价格上涨对中国经济的影响

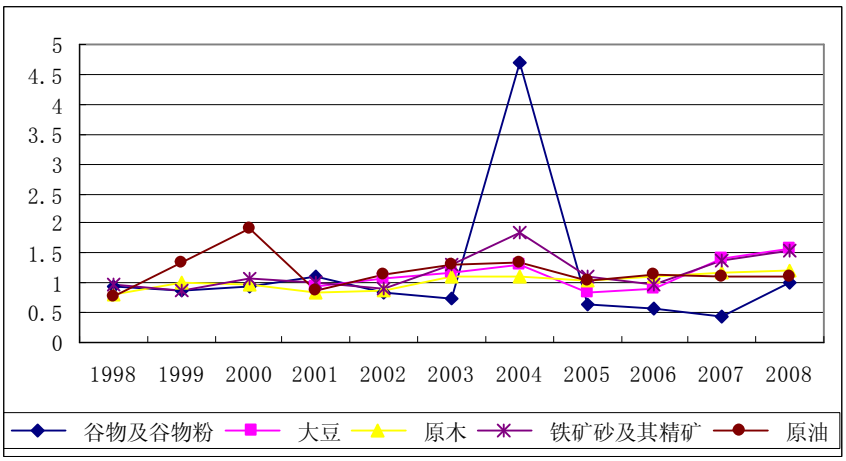
内容摘要：近年来，基础产品价格的不断上涨成为伴随我国经济发展过程的一个突出问题，特别是经济增长速度比较高的情况下，价格上涨的压力更为明显。随着我国经济规模的不断扩张，很多种类的基础产品国内供给不足，与此相应地，伴随着基础产品进口不断扩大的往往是进口价格的不断攀升。基础产品进口价格的上涨构成对我国经济可持续发展的直接制约。

对于上述问题，我们将围绕基础产品价格上涨的影响，价格传递模式的变化，以及影响路径三个方面展开分析，并试图回答以下三个方面的问题：基础产品需求扩大和价格上涨对我国整体经济和产业带来什么样的影响，基础产品价格影响模式内在结构发生了什么样的变化，以及从国际比较中寻求中国结构调整未来方向与路径。

一、我国基础产品对外依存度的变化及其原因

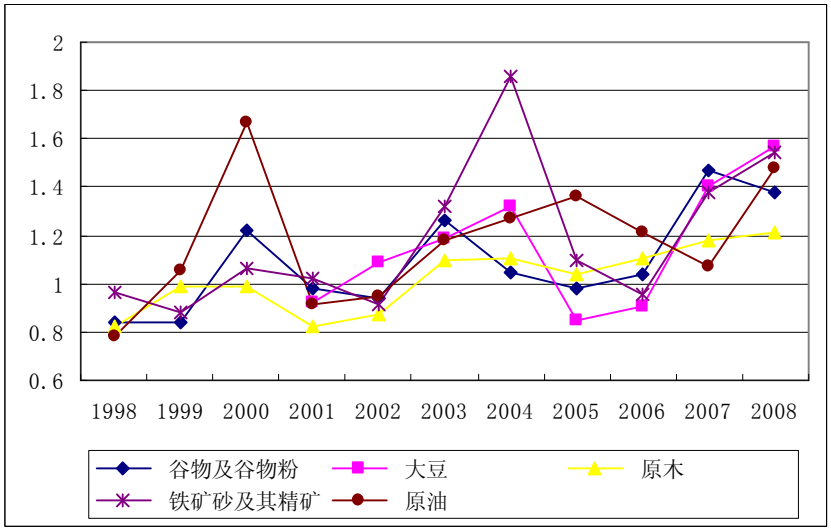
从海关统计的进口商品数量和金额数据计算得到的进口量与进口价格增长速度可以看出，受经济周期变动及其它因素的影响，基础产品进口量与价格长期来始终处于波动之中。从进口量上看，除谷物进口量有较大波动外，大部分产品进口量在 2001 年以前总体比较平稳，2001 年到 2005 年经历了一个周期性变化，在 2004 年达到顶点，2005 年之后表现出全面上升的新的趋势。

图 1　1998-2008 年基础产品进口量增长速度



与此同时，进口价格也表现出相应的波动趋势，但价格的长期增长趋势表现的更为明显。从图上看，2002 年之后，大部分基础产品价格都处于不断上涨之中（增速在 1 以上）。

图 2　1998-2008 年按金额折算的基础产品进口价格



进一步从投入产出数据来看，基础产品中进口比重比较大的主要是农业中的林业、石油、黑色金属与有色金属，而且增长迅速，其中黑色金属矿的进口与国内生产之比 2007 年达到 77%，原油达到 60%，而有色金属与林业则分别达到 51%和 35%。

本文中利用投入产出数据将重点分析进口依赖程度较大的金属矿、原油，以及基础产业中最为基础的农产品价格上涨的影响及影响模式的变化。

表 1　1997、2002 和 2007 年基础产品进口占国内产出和出口的比重

	2007		2002		1997	
	进口/总产出	进口/出口	进口/总产出	进口/出口	进口/总产出	进口/出口
种植业	0.06	2.75	0.02	0.90	0.02	1.07
林业	0.35	191.64	0.10	40.95	0.11	3.53
畜牧业	0.01	3.03	0.01	1.60	0.01	0.70
渔业	0.00	0.22	0.00	0.31	0.00	0.18
煤炭开采和洗选	0.02	0.82	0.01	0.18	0.00	0.12
石油天然气开采	0.60	33.23	0.34	9.06	0.28	1.94
黑色金属矿采选	0.77	3762.00	0.36	1538.37	0.43	1539.62
有色金属矿采选	0.51	15.79	0.15	5.93	0.07	6.06
非金属矿采选	0.08	1.93	0.11	1.18	0.03	0.60

那么上述部分基础产品比重如此之高的进口究竟是用来生产什么呢？为此，利用 2007 年投入产出表及其附属的进口矩阵，我们可以通过计算回答两个方面的问题，一是基础产品进口主要用于哪些部门最终产品的生产；二是基础产品的进口主要用于哪种最终产品的生产，即这些基础产品的进口分别以多大的比例用于最终产品中消费品、资本品和出口品的生产（计算方法见附录）。

第一个方面计算的结果表明，农产品进口 28.8%用于食品制造，13.7%用于纺织业，木材加工及家具制造占 9.6%，这三项占到中间使用进口量的 50%以上。在石油天然气和金属矿进口中，为生产最终产品而导致的使用量最大的并不是这两类产品相关的加工业，而是建筑业，分别占 24.3%和 30%，而石油天然气中石油加工只占到 6.8%，金属矿中金属冶炼则占 13%。由此可见，近年来石油天然气与金属矿的进口中，建筑业起到了至关重要的作用。

表 2　各类基础原材料用于生产各部门国内最终产品的比例

	农产品		石油天然气		金属矿
食品制造及烟草加工业	0.288	建筑业	0.243	建筑业	0.300
纺织业	0.137	交通运输及仓储业	0.078	通用专用设备制造业	0.147
木材加工及家具制造业	0.096	石油炼焦及核燃料加工	0.068	金属冶炼及压延加工	0.130

	农产品		石油天然气		金属矿
纺织服装皮革羽绒制品	0.081	通用专用设备制造业	0.065	电气机械及器材制造	0.103
建筑业	0.079	化学工业	0.056	交通运输设备制造业	0.081
化学工业	0.039	交通运输设备制造业	0.041	金属制品业	0.046
住宿和餐饮业	0.033	电气机械及器材制造业	0.040	通信计算机及电子设备制造	0.040
累计	0.752		0.591		0.847

在第二个方面的计算表明（表 3），农产品的进口更多用于消费品生产，较少用于资本品生产，石油天然气在消费品与进口品生产上基本持平，而金属矿则更多用于资本品生产，较少用于消费品生产；与此同时三类基础产品一个共同的特点是用于出口品的生产都在总进口量的 3 成以上。

表 3　基础产品进口不同最终使用所占的比重

	消费品生产拉动的进口	资本品生产拉动的进口	出口品生产拉动的进口	存货及其他生产拉动的进口	进口直接用于最终使用
农产品	0.437	0.131	0.331	0.040	0.060
石油天然气	0.341	0.355	0.335	-0.035	0.004
金属矿	0.132	0.508	0.372	-0.023	0.011

由于缺乏 1997 与 2002 年进口矩阵，我们不能做与上述 2007 年相同的计算，但是我们可以直接比较不同最终需求拉动的产出量，来近似地考察中国经济基础产品使用去向上的一种长期动态变化。

图 3　农产品总产出在不同最终使用上的比重

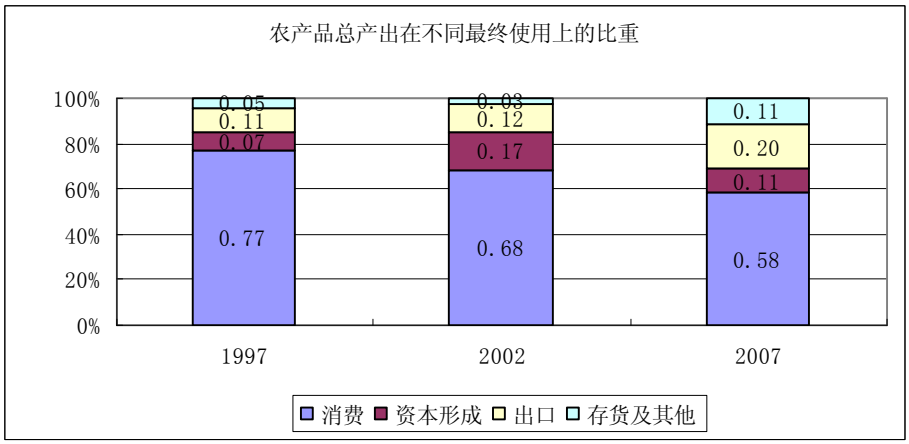


图 4　石油天然气总产出在不同最终使用上的比重

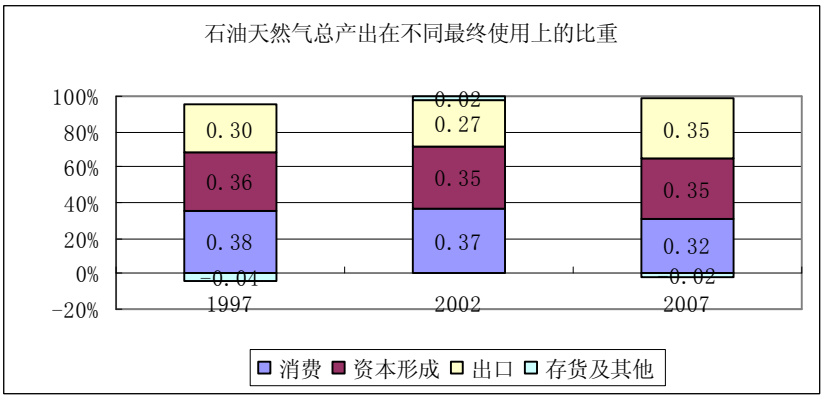
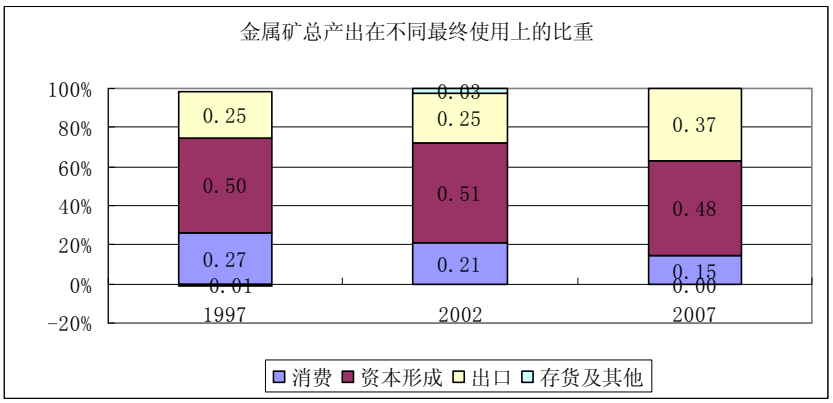


图 5　金属矿总产出在不同最终使用上的比重



结果表明三类基础产品表现出共同的变化特点：用于消费品生产的份额逐步下降，而用于出口生产的份额逐步上升，特别是在 2002 年之后更为明显，而用于资本品生产的份额则长期居高不下。

综合上述分析表明所分析的三类基础产品进口量的不断扩张，价格也不断攀升，而进口的不断扩大过程中出口品生产的拉动是一项重要原因。

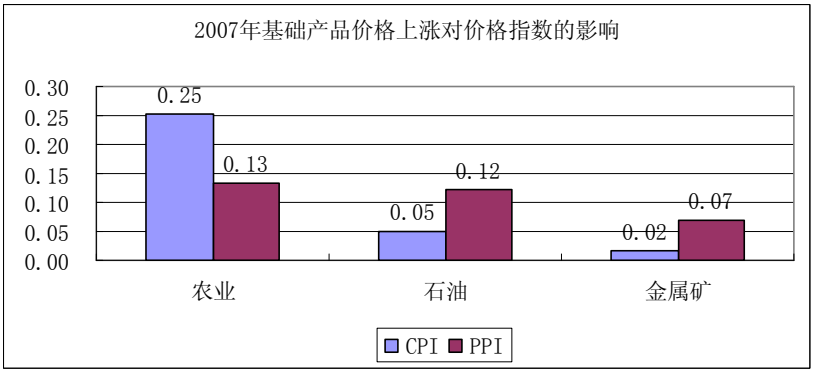
二、基础产品价格上涨对物价及行业成本带来的影响

三类基础产品价格的不断上涨在现阶段对我国物价和产业带来的影响如何，我们可以利用 2007 年投入产出表数据对此进行分析。

我们计算三类产品对我国物价水平的影响，包括生活资料价格指数（CPI）与生产资料价格指数（PPI）[1]。

[1] 利用投入产出数据计算的 CPI 与 PPI 不同于统计系统公布的指数的算法，一般是分别采用投入产出表中的消费结构与中间使用结构对不同行业产品价格涨幅进行加权。

图 6　2007 年基础产品价格上涨对价格指数的影响



结果表明无论是消费者价格指数，还是生产者价格指数，农产品对物价水平的影响最大。农产品价格每上涨 1%，将推动 CPI 上涨 0.25%，PPI 上涨 0.13%;与农产品不同的是，石油天然气与金属矿对 CPI 的影响要小于 PPI，这显然是因为相比于农产品，这两类基础产品更多用于生产。石油天然气对 CPI 的影响是 0.05%，而对 PPI 的影响是 0.12%，金属矿对价格总水平的影响最小，将影响 CPI 上涨 0.02%，而影响 PPI 上涨 0.07%。

上述结果表明，石油天然气与金属矿产品对我国物价水平的总体影响并不是人们所担心的那样大，而农产品价格的上涨将对物价总水平产生至关重要的影响。

基础产品价格的上涨如何影响不同产业的成本的变化，利用 2007 年投入产出数据测算的结果表明，受农产品价格上涨成本上涨压力最大的是食品工业，每 1%的农产品价格上涨将带来 0.49%的成本上升压力。此外，受农产品价格上涨影响较大产业还包括住宿餐饮、纺织、木材加工与家具制造、服装等。

原油天然气价格的上涨直接影响以它为原料的能源加工业，石油加工与燃气生产与供应业成本上涨压力最大，此外交通运输、化学工业也将受较大的价格冲击。

金属矿价格的上涨影响最大的是金属冶炼及压延加工业，每 1%的金属矿价格上涨将带来成本上升 0.23%。其他如金属制品、机械设备制造也将受到较大影响。

表 4　基础产品价格上涨 1%对不同部门的影响（%）

农产品		原油天然气		金属矿	
食品制造及烟草加工业	0.49	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.62	金属冶炼及压延加工业	0.23
住宿和餐饮业	0.28	燃气生产和供应业	0.55	金属制品业	0.11
纺织业	0.27	交通运输及仓储业	0.14	电气机械及器材制造业	0.10
木材加工及家具制造业	0.21	化学工业	0.14	通用、专用设备制造业	0.09
纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业	0.20	金属矿采选业	0.10	交通运输设备制造业	0.07
工艺品及其他制造业	0.18	金属冶炼及压延加工业	0.10	建筑业	0.06
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.10	非金属矿及其他矿采选业	0.09	工艺品及其他制造业	0.04
文化、体育和娱乐业	0.08	电力、热力的生产和供应业	0.08	仪器仪表及文化办公用机械制造业	0.04
化学工业	0.08	非金属矿物制品业	0.08	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.04
水利、环境和公共设施管理业	0.08	建筑业	0.08	煤炭开采和洗选业	0.03
研究与试验发展业	0.08	金属制品业	0.07	非金属矿物制品业	0.03
卫生、社会保障和社会福利业	0.06	电气机械及器材制造业	0.07	研究与试验发展业	0.03
租赁和商务服务业	0.06	卫生、社会保障和社会福利业	0.07	石油和天然气开采业	0.02
居民服务和其他服务业	0.06	通用、专用设备制造业	0.07	化学工业	0.02

综合起来看，与基础产品价格上涨对价格总水平的影响相一致的是，平均来看，农产品价格上涨对各产业成本的影响程度最大，而原油天然气和金属矿的影响较小，但如果这两类产品涨价幅度过大，即使 1%的上涨带来的物价水平的上涨幅度并不大，较大的涨价幅度将使总的价格影响程度很大，对产业乃至整体经济的冲击将不可忽视。从受影响比较大的产业来看，农产品的影响面最广，轻工业和服务业中的住宿餐饮业受到的影响较大。相对地，原油天燃气的影响比较集中，前者集中于原材料能源行业，后者集中于重工业行业。

三、基础产品价格影响模式的变化

利用 1997、2002 与 2007 年投入产出数据，可以计算出农产品、石油天然气、金属矿三类基础产品价格上涨对价格总水平的影响，从不同时期结果的比较中可以看到基础产品价格影响程度的变化。

表 5　1997、2002 和 2007 年基础原材料对价格指数的影响

	农业		石油		金属矿	
	CPI	PPI	CPI	PPI	CPI	PPI
1997	0.44	0.19	0.02	0.06	0.01	0.04
2002	0.30	0.14	0.03	0.08	0.01	0.03
2007	0.25	0.13	0.05	0.12	0.02	0.07

结果表明，农产品价格影响程度在下降，而石油天然气和金属矿的影响程度则在上升。在这种影响程度变化的背后是基础产品较长时期内价格影响模式的变化。

从投入产出的角度分析这一问题，按照上述对 CPI 与 PPI 的计算方法来说，价格影响程度的变化主要来自两个方面，一是技术、产业结构与产业联系的变化，具体表现为不同部门对于基础产品完全消耗系数的变化；二是作为权数的消费品与生产资料构成的变化，计算中具体表现为投入产出数据中消费结构与中间使用的结构。前者主要反映出技术与产业结构的变化，而后者主要是需求结构的变化。

首先，对于第一个方面的变化，我们可以对基础产品的感应度系数进行比较而得到2。计算的结果作为技术与产业联系的变化对价格影响程度变化的体现，实际上这种影响程度本质上表现为整体经济对基础产品的依赖程度。依赖程度越大，基础产品价格的上涨对价格影响的程度就越大。

表 6　1997、2002 和 2007 年的基础原材料的感应度系数

	1997	2002	2007
农产品	2.90	2.44	2.98
石油天然气	1.76	2.05	3.40
金属矿	0.83	0.67	1.28

计算的结果表明，我国经济对三类基础产品的依赖程度在 2002 至 2007 年期间全面上升，特别是金属矿与石油天然气上升的幅度非常大；相反，在 1997 至 2002 年期间除石油天然气外，对农产品与金属矿的依赖实际上则是下降的。

进一步，利用因素分解来分析价格影响程度变化的主要诱因，分析 2002-2007 年价格价格影响程度变化的背后，究竟是技术因素导致的，还是需求结构因素起着更重要的作用。

[2] 为与价格影响模型一致，实际上与通常的感应度系数计算不同，在研究某种基础产品价格影响时，把它所影响的其他部门完全消耗系数用该基础产品的系数相除再加总。

表 7　2002-2007 年价格影响中的需求与技术因素

	农业影响		原油影响		金属矿影响	
	CPI	PPI	CPI	PPI	CPI	PPI
2002-2007 变化	-0.046	-0.009	0.021	0.041	0.008	0.036
需求因素	-0.068	-0.022	0.002	0.012	0.000	0.012
技术因素	0.022	0.013	0.019	0.028	0.007	0.024

从 2002 年至 2007 年基础产品价格影响程度的变化上来看，对于农产品的价格影响而言，虽然技术因素提高了价格影响幅度，但是需求结构因素的作用更大，最终使价格影响程度下降。但是对于石油天然气与金属矿而言，情况正好相反，技术因素要明显大于需求结构因素。这一结论正好也同上面感应度分析数据结果获得的结论一致。

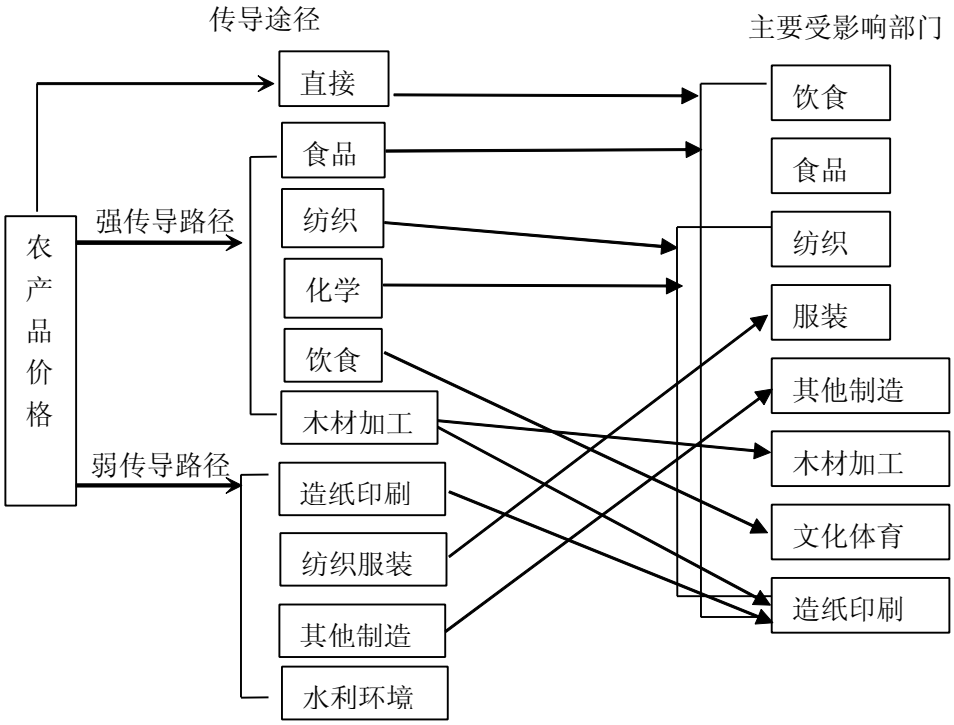
四、基础产品价格变动的影响链分析

影响链通过分析某种产品价格变化之后对国民经济体系中各部门的冲击过程，找到其中的关键环节，并以此来描述不同基础产品产生影响的不同特点。所谓影响链指的是基础原材料价格发生变化后主要通过什么样的路径影响国民经济各部门的成本，以及每个部门所受影响主要来自于哪些路径。

利用投入产出价格影响模型和双重滤波法我们可以得到农产品、原油以及铁矿石等金属矿价格变化后的影响链，具体方法见附件。通过分析影响链，我们可以找到每类基础产品价格变动后产生影响的主要特点和关键环节，由此来分析基础原材料价格影响的途径和成因。

（一）农产品价格变化的影响链分析

图 7　2007 年农产品价格变动的影响链



农产品价格变化影响链的主要特点是：

1．各个产业对农业的依赖程度很高，农产品价格变化对各产业成本和最终产品的价格影响程度比较大

国民经济各行业对农产品的依赖程度决定了农产品价格影响的幅度大小。依赖度系数反映了各部门最终产品的生产对某个产业的依赖程度，大于 1 表示国民经济对本部门的依赖程度大于平均水平。可以看到，农业部门的依赖度系数二倍于平均水平（表 8），意味着各个产业对农业的依赖程度很高，农产品价格变化对各产业成本和最终产品的价格影响程度必然是比较大的。各部门受农产品价格变化的影响比较大，农产品价格上涨 1%，各个部门成本平均上涨 0.073%。从我们所计算的三类产品对 CPI 的影响程度也可以看出，农产品价格上涨的影响幅度最大。

2．传导路径复杂，食品制造业、纺织业、化学工业、餐饮业和木材加工业等部门成为农产品价格影响的重要传递路径

价格的传导，不仅包括直接传导，如农产品价格变化直接影响以农产品为原料的各部门价格，还包括间接传导，例如，食品制造业在生产过程中除了直接使用农产品而受到影响外，还会由于使用化学工业产品而间接受到影响。间接传导成为价格传导路径的重要一环。

表 8　农产品价格影响链上关键节点的依赖度系数和及其农产品的直接消耗

部门	依赖度系数	对农产品的直接消耗
农林牧渔	2.05	
食品制造及烟草加工业	1.37	0.38
纺织业	1.22	0.14
化学工业	4.95	0.03
木材加工及家具制造业	0.59	0.12
住宿和餐饮业	0.66	0.12

计算结果表明，食品制造业、纺织业、化学工业、餐饮业和木材加工业等部门成为农产品价格影响的重要传递路径。例如化学工业，根据 2007 年投入产出表的计算，农产品价格的上涨通过化学工业，对 40 个部门产品价格产生影响。相应的，我们把影响面较小的一些传导部门称为弱传导路径，例如造纸印刷业、纺织服装等部门。

实际上，影响传导路径形成的因素是技术所决定的部门间联系方式，具体包括各产业对某个部门的依赖程度和这个部门对农产品的直接消耗。化学工业之所以在农产品的价格传导过程中成为强传导途径的原因就在于各部门对化学工业的强依赖程度，我们可以看到化学工业对农产品的直接消耗系数只有 0.03，但化学工业的依赖度系数达到平均值的 5 倍。食品制造及烟草加工业和纺织业的依赖度系数都高于平均值，同时，这两个行业成为强传导途径也源于它们的生产过程对农产品的高消耗。而木材加工及家具制造业和住宿餐饮业之所以成为强传导途径，完全是由于这两个产业对农产品的很高的直接消耗带来的，各产业部门对它们的依赖程度则低于平均水平。

3．受农产品价格影响较大的部门集中在食品制造业、纺织业、服装加工业等轻工业部门，以及第三产业的餐饮业，而这些部门在居民消费中的比重都比较高，这也决定了农产品价格变化必然对 CPI 产生较大的影响。

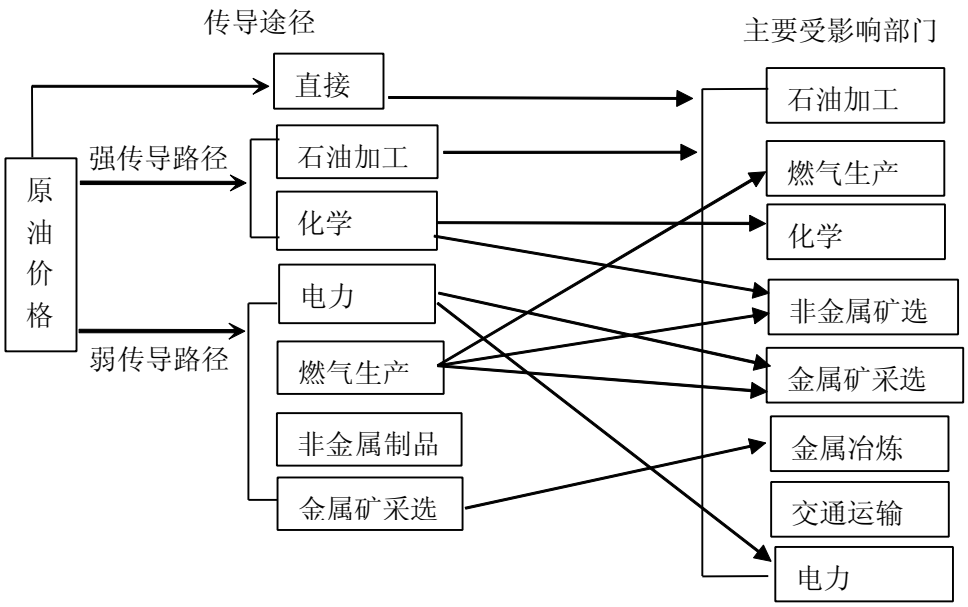
受农产品价格影响较大的行业主要是由于农产品价格变化导致成本变化较大的行业，如食品制造业，农产品价格上涨 1％会导致其成本增长 0.49％。

表 9　居民消费的部门结构

部门	比重
食品制造及烟草加工业	0.1728
纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业	0.0587
木材加工及家具制造业	0.0054
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.0044
工艺品及其他制造业	0.0143
住宿和餐饮业	0.0595
文化、体育和娱乐业	0.0079

（二）原油价格变动的影响链分析

图 8　2007 年原油价格变动的影响链



原油价格变化影响链的特点有：

1．传导路径相对简单，主要集中在原材料和能源产业。强传导路径包括石油加工及炼焦业和化学工业，此外还有电力生产和供应业、燃气生产和供应业等若干弱传导路径。

作为一个基础原材料行业，各个产业部门对原油的依赖度也相当高，将近平均值的两倍。这也意味着原油价格提高后对各部门的成本影响程度也是比较大的。

表 10　原油价格影响链上关键节点的依赖度系数及其对原油的直接消耗

	依赖度系数	对原油的直接消耗系数
石油和天然气开采业	1.91	
石油加工、炼焦及核燃料加工业	1.85	0.56
化学工业	4.95	0.02
电力、热力的生产和供应业	3.14	0.01
燃气生产和供应业	0.09	0.50
非金属矿物制品业	0.79	0.01

从传导路径来看，原油价格变化的传导节点集中于石油加工及炼焦业和化学工业。石油加工及炼焦业成为强传导路径是由于各部门对其较强的依赖程度和本行业对原油极高的直接消耗两方面作用的共同结果。如果要降低原油的价格影响，可行的途径是降低各部门对石油加工业（即成品油）的依赖程度，即通过能

源替代或者采用节能技术来降低各行业对成品油的消耗。化学工业之所以成为强传导路径的原因仍然是各部门对化学工业的强依赖度所致，而化学工业对原油的直接消耗并不算高。电力、热力的生产和供应业成为传导路径的关键原因也是由于各行业对其很高的依赖程度，为平均值的 3 倍多。燃气生产和供应业作为传导路径主要是由于这个行业对原油的直接消耗很高所致。

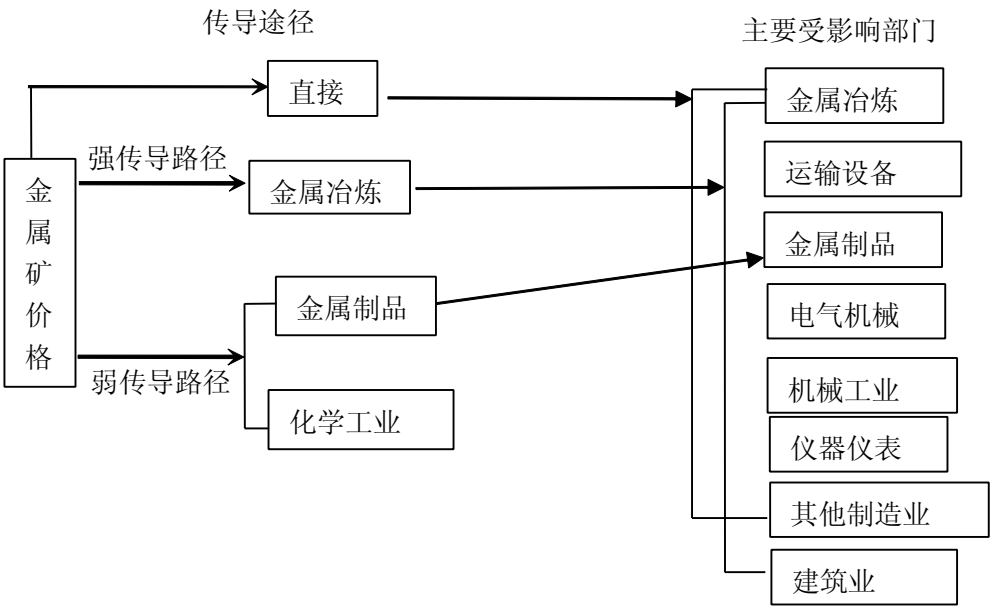
2．主要受影响部门集中在国民经济的基础行业上，包括能源和原材料，以及第三产业中的交通运输业。这也决定了原油价格变化对 PPI 的影响会比较大。中间产品的部门结构与各产业在 PPI 计算中的比重一致，从表 9 可以看到这些产业在中间产品中的比重都很高。

表 11　中间产品的部门结构

部门	比重
金属矿采选业	0.0180
非金属矿及其他矿采选业	0.0073
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.0395
化学工业	0.1114
金属冶炼及压延加工业	0.1114
电力、热力的生产和供应业	0.0548
交通运输及仓储业	0.0443

（三）金属矿价格变动的影响链分析

图 9　2007 年金属矿价格变动的影响链



金属矿价格变动影响链的特点是：

1．传导路径简单。可以看到强传导路径只有金属冶炼及压延加工业，弱传导路径也只有金属制品业和化学工业。

表 12　金属矿价格影响链上关键节点的依赖度系数和对金属矿的直接消耗

	依赖度系数	直接消耗系数
金属矿采选业	0.83	
金属冶炼及压延加工业	3.96	0.143
化学工业	4.95	0.003
金属制品业	1.01	0.008

金属矿采选业的依赖度系数为 0.83，说明各行业对其依赖程度低于平均值，意味着金属矿价格变化对国民经济各产业的影响不大。前面的计算结果也表明了与农产品和原油价格对 CPI 和 PPI 的影响相比，金属矿价格变化的影响程度虽然是提高的，但是远低于其他两类基础产品的影响。其中，主要传导路径为金属冶炼及压延加工业，这个产业的依赖度系数为平均水平的 4 倍，而且，对金属矿采选业的直接消耗系数非常大。化学工业对金属矿的直接消耗系数非常小，但国民经济各行业对其依赖程度很高。

2．虽然金属矿价格对 CPI 和 PPI 的影响都不算大，但它所影响到的主要部门却集中在国民经济的重点产业上，如汽车和船舶（运输设备制造业），钢铁和有色金属（金属冶炼及压延加工业），装备制造（机械工业）等等。这些部门的发展对整个国民经济具有非常重要的拉动作用，从表 12 可看到其影响力系数都比较大，高于各行业的平均水平。

表 13　各产业的影响力系数

部门	影响力系数
电气机械及器材制造业	1.5086
仪器仪表及文化办公用机械制造业	1.5073
交通运输设备制造业	1.5005
金属制品业	1.3917
通用、专用设备制造业	1.3695
金属冶炼及压延加工业	1.3163
建筑业	1.2856
工艺品及其他制造业	1.2274

注：影响力系数体现了某个行业对国民经济的拉动作用，大于 1 说明拉动作用强，高于平均水平

（四）三类产品的比较分析

从对三类产品影响链的比较来看，农产品的影响链最为复杂，传导路径也最多，涉及到的部门范围最广泛，因此要控制农产品价格上涨的影响也最为困难。

并且，平均来看，农产品价格上涨使各部门成本受到的影响最大，CPI 和 PPI 受到的影响也最大。所以，降低农产品对国际市场的依赖程度，保证充足的国内供给，是避免我国免受农产品国际市场价格影响的关键。

相对来讲，虽然原油和金属矿对 CPI 和 PPI 的影响程度低于农产品，但影响程度是上升的，并且原油价格变化的影响集中于原材料和能源行业，金属矿价格变化的影响集中于国民经济的重点产业，因此长期来看其影响也不容忽视。这两类产品的价格影响链要简单很多。因此短期内通过对传导关键环节的控制可以暂时缓和影响。但长期来看，由于我国原油和金属矿对外依赖程度的迅速提高，其进口价格必然会成为影响我国经济发展的越来越重要的因素。

五、基础产品价格影响程度的国际比较

在对国内基础产品价格影响分析的基础上，我们利用美国与日本的投入产出数据，分析美国与日本价格受基础产品价格变化的影响程度。

表 14　美国日本基础产品价格变化的影响

美国 2008 年				
	农业	林业渔业	石油天然气开采	其他矿开采
CPI	0.024	0.005	0.039	0.004
PPI	0.028	0.013	0.092	0.013
感应度系数	0.557	0.529	2.856	0.469
日本 2007 年				
	农林水产	煤石油天然气开采		矿业
CPI	0.044	0.044		0.003
PPI	0.036	0.120		0.030
感应度系数	0.603	3.988		1.096

注：美国与日本投入产出表分别来自于美国商务部经济分析局和日本经济产业省公布的投入产出数据。

尽管由于各个国家投入产出之间部门分类以及数据口径等存在一定的差异，但是利用计算结果相互比较，对于国内外的差异可以大致得出如下结论：

1、我国价格总水平受农产品价格的影响较大，而美国与日本则完全不同，这一点形成国内外相比最大的反差；

2、在基础产品中，影响美国与日本物价水平最重要的因素是石油天然气，同时成为 CPI 和 PPI 最重要的影响因素；

3、关于石油天然气的影响，目前我国 CPI 受其影响的程度已经高于美国与日本，而 PPI 受其影响的程度已经超过美国，与日本持平；

4、我国价格受金属矿的影响程度要明显高于美国与日本；

5、通过感应度系数的比较可以认为，尽管上面的分析表明需求结构的变化对于从 2002 年至 2007 年农产品价格影响程度的变化起着更重要的作用，但是与美国与日本比较，农产品技术与产业结构是我国农产品价格影响程度居高不下的重要原因；

6、对于石油天然气与各种矿物的感应度比较来说，石油天然气的价格影响过程中，技术与产业结构因素居于美国与日本之间，而各种矿物的价格影响过程中，技术与产业结构因素则明显要大于美国与日本。这表明相比于美国与日本决定石油天然气影响程度大小的因素中技术因素并非主要原因，而矿物价格影响程度的决定因素中，技术原因则更重要。考虑到我国石油天然气与矿物对价格的影响程度只是略高于美国与日本，国外国内之间的这一差异并不显著。

综合以上结果表明，在基础产品对价格的影响上，我国一方面仍没有摆脱农产品的重要影响，而另一方面石油天然气与各种矿物产品的价格影响又迅速上升，使得我国总体上更大程度受基础产品价格的影响。在石油天然气与矿物之间，石油天然气在一定程度上受需求结构提升的影响，而矿物产品则更多受技术与生产结构的影响。

六、简要结论及政策含义

综合本报告的分析最终获得如下基本结论：

1、我国基础产品中石油天然气与金属矿的对外依存度大，巨大的进口也带来了进口价格的攀升，农产品尽管对外依存度并不高，但是部分农产品如谷物与大豆的进口价格却有明显的上升。投入产出的分析表明，部分基础产品进口的不断扩大过程中出口品生产的拉动是一项重要原因，而原油天然气和金属矿产品进口的不断攀升，与我国经济高速发展中建筑业的扩张有着重要的联系。

2、从对价格总水平与产业的影响上看，三种基础产品中，农产品价格上涨对 CPI 和 PPI 的影响程度最大，对各产业成本的影响程度也最大，而原油天然气和金属矿的影响相对较小。农产品对 CPI 的影响大于对 PPI 的影响，而原油和金属矿对 PPI 的影响远大于对 CPI 的影响。

3、从 2002 年至 2007 年基础产品价格影响程度的变化上来看，对于农产品的价格影响而言，虽然技术因素提高了价格影响幅度，但是需求结构因素的作用更大，最终使价格影响程度下降。但是对于石油天然气与金属矿而言，情况正好

相反，技术因素要明显大于需求结构因素。

4、从三种产品价格影响链的特点上看，农产品的价格变化的传导路径最为复杂，涉及到的部门广泛，要控制农产品价格上涨的影响也最困难。应该注意的是，原油和金属矿的价格传导路径虽然比较简单，对价格总水平的影响也低于农产品，但是原油价格变化后的主要受影响部门集中在国民经济的基础原材料和能源行业，金属矿价格变化的影响集中于国民经济的重点产业，因此长期来看其影响也不容忽视。

5、国际比较表明，我国经济受农产品价格的巨大影响，成为一个突出的特点，尽管需求结构的变化导致了 2002-2007 年农产品价格影响程度的下降，但是，我国的技术与产业结构状况是我国农产品价格影响程度居高不下的重要原因；一方面在仍没有摆脱农产品的重要影响的条件下，另一方面石油天然气与各种矿物产品的价格影响又迅速上升，使得我国经济受基础产品价格变动的影响程度明显高于美国与日本。在石油天然气与矿物之间，石油天然气在一定程度上受需求结构提升的影响，而矿物产品则更多受技术与生产结构的影响。

综合以上结论我们认为，目前我国受基础产品价格影响程度过大的状况表明我国经济结构调整所处的一个特殊阶段。一方面经济结构的变化极大的增加了基础产品的需求，但另一方面又未能摆脱农业的影响。从目前价格上涨的承受能力看，我们更需要关注的是农产品价格，在进口价格不发生巨变的条件下，石油天然气与金属矿则是相对次要的问题。但是，在政策上则需要把农产品同石油天然气和金属矿区别开来，对于降低农产品的价格影响只能是通过长期的结构调整来实现，同时加大对农业的投入与补贴，但是对于石油天然气和金属矿而言，进口价格的不断攀升对我国基础产业和重点产业的影响是迫在眉睫的问题，需要加大国内产业组织的调整力度，提高对外谈判能力，同时推动对海外资源企业的控股，因而在政策上需要更大程度发挥市场机制和制度建设。

参考文献：

1. 刘秀丽，陈锡康，中国、美国和日本产业结构变动规律之比较研究，中国投入产出分析应用论文精萃，许宪春，刘起运主编，中国统计出版社，2004.

2. Hermann Schnabl, Structural development of Germany, US, and Japan 1980-1990: a qualitative analysis using MFA, in: M. L. Lahr & E. Dietzenbacher (eds), Input-Output Analysis: Frontiers and Extensions (Basingstoke, Palgrave), 2001.

附录：方法

（1）计算进口如何被用于国内消费品、国内资本品、出口品生产的方法

本地生产产品与使用间的平衡方程：

$$\sum_{j=1}^{n} X_{ij}^{d} + Y_i^d = X_i$$

$$a_{ij}^d = X_{ij}^d / X_j$$

$$\sum_{j=1}^{n} a_{ij}^d X_j + Y_i^d = X_i$$

$$A^d X + Y^d = X$$

$$X = (I - A^d)^{-1} Y^d$$

进口产品与使用间的平衡方程：

$$\sum_{j=1}^{n} X_{ij}^{m} + Y_i^m = M_i$$

$$a_{ij}^m = X_{ij}^m / X_j$$

$$\sum_{j=1}^{n} a_{ij}^m X_j + Y_i^m = M_i$$

$$A^m X + Y^m = M$$

$$X = (I - A^d)^{-1} Y^d$$

$$A^m X + Y^m = A^m (I - A^d)^{-1} Y^d + Y^m = M$$

$$Y^d = C + I + E + O$$

$$A^m (I - A^d)^{-1} Y^d + Y^m = A^m (I - A^d)^{-1} (C + K + E + O) + Y^m = M$$

因此，进口与国内生产量（即总产出）是以下几个部分的合计：

国内消费品生产拉动的进口量：$A^m (I - A^d)^{-1} C$

国内投资品生产拉动的进口量：$A^m (I - A^d)^{-1} K$

国内出口品生产拉动的进口量：$A^m (I - A^d)^{-1} E$

存货及其他项带来的进口量：$A^m (I - A^d)^{-1} O$

以及直接用于最终需求的进口量：Y^m

（2）价格变化的影响链分析方法

研究某一个部门价格变化对其他部门成本或者价格影响的投入产出价格影响模型为

$$\Delta P_2 = A_{21}(I - A_{22})^{-1}\Delta p_1$$

不失一般性，假设第一个部门的价格发生初始变动Δp_1， ΔP_2其他部门成本或价格所受的影响。A 为直接消耗系数矩阵，$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}$，这里 A11 表示价格发生初始变动的部门对本部门的直接消耗，A12 表示其他部门对价格初始变动部门的直接消耗，$A_{12} = (a_{12}, a_{13}, \cdots, a_{1n})$，A21 表示价格发生初始变化的部门对其他部门直接消耗，A22 表示其他部门对其他部门的直接消耗系数矩阵，$A_{22} = \begin{bmatrix} a_{22} & a_{23} & \cdots & a_{2n} \\ a_{32} & a_{33} & \cdots & a_{3n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ a_{n2} & a_{n3} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix}$。

基于上述价格影响模型，构建双重滤波法确定某部门价格发生初始变化后的影响链和影响模式。

双重滤波法源于最小流方法，是一种研究产业间关联程度、选择关键部门或者研究结构特征的一种方法（刘秀丽，2004；Hermann Schnabl, 2001）。我们将这种方法加以改变，用于分析价格变化的传导模式。根据上式，得到

$$\Delta \widetilde{P}_2 = \hat{A}_{21}(I - A_{22})^{-1}\Delta p_1$$

这里$\Delta \widetilde{P}_2$表示价格传导矩阵，其列向表示每一个部门如何受Δp_1的影响，列向合计就是ΔP_2。决定价格传导模式的就是$\hat{A}_{21}(I - A_{22})^{-1}$，$\hat{A}_{21}(I - A_{22})^{-1} = \hat{A}_{21}(I + A_{22} + A_{22}^2 + \cdots + A_{22}^K + \cdots) \approx \hat{A}_{21} + L + L_2 \cdots + L_K$， $A_{22}^K \approx 0$。$\hat{A}_{21}$为直接传导途径。双重滤波的过程如下。

第一步：$f_1 = \frac{1}{K}\sum_{s}^{K} la_s$，$la_s = \frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} l_{ij}$表示第 s 层所有元素的平均值，f1 表示所有层所有元素的平均值。

第二步：建立关联矩阵 W1，…，WK。Ws 中的元素按照如下方式确定

$w_{ij}=\begin{cases}1 & l_{ij}\geq f_1\\ 0 & l_{ij}<f_1\end{cases}$，lij 为 Ls 中的元素。

第三步：计算 D=W1+W2+…+WK；计算 E=D/K。

第三步：$f_2=\frac{1}{n^2}\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{n}e_{ij}$，建立 E 的关联矩阵 G，$g_{ij}=\begin{cases}1 & e_{ij}\geq f_2\\ 0 & e_{ij}<f_2\end{cases}$。

矩阵 G 就体现了价格变动的影响模式，其行向合计体现了某部门在价格传导中的作用范围，我们把作用范围大的称之为强传导路径，作用范围小的称之为弱传导路径。这样，初始价格变动的传导途径就包含直接途径、强传导路径和弱传导路径。

分报告 2：

中国通货膨胀对不同财产阶层影响的定量研究*

内容摘要：建立在对中国经济基本状况以及中国通货膨胀主要特征的认识基础之上，本文构建了一个包含市场不完全和个体异质性的 Bewley 模型，并利用该模型对中国的通货膨胀福利成本以及通货膨胀对不同群体的不同福利成本进行了考察。利用数值校准的方法对模型进行了计算，计算结果表明，通货膨胀对中国经济所带来的福利成本是非常巨大的，同时，不同群体所受到的通货膨胀的影响是完全不同的。一般来说，如果通货膨胀水平非常低的时候，穷人受到的损失较之富人要更低；但是，从财产分布的角度来看，通货膨胀恶化了中国的财产分布，穷人的财产持有比例随着通货膨胀的上升而有所下降，而富人的财产持有比例则随着通货膨胀的上升而有所提高，从而造成中国财产分布的 Gini 系数随着通货膨胀水平的提高而有所上升。

关键词：通货膨胀 不完全市场 Bewley 模型 福利成本 财产分布 个体异质性

* 对于本文的完成，作者感谢中国人民大学经济学院邱哲圣、李方星等同学的帮助和支持。

一、引言

通货膨胀问题是世界各国宏观经济的核心问题之一。实现较低通货膨胀率下的经济快速发展，这是世界各国政府的普遍愿望。为了能够实现这个目标，各国中央银行越来越重视价格稳定的重要性；在这种政策形势下，发达国家的平均通货膨胀率从 20 世纪 80 年代的 9%下降到了 2005 年的 2%，中国的通货膨胀率也从 1995 年的两位数下降到了 2005 年的 1.8%（陈彦斌、马莉莉，2007）。但是，随着中国经济的不断发展，中国的通货膨胀率在近些年从较低水平逐渐升高，尤其是通货膨胀在 2006 年之后的相对高位运行，已经引起了广泛的关注和讨论（陈彦斌，2008）。虽然次贷危机的发生使得我国的物价上涨趋势得到了遏制，但中国政府为了刺激经济增长而进行的大规模投资也给未来经济带来了通货膨胀的隐患。面对这样一种经济形势，中国应当保持多高的通货膨胀率？中国政府又能够通过何种货币政策实现目标通货膨胀率？这些问题成为了摆在中国政府面前的巨大难题。要解决这些难题，就必须对中国通货膨胀的形成机制进行深入考察，同时也需要对通货膨胀所带来的影响进行准确的定量分析。

从传统研究来看，对通货膨胀的定量分析主要是沿着泰勒规则和菲利普斯曲线两个方向展开的。但是，泰勒规则的准确性是建立在对产出缺口准确估计的基础之上的，而对中国的产出缺口进行准确估计是不可能的；[1]与此同时，在宏观经济面临不确定性的情况下，菲利普斯曲线难以给出最优通胀率以及相应的货币政策（赵震宇，2006）。较之两种传统方法而言，对通货膨胀福利成本进行定量计算的方法能够给出一个经济体的最优通胀率，因而能够对政府的政策目标以及相应的货币政策提出更加准确、更加可行的政策建议。

通货膨胀福利分析是通过度量由于物价上升而给个人、家庭以及社会所带来的福利损失来认识通货膨胀的。由于通货膨胀的上升会改变个体和家庭的行为决策模式，因而通货膨胀会造成无谓的损失。通过计算通货膨胀福利成本，政府能够更加准确地得到经济体的最优通胀率并进而制定出更加可行的货币政策；但

[1] 具体来说，造成无法对中国产出缺口进行准确估计的主要原因有：（1）目前学术界对潜在产出的界定依然没有达成一致意见（郭庆旺、贾俊雪，2004）；因此，不同学者对产出缺口的估计可能会采用不同的标准。（2）学术界对于采用何种方法估计潜在产出也没有达成一致意见（谢平、罗雄，2002），并且已有的各种方法都存在不可克服的缺陷。一方面，诸如消除趋势法、增长率核算法等时间序列分析方法所考虑的因素较少，没有体现出潜在产出的供给层面（郭庆旺、贾俊雪，2004），并且消除趋势法十分不稳健，对拟合时期的选取十分敏感（谢平、罗雄，2002）；另一方面，生产函数法虽然能够克服时间序列分析方法的局限性，但是其对数据质量的要求比较高，必须得到充分就业下的资本和劳动力，而这些数据是无法从中国的统计数据库中获得的（郭庆旺、贾俊雪，2004）。

是，通货膨胀的福利成本通常是比较隐蔽的，因而也是难于计算的（陈彦斌、马莉莉，2007）。随着宏观经济学的发展，宏观经济学家对通货膨胀福利成本的理解逐渐加深；鉴于通货膨胀福利成本定量计算的复杂性，宏观经济学家已经发展出了许多定量计算的方法。[2]

Bailey（1956）所建立起来的消费者剩余法是学者们对通货膨胀福利成本进行定量分析所迈出的第一步。按照消费者剩余法，通货膨胀福利成本应当是货币需求的逆函数曲线下方的面积。利用这个定义，Bailey（1956）计算出了美国 6%名义利率下的通货膨胀福利成本约为 0.3%—1%的国民收入。虽然消费者剩余法与消费者剩余的概念保持一致，给通货膨胀福利成本的考察提供了一种便捷的途径；但是，消费者剩余法存在一个致命的缺陷，即其计算的前提是当名义利率改变时，货币需求曲线的位置保持不变；这就需要家庭实际余额的边际效用独立于其他商品的需求，因而消费者剩余法无法对通货膨胀福利成本做出准确的刻画（Laidler，1990）。[3]为了弥补这种方法的缺陷，许多从一般均衡角度进行研究的方法被陆续提出。其中，Cooley and Hansen（1989）通过构建一个含有 CIA（Cash-In-Advance）约束的单部门随机增长模型，最早将通货膨胀福利成本的定量考察融入到一个一般均衡模型之中。按照这个模型的计算，通货膨胀率为 10%时的福利成本为总产出的 0.38%。之后，由于 MIU（Money-In-Utility）模型在刻画个体货币持有动机上较之 CIA 模型有了一定的发展，因而 MIU 模型在通货膨胀福利成本的计算上越来越普及。[4]Lucas（2000）构建了一个 MIU 模型的一般均衡模型，其结果表明 10%水平下的通货膨胀率所对应的福利成本约为总消费的 1.3%。为了能够进一步理解通货膨胀，更多的学者进一步寻找能够刻画消费者货币持有动机的微观机制。譬如 McCallum and Goodfriend（1987）通过假设时间和货币共同为消费者提供交易服务，并且货币和时间之间是可以替代的，从更加微观的角度构建起了消费者的需求函数；而 Logos and Wright（2005）则从货币搜寻的角度构建一般均衡模型，计算结果表明 10%的通货膨胀相对于零通胀的福利成本约为消费水平的 3%至 5%。

尽管计算通货膨胀福利成本的方法已经比较健全，但是基于这些方法的传统研究都是在代表性个体模型框架下展开的。由于代表性个体模型框架假设家庭和

---

[2] 对各种定量研究通货膨胀福利成本的方法的总结可见于陈彦斌、马莉莉（2007）。

[3] 对于消费者剩余法所存在缺陷的数值解释，可见于İmrohoroğlu（1992）。

[4] CIA 模型中货币所发挥的唯一的功能只是交易媒介，消费者只是由于要发生交易才会持有货币；但在 MIU 模型中，货币直接进入了个体的效用函数中，这就使 MIU 模型能够从一个更加广义的角度理解货币所能够发挥的作用。

个体是同质的，家庭和个体具有相同的偏好和相同的通货膨胀预期，因而通货膨胀对模型中所有个体的影响将会是同质的；但是，现实经济生活中通货膨胀对不同个体的影响是不同的。Doepke and Schneider（2006a）和 Meh and Terajima（2008）分别利用美国和加拿大的微观数据考察了通货膨胀的财产再分配效应，计量结果表明，即使是温和的通货膨胀也会造成老年人的财产大量地向年轻人转移，政府收益和国外储蓄者的收益也会在通货膨胀中大幅缩减。基于此，越来越多的学者开始将通货膨胀的异质性纳入到模型的考察范围之内并取得了非常丰硕的成果。譬如，Erosa and Ventura（2002）在模型中引入贫困家庭和富有家庭等两类家庭以及现金交易和信用交易等两种交易方式；计算结果表明，富有家庭由于会更多地使用信用交易而遭受更少的通胀损失，贫困家庭所遭受的福利损失约为富有家庭的两倍。Cysne（2006）则在购物时间模型中引入不同生产率和不同交易效率的家庭，计算结果发现模型所产生的通货膨胀福利成本与传统的购物时间模型有很大的不同。Doepke and Schneider（2006b）和 Meh et al.（2010）则将现实生活中不同年龄、不同财产持有阶层的资产持有结构有所不同纳入模型考虑范围之内，考察了未预期的通货膨胀变化对不同群体所产生的不同影响。Algan et al.（2009）从劳动力供给角度考察了通货膨胀对宏观经济和不同财产持有群体所带来的影响，结果发现通货膨胀会促使财富由富人向穷人转移，从而促使富人增加劳动力供给，进而带动总体劳动力供给的增加和总产量的上升。

在当代中国社会中，贫富差距正在逐渐拉大并且已经成为了阻碍中国经济发展的重要因素（李实、魏众、B.古斯塔夫森，2000；李实、魏众、丁赛，2005；陈彦斌、霍震、陈军，2009）。在贫富差距逐渐拉大的过程中，不同财产持有群体的财产持有结构也存在很大差异（李实、魏众、丁赛，2005；陈彦斌，2008）；由于不同财产形式在通货膨胀的过程中存在收益率的不同，因而不同的财产持有结构使得不同财产持有群体对物价上涨的抵御能力会存在很大的差异，从而使得通货膨胀会影响整个社会的财产分布，造成不同财产持有群体在通货膨胀过程中的行为决策模式会有所差异，进而导致不同财产持有群体的福利损失会有所不同。因此，对于中国通货膨胀福利成本的研究，只有采用含有异质性个体的模型，才有可能全面地认识中国的通货膨胀并进而对政府的货币政策提出切实可行的政策建议。

与此同时，值得注意的一点是，对于仍处于发展中国家的中国而言，金融系统往往由于各种法规的限制而缺少丰富的金融产品（李俊青、韩其恒，2010），

因而中国的市场较之其他发达国家而言更加具有不完全性（李锐、李宁辉，2004；朱信凯、刘刚，2009；黄祖辉、刘西川、程恩江，2009）。市场不完全性的存在会在很大程度上影响通货膨胀对经济体所能够带来的影响（İmrohoroğlu，1992；Chiu and Molico，2008；Algan et al.，2009）；因此，为了能够更加准确地利用结构模型考察通货膨胀对中国经济所造成的影响，非常重要的一点是应当将市场不完全性纳入到模型的考虑范围之内。

为了能够利用一个包含市场不完全性和个体异质性的模型框架研究中国的通货膨胀，本文构建了一个 Bewley 模型。此类模型是由 Bewley（1983）首先建立起来的，然后经由 Huggett（1993）、Aiyagari（1994）以及 Krusell and Smith（1998）等逐步发展起来。在本文所构建的模型中，个体受到异质性的收入冲击；但保险市场不完全性的存在使得个体无法对收入风险进行完全的保险。为了实现消费的平滑，个体能够通过选择持有货币、资本或者通过劳动时间的选择来实现自我保险。由于个体所受到的冲击历史不同，其所持有的财产总量会存在很大的差异，进而其所持有的财产组合也会有所不同。由于不同形式的财产持有受到通货膨胀的影响是不同的，因而不同个体受到通货膨胀的影响也会存在很大的不同；这样的话，模型就内生出了通货膨胀的异质性影响。更进一步，由于不同通货膨胀水平下个体的资本持有会有所不同，同时其所选择的工作时间也会发生变化，从而造成整个经济中的总资本供给和总劳动力供给会随通货膨胀水平的不同而发生变化，这就意味着模型经济的总生产会受到通货膨胀水平的影响，因而本文中的模型直接建立起了通货膨胀影响经济总产出的具体机制。利用这样一个一般均衡模型，本文详细考察了通货膨胀对不同财产持有群体的不同影响，从而较之传统研究更加细致地刻画了中国通货膨胀的福利成本。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分详细描述了本文的构建过程，第三部分则是本文模型的参数校准部分；在第四部分中，本文给出了模型的主要运行结果，并重点考察了通货膨胀的福利成本；第五部分是本文的结论部分，在总结本文主要结论的基础之上，本文就一些发展方向提出自己的见解。

二、模型描述

为了能够初步考察中国的通货膨胀福利成本及通货膨胀对不同财产阶层产生的福利损失，本文按照İmrohoroğlu and Prescott（1991）、İmrohoroğlu（1992）和 Algan and Ragot（2010）的思想，构建了一个含有个体异质性风险和借贷约束

的 Bewley 模型。但是，本文所构建的模型与İmrohoroğlu and Prescott（1991）和İmrohoroğlu（1992）中的模型有显著的不同：（ⅰ）İmrohoroğlu and Prescott（1991）和İmrohoroğlu（1992）的模型经济事实上是一个禀赋经济，经济中没有生产部门，因而也就无法考察通货膨胀对产出的影响；本文在其研究的基础上添加了生产部门，因而将通货膨胀影响总产出，并进而影响到每个居民消费决策的内在机制内含到了模型之中。[5]（ⅱ）İmrohoroğlu and Prescott（1991）和İmrohoroğlu（1992）仅仅考察了货币作为预防性储蓄的功能；而本文按照 Sidrauski（1967）的建模思路，构建了一个内含货币效用（MIU）的模型，所以事实上将货币的交易媒介和消费平滑功能都纳入到了模型经济中。（ⅲ）与İmrohoroğlu and Prescott（1991）和İmrohoroğlu（1992）另外的一点不同是，本文将闲暇纳入到了效用函数中，这样的话，闲暇的选择就成为了一种能够抵御各种风险冲击的方式了（Heathcote et al. 2009）。（ⅳ）İmrohoroğlu and Prescott（1991）和İmrohoroğlu（1992）中仅有货币一种资产，而本文的模型经济中除了货币之外，还存在生产资本。从总体结构上来看，本文除了政府政策安排外，模型的其他结构都与 Algan and Ragot（2010）的模型经济非常相似，但是本文的研究目的与其有所不同。[6]

（一）家庭问题

该模型经济由标准化为 1 的连续家庭组成，各个家庭均是无限期存活，且其单期效用函数形式都是一致的。其单期效用函数主要来自于消费、闲暇以及所持有的实际货币；但是每个家庭在生产效率、实际货币持有量和所持有的生产资本数量上是异质的。因此，可以假设家庭决策的目标函数为：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U\left(c_t, \tilde{m}_t / p_t, l_t\right) \tag{1}$$

其中$0<\beta<1$表示家庭主观贴现因子；E_0表示家庭建立在第 0 期信息基础上的预期，c_t、l_t和$\tilde{m}_t/p_t$分别表示家庭在第t期的消费水平、工作时间以及所持有的实际货币水平；而函数$U(\cdot)$表示单期效用函数形式，其对于函数中的各个变量均为连续可导的。

为了使效用函数在满足效用函数普遍性质的同时能够与均衡增长保持一致，同时为了简化计算通货膨胀福利成本的难度，本文结合 Castañeda et al.（2003）and

[5] 在研究通货膨胀福利成本过程中，应当将通货膨胀与总产出之间的关系包含到模型之中，这是非常重要的，对其相关的论述可见于 Gomme（1993）；已有大量文献探讨了通货膨胀与总产出之间的关系，Temple（2000）对相关文献给出了一个很好的文献综述。

[6] Algan and Ragot（2009）所要考察的是通货膨胀对经济中总体资本积累的影响，而本文的研究目的则是考察通货膨胀的福利成本，其中也将通货膨胀影响经济中总体资本的积累并进而影响总产出这种机制纳入到了本文的考察范围之内。

Lucas（2000）中单期效用函数的设定思想，将t期个体的效用表达为：

$$U\left(c_t,\tilde{m}_t/p_t,l_t\right)=\begin{cases}\left\{\left[c^{\eta}\left(\tilde{m}_t/p_t\right)^{1-\eta}\right]^{1-\sigma}-1\right\}\Big/\left(1-\sigma\right)+\chi\left(1-l\right)^{1-\phi}\Big/\left(1-\phi\right), & \sigma\neq 1\\ \eta\ln c+\left(1-\eta\right)\ln\left(\tilde{m}_t/p_t\right)+\chi\left(1-l\right)^{1-\phi}\Big/\left(1-\phi\right), & \sigma=1\end{cases} \quad (2)$$

其中，σ是常相对风险规避系数；η和χ消费和闲暇的权重参数，而$\phi\left(\phi\neq 1\right)$表示闲暇在效用函数中的曲率。

从（2）式中可以看出，该效用函数对于消费、实际持有货币余额和闲暇等各元素均满足均满足一阶导数大于 0，二阶导数小于 0，说明该效用函数满足边际效用递减原理。

（二）生产问题

假设市场是完全竞争的，同时市场的生产技术是由 Cobb-Douglas 生产函数给出；因此，完全可以将整个市场生产看成是一个大型的工厂。简记第t期社会总体资本为K_t，而社会总劳动力为L_t，则第t期整个社会的总生产为可以表示为：

$$Y_t=A\left(K_t\right)^{\alpha}\left(L_t\right)^{1-\alpha} \quad (3)$$

在市场是完全竞争的情况下，资本和劳动的价格由其边际产出给出；故模型经济中劳动力的收益率和生产资本的收益率可以分别表示为：

$$w_t=\left(1-\alpha\right)A\left(K_t\right)^{\alpha}\left(L_t\right)^{-\alpha} \quad (4)$$

和

$$r_t=\alpha A\left(K_t\right)^{\alpha-1}\left(L_t\right)^{1-\alpha} \quad (5)$$

（三）外生冲击

该模型经济不包含总体经济波动，但是个体会面临异质性的工作效率冲击。本文假设个体工作效率的对数服从一阶自回归（AR（1））过程；若假设个体在t期的工作效率为ε_t，则其运行方程为：

$$\ln\varepsilon_t=\rho\ln\varepsilon_{t-1}+v_t,\ v_t \quad N\left(0,\sigma_{\varepsilon}^2\right) \quad (6)$$

其中，v_t表示个体工作效率在t期所受到的一个随机性冲击，其满足期望为 0，方差为σ_{ε}^2的正态分布。

在已知个体工作效率的运行方程的情况下，就可以采用 Tauchen（1986）的方法进行离散化，并求解出其转移概率矩阵$\mathbf{P}^{\varepsilon}$和稳定分布。

（四）政府问题

依据已有文献的研究成果来看，政府不同的财政政策和货币政策往往会对通货膨胀的福利成本产生非常重要的影响；但是，政府财政政策和货币政策对通货膨胀福利成本的影响不是本文关注的核心，所以本文在模型经济中极大地简化了政府的职能。[7]

按照 Freeman, Henriksen and Kydland（2010）和 Henriksen and Kydland（2010）的模型中对政府职能的简化方法，本文假设政府在模型经济中仅仅控制着货币的发行。模型经济中货币存量的运行法则能够表示为：

$$\tilde{M}_t = (1+\mu)\tilde{M}_{t-1} \tag{7}$$

其中，$\tilde{M}_t$ 表示模型经济中的第 t 期总体名义货币存量，而 μ 则表示模型经济中名义货币存量的增长速度。

政府在印刷和发行货币的过程中往往获得了收益。为了尽量防止政府不同财政政策对于模型分析结果的影响，本文简单地假设政府将从发行货币中所得到的收益平均的分配给模型经济中的每个家庭。既然模型经济中每个家庭的数量被标准化为 1 了，故每个家庭所得到的转移支付数量即是政府所能获得的总收益。假设在 t 期时每个家庭从政府中获得的名义转移支付数量为 $\tilde{\chi}_t$，则政府的预算约束平衡等式应当为：

$$\tilde{\chi}_t = \mu\tilde{M}_{t-1} \tag{8}$$

（五）市场制度安排

该模型经济所表示的是一个不完全市场的经济。由于保险市场不完全，家庭无法从市场中获得完全保险；但是个体能够通过持有货币或者生产资本以及调整工作时间从而达到抵御各种风险冲击、平滑消费的目的。本文假设部分的借贷活动以家庭生产资本的形式进行，同时模型经济中的家庭所持有的名义货币量是非负的。按照 Aiyagari（1994）的理论，为了保证市场运行是不完全的，家庭所持有的生产资本下限应当不低于由 Inada 条件推导出来的自然借贷约束。与此同时，按照 Huggett（1993）和 Aiyagari（1994）推导，只要生产资本的净收益低于家庭的时间偏好率，则家庭的生产资本持有就不会趋于无限，而是存在一个资本持有的上限；另一方面，货币由于受到通货膨胀的影响，其在长期内是贬值的，所以个体所持有的实际货币也是存在上限的。综合来看，家庭所持有的实际财产总量必定是存在上限的。

[7] 对于政府货币政策对通货膨胀福利成本影响的讨论，可见于 Meh et al.（2008）；而对于财政政策对通货膨胀福利成本影响的讨论可见于 Gomme（2008）。

（六）贝尔曼方程

在上述假设前提下，家庭收入来源主要分为三部分：工资性收入、资本性收入和来自政府的转移支付；家庭的支出主要分为两部分：消费和储蓄，其中政府的储蓄能够以生产资本和货币两种形式进行。

假设家庭在t期期初所持有的生产资本存量为a_t，所持有的名义货币存量为m_{t-1}，生产资本的折旧率为δ；t期商品的价格为p_t。

则t期家庭的预算约束方程能够表达为：

$$p_t c_t + p_t a_{t+1} + \tilde{m}_t = \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\chi}_t + p_t w_t l_t \varepsilon_t + p_t \left(1 + r - \delta\right) a_t \tag{9}$$

将（7）式中的政府预算约束平衡代入（8）式中。与此同时，将t期个体家庭所持有的实际货币存量和模型经济中实际总体货币存量分别记为m_t和M_t，并且假设t期模型经济中的通货膨胀率为π_t，则可以将（1）式中家庭的预算约束方程改写为：

$$c_t + a_{t+1} + m_t = \left(m_{t-1} + \mu M_{t-1}\right) / \left(1 + \pi_t\right) + w_t l_t \varepsilon_t + \left(1 + r_t - \delta\right) a_t \tag{10}$$

从（9）式的预算约束方程可以看出，个体的储蓄是以货币余额和生产资本两种形式持有的，但是一旦进入到下一期期初之后，以何种形式持有自己的资产对下一期的决策不会产生任何的影响；因此，为了降低模型计算中的状态变量，本文简记个体在t期期初的财产为：

$$q_t = m_{t-1} / \left(1 + \pi_t\right) + \left(1 + r_t - \delta\right) a_t \tag{11}$$

由于该模型经济中不含总体波动，所以在稳定状态下，整个经济个体状态的联合分布应该是稳定的，即该联合分布是不随时间变化的。因此，可以直接假设稳定状态下的家庭的财产持有量和家庭工作效率的联合分布为$\lambda\left(q, \varepsilon\right)$。同时，在已知整个模型经济的联合分布的条件下，同时也就能够得出整个经济的社会总劳动力、社会总体生产资本以及家庭总体实际货币持有量。由这些分析可知，构成家庭决策函数的状态变量主要有家庭财产持有量和家庭工作效率；而家庭在各期所处的状态上决定其最优消费、最优生产资本持有量和最优实际货币持有量以及在市场上的工作时间。假设家庭的最优值函数为V，则家庭动态最优化的Bellman方程形式为：

$$V\left(q, \varepsilon\right) = \max_{c, a', m', l} \left\{ U\left(c, m', l\right) + \beta E\left[V\left(q', \varepsilon'\right) \mid \left(q, \varepsilon\right) \right] \right\} \tag{12}$$

$$s.t. \quad c + a' + m' = q + \mu M / \left(1 + \pi\right) + wl\varepsilon \tag{13}$$

$$q' = m' / \left(1 + \pi\right) + \left(1 + r - \delta\right) a' \tag{14}$$

$$m' > 0$$

$$a' \in \left[\underline{a}, \overline{a}\right] \tag{15}$$

其中，$\underline{a}$和$\overline{a}$分别表示家庭生产资本持有的下限和上限，a'和m'表示家庭在下期期初所实际持有的生产资本存量和货币资本存量。家庭求解这个动态规划问题，得到了一组建立在当期状态空间上的政策函数，可以进一步将个体的最优政策函数表达为$\{c(q,\varepsilon),a'(q,\varepsilon),m'(q,\varepsilon),l(q,\varepsilon)\}$。

（七）递归竞争性均衡

该经济的递归竞争性均衡由家庭的最优值函数$V(q,\varepsilon)$、家庭的最优政策函数$\{c(q,\varepsilon),a'(q,\varepsilon),m'(q,\varepsilon),l(q,\varepsilon)\}$、个体状态构成的稳定的联合分布$\lambda(q,\varepsilon)$、资本和劳动力的要素的价格$\{r,w\}$以及模型经济中的宏观经济变量$\{K,L,M,\pi\}$共同构成。这些部分必须满足的条件为：

（ i ）模型经济中的总体劳动力、总体资本和总体实际货币持有量是通过加总家庭决策行为得到的，即有：

$$K=\int ad\lambda \tag{16}$$

和

$$L=\int l\varepsilon d\lambda \tag{17}$$

以及

$$M=\int md\lambda \tag{18}$$

值得注意的是，（17）式同时是劳动力市场出清的条件，而（18）式则保证了货币市场是出清的。

（ ii ）在给定个体状态组成的稳定联合分布$\lambda(q,\varepsilon)$、总体资本K、总体劳动力L、总体实际货币M以及劳动力价格w和资本价格r的情况下，个体求解规划问题（3）。

（iii）产品市场得以出清，即

$$\int c(q,\varepsilon)d\lambda(q,\varepsilon)=K^{\alpha}(AL)^{1-\alpha}+(1-\delta)K \tag{19}$$

（iv）政府预算约束平衡得以满足，即（7）式中的等式应当是成立的。

（ v ）个体状态组成的联合分布$\lambda(q,\varepsilon)$稳定的，并且其运行方程为：

$$\lambda(q^0,\varepsilon^0)=\int_{q^0,\varepsilon^0}\left(\int_{Q,\Im}\left(1(a'=a'(q,\varepsilon))\cdot 1(m'=m'(q,\varepsilon))\cdot \mathbf{P}^{\varepsilon}(\varepsilon'|\varepsilon)\right)d\lambda\right)dq'd\varepsilon' \tag{20}$$

其中，函数$1(\cdot)$为示性函数，当自变量为真的时候，该示性函数取值为 1，否则为 0。 $\mathbf{P}^{\varepsilon}(\varepsilon'|\varepsilon)$表示个体由当期工作效率为$\varepsilon$转移到下期工作效率为$\varepsilon'$的概率。$Q$为家庭财产持有$q$以及$q'$的取值空间，而$\Im$为个体工作效率$\varepsilon$以及$\varepsilon'$的取值空间。同时，为了保证家庭的财产持有空间和工作效率不会随着时间变化而发生改

变，等式（20）应当在对于取值空间内的任意一点$\left(q^0,\varepsilon^0\right)\in Q\times\Im$均是成立的。

由于该递归竞争性均衡是稳定的，均衡状态下的联合分布是不随时间变化的，而由总体货币运行方程（6）式可知，经济中的总体运行方程是以一定的增长速度增长的；因此，在均衡状态下，经济中的货币增长速度与通货膨胀率应当是一致的，即$\pi=\mu$。

8. 最优化一阶条件

利用动态规划的方法能够求解出本文的一阶条件为：

$$c^{\eta(1-\sigma)-1}\left(m'\right)^{(1-\eta)(1-\sigma)}\geq\beta E\left[\left(1+r-\delta\right)\left(c'\right)^{\eta(1-\sigma)-1}\left(m''\right)^{(1-\eta)(1-\sigma)}\right] \tag{21.a}$$

$$\begin{aligned}\eta c^{\eta(1-\sigma)-1}\left(m'\right)^{(1-\eta)(1-\sigma)}-\left(1-\eta\right)c^{\eta(1-\sigma)}\left(m'\right)^{(1-\eta)(1-\sigma)-1}\\ =\beta E\left[\frac{1}{1+\pi}\eta\left(c'\right)^{\eta(1-\sigma)-1}\left(m''\right)^{(1-\eta)(1-\sigma)}\right]\end{aligned} \tag{21.b}$$

$$\chi\left(1-l\right)^{-\phi}=\eta c^{\eta(1-\sigma)-1}\left(m'\right)^{(1-\eta)(1-\sigma)}w\varepsilon \tag{21.c}$$

同时，一阶条件中也包括了个体的预算约束，即（13）式。

在模型一阶条件的表达式中，（21.a）式表示的是个体生产资本持有的欧拉方程，其中右侧表示的是个体持有生产资本的边际成本，而左侧表示的是个体生产资本持有的边际收益。（21.b）式表示的是个体持有货币的欧拉方程，左侧同样反映了个体持有货币的边际成本，而右侧则是个体持有货币的边际收益。（21.c）式反映了个体劳动选择的一阶条件，当且仅当个体的劳动时间满足$l\in\left[0,1\right]$的时候，等式（21.c）才会成立；否则的话，个体劳动时间将选择角点解，而个体的最优决策则由（21.a）、（21.b）和（13）式表示。

三、参数校准

为了对本文模型进行计算，需要首先给定一系列的参数。具体来说，需要事先给定的参数主要包括：主观贴现因子β、相对风险规避系数σ、权重参数χ和η、闲暇在效用函数中的曲率ϕ、折旧率δ、资本产出弹性α以及总体技术进步A。同时还需要计算反映个体工作效率运行过程的相关系数ρ和标准差σ_ε以及个体各种财产持有形式的上界和下界。本文在具体的校准过程中，首先将总体技术进步标准化为 1；而对于其他的参数，则参考其他的研究成果，利用中国的现实宏观数据，使得模型所产生的数据能够基本符合中国宏观经济的基本状况。具体来说，模型所产生的结果需要拟合的现实数据主要包括财产分布状况和收入分布状况、我国的资本产出比和货币产出比以及个体的平均劳动时间。在具体的校准过程中，考虑到关于中国财产分布的数据较少，采用月度或者季度数据进行

参数校准不大合适；因此，本文校准的期限设定为一年。同时在校准的时候，通货膨胀率被事先假定为 3%，这个通货膨胀水平正好对应于中国 1995 至 2007 年通货膨胀水平的平均值。[8]所有参数的校准结果可见于表 1。

表 1 参数校准结果

	参数	参数校准值
偏好参数：		
相对风险规避系数	σ	1.5
消费的权重参数	η	0.98
闲暇的权重参数	χ	1.35
闲暇在效用函数中的曲率	ϕ	1.5
主观贴现因子	β	0.86
工作效率运行过程：		
相关系数	ρ	0.98
标准差	σ_{ε}	0.254
技术参数：		
技术进步	A	1
资本产出弹性	α	0.45
折旧率	δ	0.052
财产持有范围：		
生产资本下界	$\underline{a}$	0
生产资本上界	$\overline{a}$	25
货币持有的下限		0.001
货币持有的上限		5

（一）偏好参数的确定

相对风险规避系数依据已有的研究成果直接给定的，而其他的所有参数都是利用校准的方法确定的。具体来说，按照陈彦斌、霍震、陈军（2009）的研究成果，本文将相对风险规避系数确定为 1.5，这与国际相关文献研究中的选取是一致的。

对于主观贴现因子 β 的确定，本文利用中国的资本产出比进行确定。由于中国缺少资本存量的相关数据，因而只有通过估计资本存量才能获得中国资本产出比；为此，本文采用 Wang and Yao（2003）以及刘丹鹤、唐诗磊、李杜（2009）的估计方法，估计出了中国 1978 年至 2007 年的资本存量数据；同时利用经过 GDP 平减指数处理后的实际 GDP 数据作为总产出的衡量指标。依此得出我国的资本产出比约 2.45。与本文模型中的参数相对应的是，为了能够产生出如此高的资本产出比，模型中的主观贴现因子就应当要比较低，具体取值为 0.86。

[8] 数据来源于中经网统计数据库，其中通货膨胀率由居民消费价格指数的增长率进行刻画。

对于消费的权重参数η,本文利用中国的货币产出比进行确定的。依据中经网统计数据库中的相关数据，可以估算出中国在 1990 年至 2009 年间，M0 占总产出的比重的均值约为 13.7%。为了能够得到这样一个资本产出比，模型经济中个体的消费权重参数η应为 0.98。

偏好参数中依然有闲暇的权重参数χ以及闲暇的曲率ϕ两个参数没有给出校准值。由于中国关于个体劳动和闲暇选择的微观研究依然严重不足，所以难以利用中国的数据进行估计。结合本文模型中效用函数的形式以及 Castañeda et al.（2003）给出的对模型参数的估计，本文选取两个参数使得个体的平均劳动时间正好是劳动禀赋的 1/3。经过尝试，最终将闲暇的权重参数χ确定为 1.35，而闲暇的曲率ϕ正好等于常相对风险规避系数，即正好等于 1.5。这一估计结果与 Castañeda et al.（2003）的估计结果虽然有所不同，但所有的参数估计值都是大于 1 的。

（二）工作效率运行方程的确定

国内从微观方面研究中国个体工作效率的相关文献非常少，试图描述个体工作效率运行方程的文章则更加稀少。为了克服相关经验研究不足的问题，本文采用校准的方法估计出个体工作效率的运行方程。相关系数和标准差的选取应当使得模型所产生出的财产分布和工资收入分布在总体上与现实数据相符合。按照 2005 年和 2007 年奥尔多投资数据库中的调查数据可知，中国的财产分布基尼系数应当在 0.56 至 0.58 之间，为此本文将财产分布基尼系数的校准目标设定为 0.57。同时，依据奥尔多调查数据调查，中国工资收入分布的基尼系数应当在 0.42 至 0.45 之间，为此本文将工资收入的基尼系数设定为 0.435，并将其作为本文模型参数校准的一个目标。依据这两个目标值，能够得到个体工作效率运行过程中的相关系数为 0.98，对应的标准差为 0.254；这一校准结果与 Chen et al.（2010）的估计结果是一致的。

估计出来了个体工作效率的运行方程之后，利用 Tauchen（1986）方法，能够将连续过程转化为离散过程。在利用这一方法的转化过程中，离散的宽度设为 1，而离散的格点数则设为 5。

（三）技术参数的确定

在技术进步参数被标准化的情况下，模型的生产技术参数中依然有折旧率和资本产出弹性两个待估参数。依据陈彦斌、霍震、陈军（2009）对相关文献的梳

理可知，由于受到资本数据可获得性的限制，不同学者对于资本产出弹性的估计是有很大的差异的。遵照陈彦斌、霍震、陈军（2009）的思想，本文将资本产出弹性首先确定为 0.45。考虑到不同学者对资本产出弹性的估计值相差很大，本文在稳健型分析中会对资本产出弹性对通货膨胀福利成本的影响进行衡量。

对于折旧率的确定，本文沿袭了陈彦斌、霍震、陈军（2009）所采用的方法，利用 Chow and Li（2002）的数据的数据，将各年的折旧率平均，得到中国资本的折旧率为 0.052。

（四）财产持有形式范围的确定

对于个体所持有的生产资本，其范围应当满足两个条件：第一，为了保证本文构建的模型属于不完全市场，个体所持有的生产资本的下限应当高于自然借贷约束，使个体能够受到借贷约束的限制；第二，个体生产资本持有空间上限的选取应当使得每个个体所持有的生产资本均都在这个上限之内。为了更加精确的计算通货膨胀福利成本，当模型在不同通货膨胀率水平下运行的时候，个体所持有财产的空间范围应当保持不变；因此，在进行校准的过程中，个体所持有生产资本的上限应当偏高。经过反复运行程序试验，本文最终将生产资本的上限确定为 25；同时为了简化模型，本文直接假设个体无法进行接待，这意味着个体生产资本持有的下限应当为 0。

对于个体所持有货币，一方面，本文所采用的单期效用函数形式意味着个体所持有的货币应当大于 0；但另一方面，货币产出比较低又使得我们应当将个体货币持有的范围应当比较低。为此，本文将个体货币持有的下限确定为 0.001，而个体货币持有的上限则确定为 5。

由于个体持有的总财富进入了个体的状态变量中，因而个体所持有的总财富空间范围的确定对于模型的求解也是非常重要的。由于总财富是由个体所持有的货币持有和生产资本持有确定的，因而总财富范围的确定最好应当与货币持有空间范围和生产资本持有范围直接挂钩；但如果直接采用（14）式进行确定的话，则范围的确定会由于利率的不同而不断发生变化，这会增加求解的难度。为此，本文假设个体所持有总财富的下限为货币持有下限和生产资本持有下限的和，而个体所持有总财富的上限则依据不断调试的结果，最终将总财富的上限确定为货币持有的上限与 0.9 倍的生产资本持有上限的和。

四、模型的估计结果

依照附录 1 中所给出的算法，利用 Matlab 程序，本文对文中所构建的一般均衡模型进行了计算，得到了个体的最优决策函数、宏观指标以及通货膨胀的福利成本。本部分主要分为两部分：第一部分是介绍在 3%的通货膨胀率的情况下模型所产生结果的一些主要特征，从而比较模型的校准结果与现实数据的拟合程度；第二部分则汇报模型对通货膨胀福利成本的估计结果。

（一）基准模型的数值性质

作为文章分析的起点，本文首先考察基准模型中参数的赋值是否合理，为此需要考察模型经济能够在多大程度上拟合中国宏观现实经济。表 2 给出了模型所产生的宏观经济指标以及相应的目标参数值。

表 2　模型与现实宏观经济指标比较

宏观经济指标	模型产生值	目标值
资本产出比	2.5343	2.45
货币产出比	13.51%	13.7%
工作时间占劳动禀赋比例	32.51%	33%
工资收入基尼系数	0.4394	0.435

注：中国资本的数据依据 Wang and Yao（2003）给出的方法以及 1978 年的初始资本存量进行估计；现实中的工作时间占劳动禀赋比例的确定于中国八小时工作制相符合；工资收入 Gini 系数的估计则来自于奥尔多投资调查数据。

从表 2 的结果中可以看出，模型所产生的宏观经济指标与现实数据非常接近。具体来说，基准模型经济所产生的资本产出比为 2.53，与中国现实数据非常吻合。模型所产生的资本产出比稍高于目标值，但仅仅高出了 0.08，因而依然在可接受的范围之内。模型所产生的货币产出比和工作时间占劳动禀赋的比例都低于现实中的目标值，但是相差都不是很大，其中工作时间占劳动力禀赋的比例仅仅相差 0.49 个百分点，而货币产出比与目标值差距更小，仅仅相差 0.19 个百分点。工资收入 Gini 系数也与目标参数值拟合得非常好。

同时，作为一个异质性个体模型而言，首先应当确保该模型能够在一定程度上拟合现实经济中的财产分布状况（Krusell and Smith，1997），为此，在对通货膨胀进行福利分析之前，必须考察基准模型经济所产生的财产分布状况是否与中国现实经济较为吻合。基准模型经济与中国现实经济中的财产分布状况可见于表 3，其中，现实经济中财产分布的基尼系数是参数校准过程中所选取的一个目标值，而各个不同财产持有群体所持有的财产比例则没有被选为目标值。

表 3　模型所产生的财产分布与现实数据的比较

	基尼系数	最富 1%	最富 5%	最富 10%	最富 20% 至 30%	最富 30% 至 40%	最穷 40%

现实数据	2005年	0.56	8.62%	25.88%	39.21%	30.84%	18.25%	7.62%
	2007年	0.58	8.74%	23.32%	36.79%	34.39%	16.94%	4.67%
模型数据		0.5759	3.87%	17.52%	32.42%	40.86%	19.22%	3.16%

注：现实数据来自于奥尔多投资调查中心的调查数据，数据的整理结果可见于陈彦斌、霍震、陈军（2009）。

从表 3 中所罗列的结果中可以看出，模型所产生的财产分布大体上与中国财产分布的具体状况是相一致的。从基尼系数来看，在参数校准过程中，依据调查数据的计算结果，本文将基尼系数的目标值设定为 0.57，而基准模型经济所产生的基尼系数为 0.5759，这个值非常接近所选取的目标值，并且正好处于 2005 年和 2007 年依据调查数据所计算出的基尼系数之间，与现实经济比较吻合。从模型经济所产生的不同财产持有群体的财产持有比例来看，虽然模型经济中最富 1%和最富 5%个体所持有的财产比例较之现实经济而言偏低，但模型经济所产生的最富 10%、最富 20%至 30%以及最富 40%个体的财产持有比例与现实经济中的数据是非常吻合的。考虑到本文在模型的构建过程中并没有采用一些特殊机制来增加富人的财产持有比例，[9]同时也没有将不同群体的财产持有比例看成参数校准过程中的矩条件，基准模型经济所产生的财产分布从总体上来看与现实经济是比较吻合的。这说明，能够利用本文所设定的模型研究通货膨胀的福利成本，尤其是通货膨胀对不同群体的不同福利成本。

（二）通货膨胀福利成本的分析

依据附录 2 中所给出的计算方法，本文能够计算出通货膨胀的福利成本以及不同财产持有群体的不同福利损失。

首先从总体上来看通货膨胀给整个社会所带来的福利损失。表 4 给出了模型所计算出的社会平均通货膨胀福利成本。

表 4　平均通货膨胀福利成本（%）

通货膨胀率	0	1%	2%	3%	5%	7%	8%	10%
福利成本	0	-0.46	0.83	4.19	5.2	5.44	6.47	6.15

从表 4 所罗列的通货膨胀福利成本的计算结果中可知，从平均来说，通货膨胀给中国所带来的福利成本是比较高的。具体来看，在 2%的通货膨胀水平下，通货膨胀所带来的福利损失约占总消费的 0.83 个百分点，在 4%的通货膨胀水平下，通货膨胀福利成本进一步上升到了总消费的 2.37%。当通货膨胀率达到 10%的时候，通货膨胀所带来的而福利损失达到了消费的 6.15%，这一结果说明通货膨胀对我国所造成的福利损失是十分巨大的。同时，由表 4 中的结果可以进一步

[9] 对于已有研究中增加模型经济中富人财产持有比例的主要机制的讨论可见于 Cagetti and De Nardi（2008）。

看出，我国制定通货膨胀的时候，应当允许一定通货膨胀的存在。计算结果表明，在 1%的通货膨胀水平下，通货膨胀对总体经济并没有带来福利损失，反而带来了福利收益，其收益占总消费的 0.46 个百分点；因此，从这个角度来看，我国的最优通货膨胀水平应当高于 1%，同时低于 2%，这一研究结果与 Bewley（1983）中的结论是一致的，即在不完全市场中，按照弗里德曼规则制定出来的最优通货膨胀水平可能不再是一个经济体的最优通胀率了。[10]考虑到在现实生活中不完全市场确实存在，并且不完全市场的存在使得个体不能通过保险市场实现消费在不同时间段的平滑，因而不同个体之间的边际替代率会存在很大的不同；而完全市场下的模型则简单地假设不同个体之间的边际替代率是完全相同的（李俊青、韩其恒，2010）。因此，有理由相信，利用含有不完全市场和异质性的 Bewley 模型进行通货膨胀福利成本的测算将更加适合中国的实际情况。

为了能够对通货膨胀给中国经济所带来的福利成本有一个更加直观的理解，可以利用所计算出的通货膨胀福利成本以及中国现实中的消费和生产数据，得到通货膨胀福利成本的货币表达，具体计算结果可见于表 5。

表 5　2000-2009 年中国通货膨胀福利成本

年份	实际消费（亿元）	通货膨胀率（%）	通货膨胀福利成本（占消费比例，%）	通货膨胀福利成本（占 GDP 比例，%）	通货膨胀福利成本的数额（亿元）
2000	39105.70	0.4	-0.2780	-0.1096	-108.7091
2001	42756.11	0.7	-0.4233	-0.1662	-180.9749
2002	48524.09	-0.8	0.4099	0.1640	198.8875
2003	51893.58	1.2	-0.4000	-0.1547	-207.5774
2004	57267.56	3.9	5.4656	2.0341	3129.9906
2005	65988.80	1.8	0.3450	0.1253	227.6554
2006	75280.79	1.5	-0.1470	-0.0519	-110.6951
2007	85124.05	4.8	5.2902	1.7755	4503.2287
2008	102443.53	5.9	5.0053	1.7291	5127.5767
2009	133613.70	-0.7	0.3926	0.1553	524.5081

注：数据来源于中经网统计数据库，消费由社会零售总额代替，GDP 和消费经过居民消费价格指数调整，基期为 2000 年。历年的通货膨胀福利成本占消费的比例通过计算结果，利用三次样条插值得到。

表 5 反映了中国通货膨胀在进入新世纪以来的变化情况：在 2006 年以前，在中国政府相关政策的作用下，通货膨胀一直低位运行。自 2006 年以后，中国的通货膨胀水平有了急遽的上升，并保持增长，这一增长趋势直到次贷危机的发

[10] 弗里德曼规则认为，在一个货币经济中，为了保证完全竞争的均衡能够达到资源配置的有效性，此时通货膨胀所造成的扭曲最小；因此，最优通货膨胀率应当是使得名义利率等于零时的通货膨胀水平。按照这一规则，由于实际利率均是为正的，所以名义利率为零意味着经济中的通货膨胀水平应当是为负的。

生才得以被打破。纵观新世纪的整个 10 年，中国并没有发生恶性通货膨胀，即使在 2008 年，通货膨胀水平达到顶峰状态也仅有 5.9%。但是，通货膨胀所产生的福利成本是比较大的。2007 年的通货膨胀从总体上所产生的福利成本占到了社会零售总额的 5.3%，绝对数额高达 4500 多亿元。2008 年的通货膨胀所产生的福利成本也达到了社会总消费的 5%以及国内生产总值的 1.73%，绝对数额则超过了 2007 年，高达 5127 亿元。因此，国家有关缓和通货膨胀的政策措施是十分必要的。同时，从表 5 的计算结果中也可以看出，本文对中国通货膨胀福利成本所给出的答案与其他完全市场条件模型的计算结果存在很大的差异；本文的计算结果表明，当通货膨胀水平非常低的时候，通货膨胀是有利于经济发展的，一个经济体并不一定要按照弗里德曼规则所说的采取一个负的通货膨胀水平。因此，市场不完全性的存在会在很大程度上影响通货膨胀对经济体的作用，因而在考察通货膨胀的过程中应当尽可能地将市场不完全性纳入考虑范围。

但是，合理的政策应当全面综合地考虑到该项政策对不同群体的不同影响，对货币政策的制定和评价同样应当遵循相同的思路；因此，对于通货膨胀对不同群体的不同影响的考察就显得十分的重要了。表 6 给出了通货膨胀对不同财产持有群体所带来的不同福利成本。

表 6　通货膨胀福利成本（%）

通货膨胀率	1%	2%	3%	5%	7%	8%	10%
最穷 1%	0.12	-0.72	-0.45	-0.62	-0.25	0.84	1.08
最穷 5%	0.09	-0.56	-0.30	-0.45	-0.10	1.04	1.29
最穷 10%	-1.19	0.43	1.85	1.72	2.11	3.24	3.47
最穷 20%	-1.50	0.73	0.68	2.87	4.50	4.41	2.17
最穷 30%	-2.40	0.40	1.28	4.32	5.10	6.17	4.56
最富 1%	0.77	-0.66	0.07	-0.70	1.48	1.02	2.90
最富 5%	3.14	1.23	3.32	1.81	2.67	2.18	1.71
最富 10%	2.96	0.43	2.45	0.88	2.84	1.41	1.96
最富 20%	1.16	0.04	2.65	0.74	1.85	1.12	2.37
最富 30%	1.61	0.52	4.61	2.21	3.01	3.02	3.60

从表 6 中所罗列出来的结果可知，通货膨胀对不同群体所造成的福利影响是存在很大差异的。譬如说，当通货膨胀率较低的时候，通货膨胀往往会使最穷 1%和最穷 5%的群体获益，而经济中的大多数的个体则遭受了巨大的福利损失；因此，即使所制定的货币政策使得经济实现较为温和的通货膨胀水平，政府也应当仔细地权衡通货膨胀对穷人、中产阶层以及富人所造成的福利影响。

评价通货膨胀所造成的福利成本，非常重要的一个指标就是看通货膨胀对总

体经济的财产分布状况所造成的影响。依据模型的计算结果，在不同通货膨胀水平下的财产分布状况可见于表 7 和图 3 中。

表 7　通货膨胀与财产分布

通货膨胀率	0	1%	2%	3%	5%	7%	8%	10%
财产分布基尼系数	0.563	0.558	0.567	0.576	0.582	0.581	0.585	0.585
最穷：								
1%	0.007	0.007	0.005	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005
5%	0.036	0.036	0.027	0.028	0.027	0.026	0.025	0.025
最富：								
1%	3.602	3.656	3.678	3.866	3.866	3.785	3.820	3.757
5%	16.966	16.792	16.941	17.520	17.469	17.393	17.484	17.614
十等分法：								
1	0.077	0.082	0.061	0.062	0.057	0.053	0.050	0.050
2	0.240	0.253	0.229	0.191	0.157	0.133	0.136	0.138
3	0.897	1.018	0.797	0.781	0.623	0.623	0.606	0.592
4	2.276	2.443	2.183	2.126	1.896	1.810	1.757	1.731
5	4.536	4.671	4.492	4.328	4.241	4.260	4.304	4.129
6	8.081	7.924	7.888	7.322	7.213	7.301	7.192	7.340
7	12.322	12.283	12.357	11.904	11.970	12.292	11.736	11.954
8	17.342	17.344	17.414	17.089	17.269	17.547	17.301	17.365
9	23.040	23.189	23.318	23.774	23.996	23.778	24.180	23.850
10	31.188	30.792	31.262	32.424	32.576	32.202	32.737	32.850

注：表格中的第二行和第三行分别表示在各种通货膨胀水平下模型所产生的财富基尼系数和工资收入基尼系数。以下的各行分别表示各个财富持有阶层在不同通货膨胀水平下的财富持有比例，其单位为 1%。

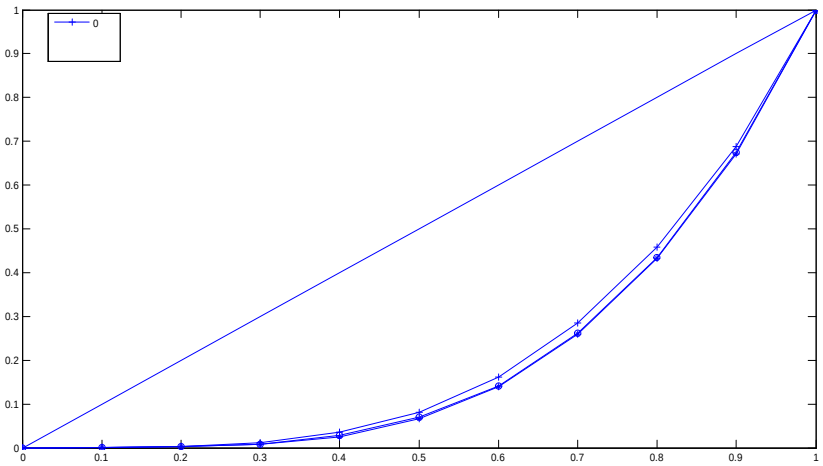


图 1 通货膨胀与财产分布

由表 5 所罗列出的计算结果中可以看出，总体上来看，通货膨胀水平的提高会恶化中国的财产分布。具体来说，随着通货膨胀水平的提高，中国居民财产分布的基尼系数会提高，而穷人的财产持有量会有显著下降，富人的财产持有比例

则有一定程度的上升。[11]体现在财富分布的洛伦兹曲线上就是，随着通货膨胀率水平的提高，洛伦兹曲线有向右下方突出的趋势，这一点在图 3 中体现得非常明显。从图 3 中可以看出，5%通胀率下的洛伦兹曲线要较之无通胀率下的洛伦兹曲线明显地向外右下方突出，而 10%通胀率下的洛伦兹曲线要较之 5%的通胀率下的洛伦兹曲线更加的向右下角突出。对于中国而言，财产分布不平等的迅速恶化已经严重制约了我国经济发展与社会和谐，能够有效地控制财产分布的恶化对于我国经济发展和社会稳定都有非常重要的作用；因此，既然通货膨胀的水平会显著的影响我国居民的财产分布状况，我国在制定考察通货膨胀福利成本的过程中，必须将通货膨胀会恶化我国财产分布状况这一点纳入考虑范围之内。

五、结论与展望

尽管从理论上对中国通货膨胀福利成本进行研究的文献已经比较丰富了，并且也取得了非常丰硕的成果；但是，大部分的文献都是建立在代表性个体和完全市场假设基础之上的（陈利平，2003；陈彦斌、马莉莉，2007；赵留彦，2008；吴汉洪、崔永，2006）。完全市场假设往往蕴含着不同个体的边际替代率是完全相同的假设，这与中国信贷市场不完善的状况是相违背的。在中国现实生活中，由于信贷市场不完善，个体难以利用信贷市场对各种风险进行完全保险，也就难以实现消费的平滑，这造成不同个体以及同一个体在不同时间段内的边际替代率是完全不同的，因而个体的决策会发生很大改变，从而造成通货膨胀福利成本发生改变；因此，在研究中国通货膨胀的过程中，应当尝试将市场的不完全性纳入模型的框架之内。另一方面，在当前中国财产分布差距日益拉大的情况下，仅仅考察通货膨胀对全社会的平均综合影响往往是不够的，应当将通货膨胀对不同群体的福利成本以及财产持有和财产分布的影响纳入考虑范围之内，这对于中国当前的财产分布研究以及中国货币政策的制定有非常重要的意义。为此，本文构建了一个包含生产部门的 Bewley 模型，并利用所构建的模型考察了中国通货膨胀福利成本以及通货膨胀对不同财产持有群体的不同影响。

经过对本文模型计算之后发现，从总体上来看，通货膨胀对中国经济确实产生了非常巨大的影响，其给中国经济带来的福利成本是非常巨大的。同时，利用本文所构建模型的异质性特征，本文同时考察了通货膨胀对不同财富群体所造成

[11] 对这一结论更加直观的体现可见于附录 3 中不同财富持有阶层所持有的财产比例随着通货膨胀率的变化而发生变化的

的不同福利影响以及通货膨胀对我国财产分布的影响；数值计算结果表明，通货膨胀对不同人群的影响确实存在很大的差异。当通货膨胀较为温和的时候，通货膨胀会使贫困阶层的福利带来一定的正的增加而对富人必定会带来福利上的损失；但是，这并不意味着通货膨胀会改善中国的财产分布状况。恰恰相反，通货膨胀在一定程度上发挥着“劫贫济富”的作用；随着中国通货膨胀水平的提高，穷人的财产持有比例有了显著地下降，而富人的财产持有比例则有了一定程度的上升，这说明通货膨胀不仅没有改善中国的财产分布状况，反而在一定程度上恶化了中国社会的财产分布状况，从而影响了中国的经济发展。

因此，通过利用 Bewley 模型将个体异质性和不完全性纳入到通货膨胀福利成本的考察范围，本文为认识中国通货膨胀提供了新的见地；但是，本文所做的工作依然有待进一步发展。首先，通货膨胀转移动态的福利分析对于政策制定也是非常重要的（Gomme, 2008；Burdick, 1997）；利用 Bewley 模型考察通货膨胀转移动态对不同群体的不同影响将会有巨大的意义；其次，考察不可预期的通货膨胀对宏观经济以及不同群体的影响将会对认识通货膨胀有重要意义（Doepke and Schneider, 2006a；Meh, Ríos-Rull and Terajima, 2010），如何在不完全市场和异质性个体模型的框架下研究这个问题，这对于理论发展和政策的制定都将会有重要的意义；最后，较之发达国家而言，中国存在明显的城乡二元经济，不仅不同群体的收入和财产持有存在很大的差异，而且城乡居民的消费和行为习惯也会有很大的不同，如何将这些差异性纳入到模型中并进而考察其对经济的影响，这对于解决城乡二元问题，更加全面地认识中国的通货膨胀将会有重要意义。

参考文献

陈利平，2003：《通货膨胀福利成本与消费攀比》，《经济学（季刊）》第 3 期。

陈彦斌，2008：《中国城乡财富分布的比较分析》，《中国人民大学学报》第 5 期。

陈彦斌、霍震、陈军，2009：《灾难风险与中国城镇居民财产分布》，《经济研究》第 11 期。

陈彦斌、马莉莉，2007：《中国通货膨胀的福利成本研究》，《经济研究》第 4 期。

陈彦斌、邱哲圣、李方星，2010：《宏观经济学新发展：Bewley 模型》，《经济研究》第 7 期。

郭庆旺、贾俊雪，2004：《中国潜在产出与产出缺口的估算》，《经济研究》第 5 期。

李俊青、韩其恒，2010：《不完全资本市场、预防性储蓄与通货膨胀的福利成本分析》，《经济学（季刊）》第 1 期。

李锐、李宁辉，2004：《农户借贷行为及其福利效果分析》，《经济研究》第 12 期。

李实、魏众、B.古斯塔夫森，2000：《中国城镇居民的财产分配》，《经济研究》第 3 期。

李实、魏众、丁赛，2005：《中国居民财产分布不平等及其原因的经验分析》，《经济研究》第 6 期。

刘丹鹤、唐诗磊、李杜，2009：《技术进步与中国经济增长质量分析（1978~2007）》，《经济问题》第 3 期。

施建淮、朱海婷，2004：《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999-2003》，《经济研究》第 10 期。

吴汉洪、崔永，2006：《中国的铸币税与通货膨胀：1952—2004》，《经济研究》第 9 期。

吴卫星、齐天翔，2007：《流动性、生命周期与投资组合相异性—中国投资者行为调查实证分析》，《经济研究》第 2 期。

谢平、罗雄，2002：《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》，《经济研究》第 3 期。

杨汝岱、陈斌开，2009：《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》，《经济研究》第 8 期。

赵留彦，2006：《中国核心通胀率与产出缺口经验分析》，《经济学（季刊）》第 3 期。

赵留彦，2008：《通货膨胀、政府收益与社会福利损失》，《经济学（季刊）》第 1 期。

赵震宇，2006：《在两种不同理论框架下探讨通胀率路径的形成》，《经济学（季刊）》第 10 期。

朱信凯、刘刚，2009：《二元金融体制与农户消费信贷选择——对合会的解释与分析》，《经济研究》第 2 期。

Aiyagari, S. R., 1994, “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3, pp. 659-684.

Algan, Y., E. Challe and X. Ragot, 2009, “Incomplete Markets and the Inflation-Output Tradeoff”, Forthcoming of *Economic Theory*.

Algan, Y., and X. Ragot, 2010, “Monetary Policy with Heterogeneous Agents and Borrowing Constraints”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 2, pp. 295-316.

Bailey, M. J., 1956, “The Welfare Cost of Inflationary Finance”, *Journal of Political Economy*, Vol. 64, No. 2, pp. 93-110.

Berriel, T. C., 2010, “Nominal Portfolio Choice and Wealth Redistribution Effects of Inflation Surprises”, Princeton Working Paper.

Bewley, T. F., 1983, “A Difficulty with the Optimum Quantity of Money”, *Econometrica*, Vol. 51, No. 5, pp.

1485-1504.

Burdick, C. A., 1997, "A Transitional Anylysis of the Welfare Cost of Inflation", *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, No. 97-15.

Cagetti, M., and M. De Nardi, 2008, "Wealth Inequality: Data and Models", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 12, Special Supplement S2 on Inequality Edtied by R. Townsend, pp 285-313.

Castañeda, A., J. Díaz-Giménez and J. Ríos-Rull, 2003, "Accounting for the U.S. Earnings and Wealth Inequality", *Journal of Political Economy*, Vol. 111, No. 4, pp. 818-857.

Chen Y., F. Li and Z. Qiu, 2010, "Accounting for the Household Saving Rates in China", *Renmin University of China*, Working Paper.

Chow, G. C., and K. Li, 2002, "China's Economic Growth: 1952-2010", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 51, No. 1, pp. 247-256.

Chiu, J., and M. Molico, 2008, "Uncertainty, Inflation, and Welfare", *Bank of Canada Working Paper*, N0. 2008-13.

Cooley, T. F., and G. D. Hansen, 1989, "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model", *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 733-748.

Cysne, R. P., 2006, "An Intra-Household Approach to the Welfare Costs of Inflation", *Getulio Vargas Foundation (Brazil) Working Paper*, No. 612.

Doepke, M., and M. Schneider, 2006a, "Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth", *Journal of Political Economy*, Vol. 114, N0. 6, pp. 1069-1097.

Doepke, M., and M. Schneider, 2006b, "Inflation as a Redistribution Shock: Effects on Aggregate and Welfare", *NBER Working Paper*, No. 12319.

Erosa, A., and G. Ventura, 2002, "On Inflation as a Regressive Consumption Tax", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, N0. 4, pp. 761-795.

Freeman, S., E. R. Henriksen and F. E. Kydland, 2010, "The Welfare Cost of Inflation in the Presence of Inside Money", Chapter 1 in *Monetary Policy in Low-Inflation Economies*, pp. 1-20.

Gomme, P., 1993, "Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 1, pp. 51-77.

Gomme, P., 2008, "Measuring the Welfare Costs of Inflation in a Lifey-cycle Model", *Concordia University Working Paper*, No. 08-001.

Huggett, M., 1993, "The Risk-Free Rate in Heterogeneous-agent Incomplete-insurance Economies", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17, No. 5-6, pp. 953-969.

Krusell, P. and A. Smith, 1997, "Income and Wealth Heterogeneity, Portoflio Choice, and Equilibrium Asset Returns", *Macroeconomic Dynamics*, Vol 1. No. 2, pp. 387-422.

Krusell, P. and A. Smith, 1998, "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy", *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 5, pp. 867-896.

Laidler, D., 1990, "Taking Money Seriously", Cambridge: The MIT Press.

Lagos, R., and R. Wright, 2005, "A Unified Framework for Monetary Theory and Policy Analysis", *Jounal of Political Economy*, Vol. 113, No. 3, pp. 463-484.

Lucas, Jr. R. E., 2000, “Inflation and Welfare”, *Econometrica*, Vol. 68, N0.2, pp. 247-274.

McCallum, B. T., and M. S. Goodfriend, 1987, “Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money”, *NBER Working Paper*, No. 2157.

Meh, C. A., and Y. Terajima, 2008, “Inflation, Nominal Portfolios and Wealth Redistribution in Canada”, *Bank of Canada Working Paper*, N0. 2008-19.

Meh, C., J. RÍos-Rull and Y. Terajima, 2010, “Aggregate and Welfare Effects of Redistribution of Wealth Under Inflation and Price-Level Targeting”, Forthcoming in *Journal of Monetary Economics*.

Heathcote, J., K. Storesletten and G. L. Violante, 2009, “Quantitative Macroeconomics with Heterogeneous Households”, *Annual Review of Economics*, Vol.1, No.1, pp. 319-354.

Henriksen, E., and F. E. Kydland, 2010, “Endogenous Money, Inflation and Welfare”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 2, pp. 470-486.

İmrohoroğlu, A., and E. Prescott, 1991, “Seigniorage as a Tax: A Quantitative Evaluation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.23, No. 3, pp. 462-475.

İmrohoroğlu, A., 1992, “The Welfare Cost of Inflation Under Imperfect Insurance”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16, No. 1, pp. 79-91.

Sidrauski, M., 1967, “Inflation and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 6, pp. 796-810.

Tauchen, G., 1986, “Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autogressions”, *Economic Letters*, Vol. 20, No. 2, pp. 177-181.

Temple, J., 2000, “Inflation and Growth: Stories Short and Tall”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 14, No. 4, pp. 395-426.

Wang, Y., and Y. Yao, 2003, “Sources of China’s Economic Growth 1952-1999: Incorporating Human Capital Accumulation”, *China Economic Review*, Vol. 14, No. 1, pp. 32-52.

附录 1 算法描述

本文利用格点搜索法和值函数迭代法进行对本文的模型进行数值计算，算法的具体步骤如下：

（a）对个体的财富持有空间、货币持有空间和生产资本持有空间离散化，分别得到个体的财富持有空间$\mathbf{q}$、货币持有空间$\mathbf{m}'$和生产资本持有空间$\mathbf{a}'$。

（b）初始化模型经济中的总体货币存量M^0、总体劳动力供给L^0和总体生产资本存量K^0，以及个体的初始化价值函数值。同时依据初始化的劳动力存量和生产资本存量计算出模型经济中相应的初始利率和初始工资率。

（c）在财富持有空间、货币持有空间和生产资本持有空间以及劳动者的工作效

率空间内，利用 Newton-Rapson 算法计算下列非线性化方程：

$$\chi\left(1-l\right)^{-\phi}-w\eta\varepsilon\left(q+\left(\mu M\right)/\left(1+\pi\right)+wl\varepsilon-a'-m'\right)^{\eta(1-\sigma)-1}\left(m'\right)^{(1-\sigma)(1-\eta)}=0 \qquad (1.1)$$

其中，（1.1）式是将预算约束方程（13）式代入一阶条件（21.c）式中得出来的，从中可以求解出对格点空间内各个格点之上的消费者的最优劳动力供给。

（d）在给定个体在格点之上的最优劳动力供给以及个体的效用函数形式的情况下，能够利用值函数迭代法，求解出对于当期财富持有为 $\mathbf{q}$ 的情况下，下期个体的最优货币持有格点和最优生产资本持有格点，进而可以得到个体的最优劳动力供给。

（e）利用所求解出来的个体最优政策函数，仿真出由许多时期和许多个体构成的模型经济，并对模型经济进行加总，得到新的总体货币存量 M、总体劳动力供给 L 和总体生产资本存量 K。

（f）判断总体资本存量、总体劳动力供给和总体生产资本存量是否满足收敛准则。如果满足，则整个模型的计算就结束了；如果三个总体变量中至少有一个没有满足收敛准则的话，则构建新的总体变量，重新执行步骤（c）至步骤（e），其中新的总体变量是所仿真出的总体变量和事先给定的总体变量的简单加权平均得到。

附录 2 通货膨胀福利成本的计算

依据 Lucas（2000）和İmrohoroğlu（1992）的思想，通货膨胀的福利成本被定义为对消费的补偿比例，具体来说，假设发生通货膨胀之后的个体 t 期的消费为 $\overline{c}_t$，工作时间为 $\overline{l}_t$，其所持有的实际货币为 $\overline{m}_t$，而经济中没有通货膨胀发生时个体在 t 期的消费、工作时间和实际货币持有分别为 c_t、l_t 和 m_t，并且假设通货膨胀福利成本为 ς，则个体的通货膨胀福利成本的定义为：

$$\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U\left(\left(1+\varsigma\right)\overline{c}_t,\overline{m}_t,\overline{l}_t\right)=\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U\left(c_t,m_t,l_t\right) \qquad (2.1)$$

由于本文的模型经济中个体是异质性的，因而考察通货膨胀的福利成本时采用了一个平均化的概念。具体来说，通货膨胀的定义由（2.2）式具体给出：

$$\begin{aligned}&\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U\left(\left(1+\varsigma\right)\overline{c}_t,\overline{m}_t,\overline{l}_t\right)\right]d\overline{\lambda}\left(q,\varepsilon\right)\\&\qquad=\int_{\varepsilon}\int_{q_{low}}^{q_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U\left(c_t,m_t,l_t\right)\right]d\lambda\left(q,\varepsilon\right)\end{aligned} \qquad (2.2)$$

其中，$\lambda\left(q,\varepsilon\right)$ 和 $\overline{\lambda}\left(q,\varepsilon\right)$ 分别表示没有发生通货膨胀和发生了通货膨胀之后模型

经济中的稳定分布。$\overline{q}_{low}$和$\overline{q}_{high}$分别表示发生通货膨胀之后模型经济中待考察群体所持有财富的下界和上界，而q_{low}和q_{high}则表示没有通货膨胀的模型经济中待考察群体所持有财富的下界和上界。

将正文中函数的具体形式代入（2.2）式中，能够将（2.2）式具体写为：

$$(1+\varsigma)^{\eta(1-\sigma)}\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\frac{\left(\overline{c}_{t}^{\eta}\overline{m}_{t}^{(1-\eta)}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma}\right]d\overline{\lambda}(q,\varepsilon)+\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\frac{\left(1-\overline{l}_{t}\right)^{1-\phi}}{1-\phi}\right]d\overline{\lambda}(q,\varepsilon) \tag{2.3}$$

$$-\frac{1}{(1-\sigma)(1+\beta)}\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}1d\overline{\lambda}(q,\varepsilon)=\int_{\varepsilon}\int_{q_{low}}^{q_{high}}V(q,\varepsilon)d\lambda(q,\varepsilon)$$

对（2.3）式中的各部分给出如下记号：

$$\overline{VCM}=\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\frac{\left(\overline{c}_{t}^{\eta}\overline{m}_{t}^{(1-\eta)}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma}\right]d\overline{\lambda}(q,\varepsilon) \tag{2.4}$$

$$\overline{VL}=\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\frac{\left(1-\overline{l}_{t}\right)^{1-\phi}}{1-\phi}\right]d\overline{\lambda}(q,\varepsilon) \tag{2.5}$$

$$VCM=\int_{\varepsilon}\int_{q_{low}}^{q_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\frac{\left(c_{t}^{\eta}m_{t}^{(1-\eta)}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma}\right]d\lambda(q,\varepsilon) \tag{2.6}$$

$$VL=\int_{\varepsilon}\int_{q_{low}}^{q_{high}}\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{t}\frac{\left(1-l_{t}\right)^{1-\phi}}{1-\phi}\right]d\lambda(q,\varepsilon) \tag{2.7}$$

将（2.4）式~（2.7）式代入（2.3）并且整理之后可得通货膨胀福利成本的表达式为：

$$\varsigma=\left[\left(VCM+VL-\overline{VL}\right)\Big/\overline{VCM}\right]^{1/[\eta(1-\sigma)]}-1 \tag{2.8}$$

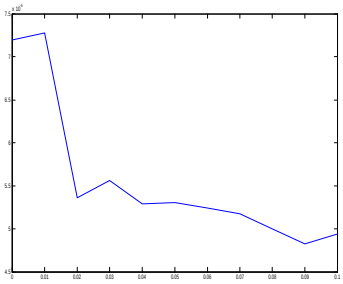
其中，在计算（1.8）式的过程中，利用了条件（1.9）式：

$$\int_{\varepsilon}\int_{\overline{q}_{low}}^{\overline{q}_{high}}1d\overline{\lambda}(q,\varepsilon)=\int_{\varepsilon}\int_{q_{low}}^{q_{high}}1d\lambda(q,\varepsilon) \tag{2.9}$$

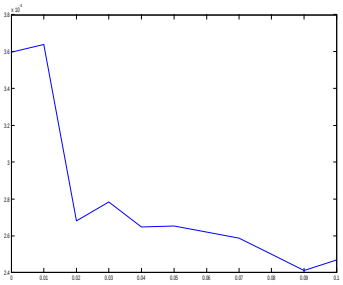
（2.9）式成立的主要原因在于本文所考察的是通货膨胀对于不同财富持有阶层的影响，因而（2.9）式中财富持有的下界和上界的选取就是为了保证在该阶段的财富持有个体能够达到一定的比例，所以（2.9）式必定满足。

附录 3 通货膨胀与财产分布

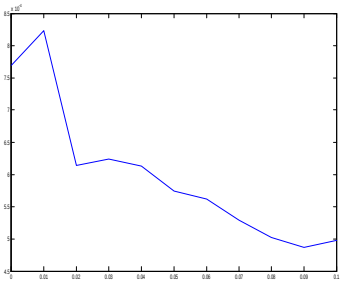
（a）最穷 1%财产持有比例



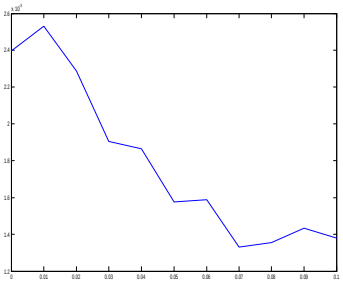
（b）最穷 5%财产持有比例



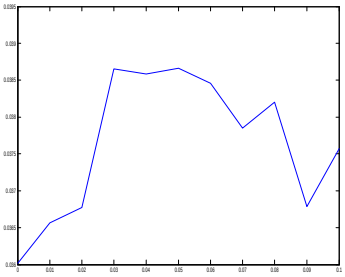
（c）最穷 10%财产持有比例



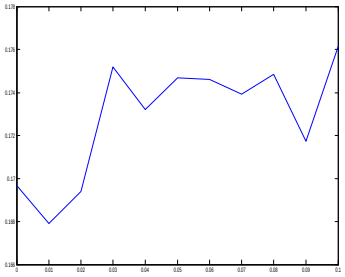
（d）最穷 10%—20%财产持有比例



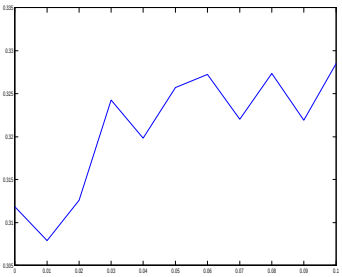
（e）最富 1%财产持有比例



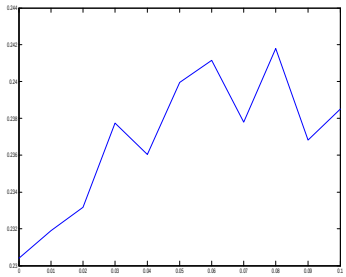
（f）最富 5%财产持有比例



（g）最富 10%财产持有比例



（h）最富 10%—20%财产持有比例



分报告 3：

中国房地产周期的影响因素及当前形势判断

内容摘要：本文总结认为当前中国房地产市场投资比重偏低，当前房价水平也存在一定合理性。但是，由于我国房地产价格周期显著受到经济周期、政府政策、实际利率、政府规划以及一些中国特色因素影响，并且负实际利率不可持续，经济处于下行周期，政策调控力度逐步加大，这几个主要因素将导致房地产价格涨幅受限。政府政策应该尊重市场规律、熨平房价波动为目标，一些反周期操作应该进行，并且提高土地供应是最终的解决办法。

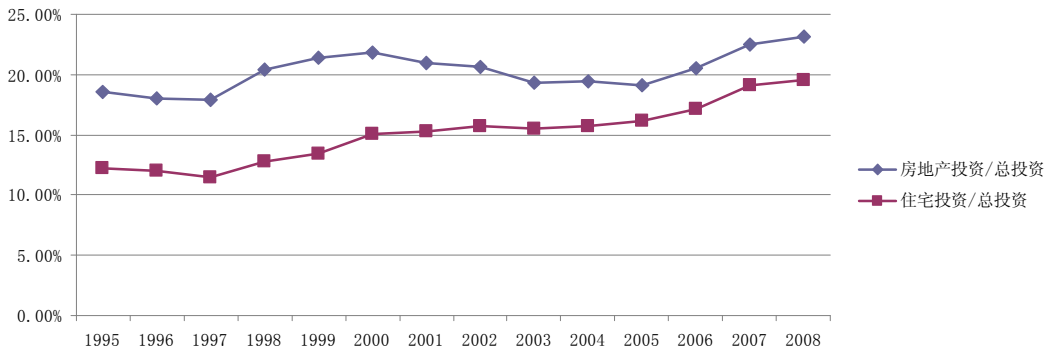
在世界绝大多数国家，房地产都是最重要的居民财富，其价格涨跌直接带来居民的财富变化，由此影响投资、消费及经济产出。房地产价格运行有一定规律，本文总结其波动的影响因素，并据此分析中国房地产周期，判断当前形势和今后可能走势。

一、中国的房地产市场基本特征

（一）基本情况

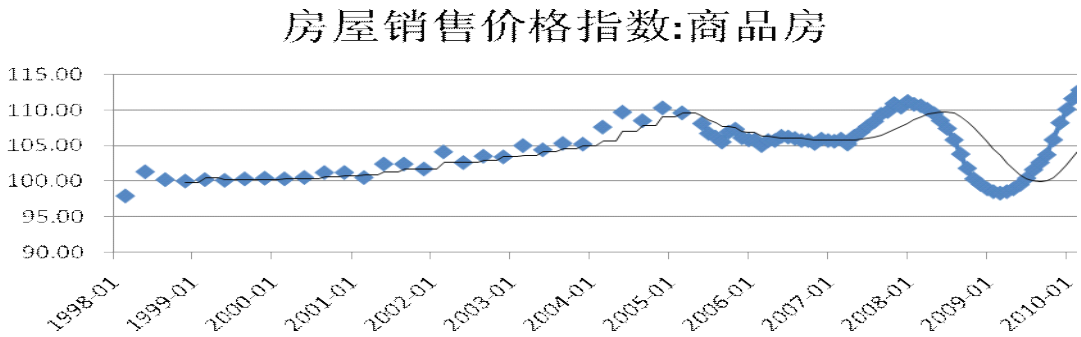
截止 2008 年底，我国房地产开发企业数量达到 87562 个，无论从资产规模、投资额还是企业数量上看，内资公司都是绝对主力。同期，房地产业从业人员数量在 210 万人以上，就业占城镇就业总数的 1%左右。虽然房地产业直接吸收就业相对较少，但房地产投资占整个社会固定资产投资的比重却相当高。如图 1 所示，根据中国统计年鉴，2008 年底，房地产投资占社会总投资的比重达到 23%以上，住宅投资占社会总投资比重接近 20%。从 1995 年房地产投资占总投资比重 18.6%到 2008 年的 23.11%，房地产占国民经济的比重越来越大，对经济的影响越来越重要。同时，自有住房也已经成为居民最主要的财富，自有住房比例极高。

图 1　房地产投资占社会总投资比重



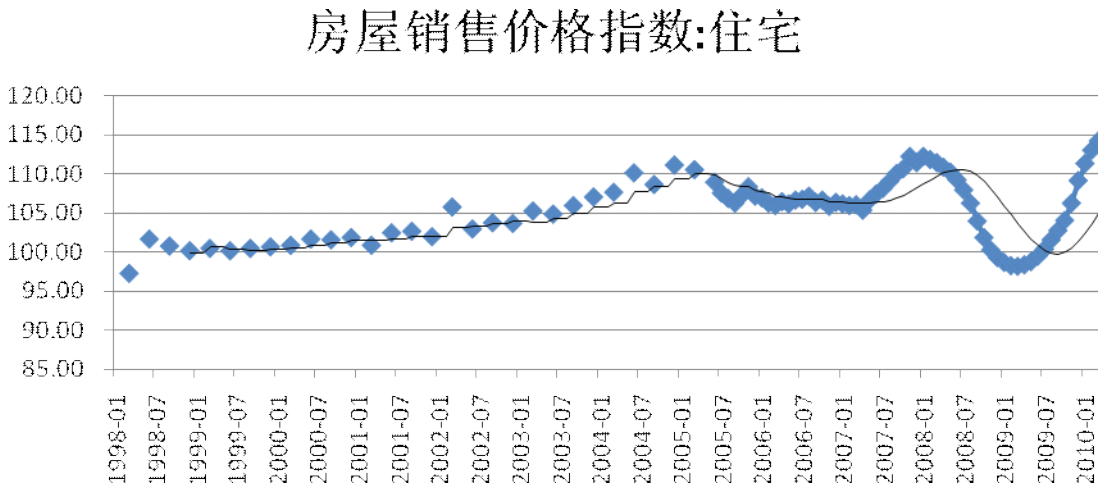
过去十几年，全国房价快速上涨。如图 2、3 所示，自 1998 年后，房价持续增长了近 10 年，只有 2008 年底至 2009 年前半年这段期间，受到国际金融危机影响，房价出现了一定程度的负增长。但之后，进入了一个更快的反弹阶段。从过去的经验可以看到，我国房地产价格长期是增长趋势，但随着时间推进波动在放大。

图 2　商品房价格走势，实线为趋势拟合曲线，下图同



资料来源：Wind 咨询，下图同。

图 3　住宅价格走势



（二）几个基本判断

如今房地产业占国民经济的重要地位，一方面来自于经济规律，另一方面也决定于我国的特有国情。从计划经济到市场经济转变过程中，中国经济经历了短缺经济向供需平衡的经济飞速发展过程。在供求平衡之后，刺激房地产需求成为刺激中国经济的一个重要手段。1994 年以后的住房分配体系改革，以及信用产业、按揭贷款的发展，促进了房地产业发展，也由此拉动了中国经济发展。除此之外，快速的城市化进程、不断深入的国际化、不断增加的居民购买力、不断放宽的流动性、地方政府的投资促进政策以及房地产本身具有较高流动性和保值性这些特征，都是房地产业快速发展的因素。这些都是耳熟能详的解释，不必一一细说。

针对中国房地产特征的几个判断如下：

1．中国房地产投资占社会总投资的比重并不高

中国和美国国土面积相似，二者虽然经济发展水平不同，但房地产市场仍然具有一定可比性，并且可以说美国房地产历史是中国的“先行指标”。美国 1980 年城市化水平已经达到相当高的 73.7%，但是，此后其房地产业发展仍然非常兴盛地发展了二十多年。根据美国经济分析局（BEA）的统计数据，上世纪八十年代，美国房地产投资占到整个经济总投资的 40%以上，此后虽然一直减少，但直到 2008 年，即使有次贷危机的影响，此比例仍然在 20%以上。随着居民对房地产需求不断增加，美国的特征是不断增加投资供应。而我国过去十几年虽然房地产投资占总投资比例不断增加，但至今也只是达到美国发展后期的水平，离可能的房地产投资/社会总投资的最大比重相差甚远，也和中国快速的城市化过程不

符。从绝对投资额来看，中国住宅投资也低于美国的绝对水平。在 2008 年，美国住宅投资额约为 14385 亿美元，中国住宅投资约为 30881 亿元，按汇率换算后约为美国的 1/3。基于以上事实，尤其是从房地产投资/社会总投资比重这一指标看，我们的第一个判断是我国当前房地产投资量并不过高。

2．中国房地产价格涨幅并不过高

根据图 2 和图 3 可以看到，从绝对涨幅上看，过去我国房地产价格上涨速度超过 10%的只有有限的几年：2005 年初、2008 年初和 2010 年初。而在整个过去十年，我国 GDP 增长率平均接近 10%，人均可支配收入增长也接近 8%。如果我们认为这些统计数据都是正确的话，那么房地产价格涨幅在过去多年也并不过高。想当然地将以往价格作为合理价格，而将较高的房价增速认为是不合理的泡沫积累，并不见得能站住脚。

3．中国房地产价格上涨的持续时间并不长

回顾美国和日本经济发展过程中的房地产价格走势，可以看出，随着经济发展，房地产价格往往有持续 30 年以上的增长。观察美国 OFHEO 房地产价格指数，可以看到从 1975 年开始，美国房地产价格几乎延续了 30 多年的持续增长，直到 2003 年开始加息至 2007 年底房地产价格下挫。其中部分年份房价涨幅非常明显，比如从 1970 到 1980，标准普尔指数只增加了 48%，而同时期自有住宅的价格指数上涨了 140%以上。日本的历史和美国相似，从 1954 年经济起飞开始，直到 1992 年房价地价暴跌，中间虽然有一点波折，但整个近 40 年可以看作持续增长。反观中国，真正的房地产市场发展起于 1998 年以后，即使从 1994 年开始计算，我国房价上涨不过 15 年左右。我国城市化还没有完成，离理想的 80%城市化水平相去甚远，可以想象房地产价格涨幅还将持续很长时间。

4．中国的房价收入比和房价租金比偏高，当前存在若干合理因素

近日，上海易居房地产综合研究部发布最新研究报告表明，2009 年商品房价格上涨 25%，房价收入比全国达到 8.03，2008 年为 6.78，2007 年 7.44，北京、上海、深圳、杭州房价收入比均超过 10。我们具体以北京为例简单计算，北京平均职工工资在 2008 年为 56328 元，而房价约 2 万/平方米计算，一个双职工家庭购买 70 平方米住房大概要 12 年多，即房价收入比约为 12。这个数字高于美日等发达国家。另外，以北京为例的房价租金比也较高。根据 2009 年底对北京市几个地区的调查发现，房价租金比接近 50。即不考虑资金折现，房屋总价要靠 50 年租金收入才能收回，这也比发达国家房价租金比高。总之，从这些指标

出发计算的房价都明显偏高。但是，要进一步确认“合理房价”到底是多少是困难的。因为中国有很多特殊的因素支撑高房价。第一，中国的特点是至少 80%以上的家庭都已经有自己的住房，只是一些刚刚步入工作的年轻人在城市没有住房。当这些群体要购买住房时，典型的特征是并非只是他们自己组成的家庭支付购房成本，而是自己的父母甚至更上一代都会对其支持，此时，计算房价收入比时的分母需要扩大；第二，统计的中国居民收入可能较实际偏低；第三，中国过去多年人均收入快速增长，未来十年仍然有相似的预期，这导致当前计算的房价收入比可能过几年就会显著下降；第四，对于租金市场，中国典型的特征是目前很多年轻人有合租现象，包括已经结婚的家庭，为了降低成本也会选择合租，随着生活观念及水平变化，家庭单租会逐渐普遍，这会对租房市场造成冲击，降低房价租金比；第五，城市化的进程强化了房价未来预期，过去 25 年，中国城市化率大概以每年稍高于 1%的速度增加，据我们的测算，这一趋势至少还会持续 10-15 年；第六，我国土地垄断供应造成的相对短缺，而且严守耕地面积带来的土地紧缺的预期；最后，也是中国最明显的特征，就是我国房产持有没有保有税，而包括美日欧等发达国家地区几乎无一例外的对住房征收 1%左右的物业税，这个因素可以解释我国高房价的很大成分。

以上涉及到一个问题，就是合理房价的讨论，但想定义一个合理的房价标准是非常困难的。一些研究考虑房地产的“均衡”价格，即用计量经济学中的“协整”关系发现在几个解释变量确定的情况下房价的预期价格应该是多少，事实证明这些尝试基本是无效的。比如中信银行规划发展部和西班牙对外银行经济研究部 2009 年初联合发布的《中国房地产观察》报告指出：“国内一线城市的楼价相对于均衡价格有 20%的溢价，结构性下调不可避免。”更具体地计算得到“2008 年北京平均房价存在 16%溢价，上海达到 18%，深圳为 20%，重庆也至少达到 20%的溢价，天津的溢价为最高，达到 25%，而广州的平均价格却表现为-0.8%。” 在这之后，全国各地的房价再次经历了爆炸性的增长。类似的有一些较早的研究报告称 2006 年中国房价应该下跌，但并未出现这种情况。可见，包含预期因素在内的房地产价格很难准确判断，本文更多地是根据经验和规律进行方向性的判断。

二、对房地产周期的已有解释

根据过去美日等发达国家的经验，房地产价格虽然不断上涨，但涨幅存在一

定的周期现象，有时甚至出现轻微的价格下降。这些现象已经引起了很多学者的关注，并对可能的影响因素一一进行了验证。对于房地产为何会经常发生波动，即周期性现象，不同学者进行的解释可以归纳为以下几类：

（一）经济周期影响

房地产作为经济的一个部门，与宏观经济的整体运行状况必然息息相关。在房地产行业规模较小时，毫无疑问，经济增长对房地产发展的推动作用是主导的，然而，随着房地产作为国民财富的越来越重要的部分，房地产对经济发展的促进也不言而喻。在不同的国家、时期，二者的互相推动作用很不相同。国内外学者研究结果表明， 各国经济发展的进程与政策不同，房地产经济周期波动的频率也各不相同。例如，美国的房地产经济周期大约按 l8～20 年的频率完成一次周期循环，日本房地产经济周期大约是 10 年一次循环，房地产周期和经济周期在时间上不太一致，在统计上很难看到二者孰先孰后的影响关系。

很难确定地说房地产周期到底是经济周期的先行或滞后指标，原因在于房地产发展和经济发展本身都是内生决定的，他们之间又互相影响。宏观经济总体发展必然会促进房地产业发展，如吴继侠（2004）总结日本的经验发现： 宏观经济景气波动是引起房地产周期的根本原因。比如日本经济发展早期的 1954 年至 1961 年的连续经济增长导致了房地产价格快速增长。其后，从 1962 年后一段时间起日本经济增长率趋于缓慢，没能拉动房地产出现大幅度的上涨局面。而到了 1965-1970 年这段经济重新恢复快速增长阶段，日本房地产市场重新趋于火热甚至进入疯狂投机状态。1971 年—1973 年的“日本列岛改造繁荣”计划以及日本特殊的社会背景，促进了土地市场的繁荣。但是，当房地产业率先进入下行周期时，经济发展也将受到影响，如美国的次贷危机。当然，房地产价格对经济影响还取决于金融市场的发达程度，如果金融市场发达，那么房价高会导致居民贷款高，从而有更高的家庭消费支出。如 Muellbauer(2007)指出当信贷市场发展不充分时，房价上升会降低消费，随着房产抵押市场的发展和首付比例下降，房价上升会促使消费增加。对应的经济产出效果也不同。

（二）政府规划影响

Glaeser and Gyourko(2002)通过土地分区规划与房价的相关分析表明，政府土地分区规划是高房价的主要原因。他们研究发现，高房价地区，土地资源实际上非常丰富，竞争本可使房价接近于房屋建造成本，不会出现高房价现象，但由于政府的土地规划，造成了房价与建造成本之间的巨大差异。根据况伟大（2005）

的分析，政府土地分区规划控制相当于给定每个局部土地供给不变，改变了土地供给结构，从而需求成为决定地租和地价的唯一因素。由此可能引导预期，催生投机。我国也是一个政府土地规划控制普遍存在的国家，不同用途土地规划的不合理以及高房价在我国许多城市都存在。日本过去也有类似的情况，由于人多地少，很多土地使用需要规划，1971 年—1973 年的“日本列岛改造繁荣”计划，使土地成了投机的主要对象。1973 年，日本的 GDP 实际增长率 8.4%，而全国土价格增速高达 25.1%。可见，政府规划是造成房地产价格波动的重要因素之一。在市场经济条件下，如何正确界定政府与市场角色，平衡规划有序发展和竞争无序发展的关系，是很大的挑战。

（三）个人预期等投机动机影响

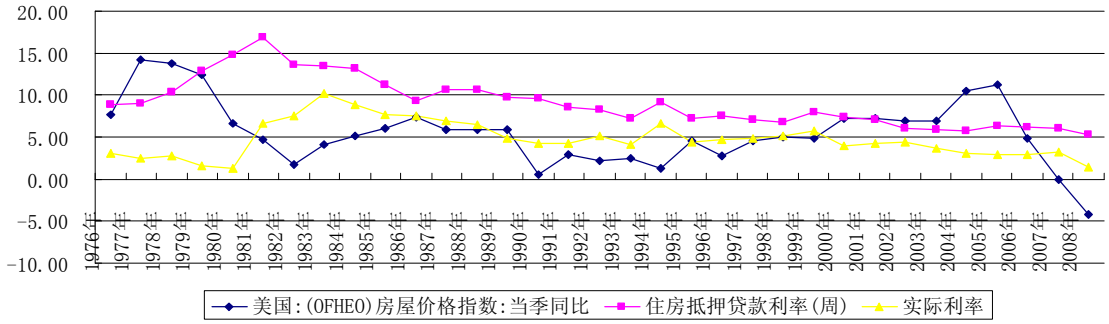
对房地产“泡沫”的产生和破灭的研究是解释房地产周期的重要手段。很多研究房地产泡沫的文献认为泡沫来自于投资者不理性的投机行为，此时影响预期的因素都会影响房地产周期。Clayton(1996)认为理性预期不能解释房价的波动，房价偏离了其基本价值。Muellbauer and Murphy(1997)的研究表明，收入预期和抵押贷款的自由化、利率一样，是影响房价的最重要因素。在存在金融市场的条件下，不理性的预期会放大房地产市场波动程度。Case and Shiller(2003)发现住房的投资品属性、房价过去只升不降的趋势、住房投资的高风险性和住房升值的预期是造成住房泡沫的主要原因。当然，评价理性与非理性，本身值得商榷，因为所有行为基于投资者自身对形势理性的判断，如 Hendershott 等(2003)认为资产价格周期性的上升和回落是理性价格泡沫，而不是非理性价格泡沫。最近的研究(Zheng, 2010)也显示，所有个体都是理性但存在共同的对泡沫的期望时，泡沫同样会存在。

（四）金融政策

金融政策对房地产周期具有直接影响作用：长期的超低利率将导致房地产泡沫，这几乎是所有学者的共识（如 Bernanke，2010）。1985 年“广场协议”签订之后，日本银行下调了贴现率，以扩大和提高本国的经济竞争力。结果低利率造成了房地产和股市泡沫。回顾美国的房地产价格和利率关系，同样可以看到：从 1975 年开始的抵押贷款利率不断下调，是导致房价不断上升的根本原因。而 2003 年以后至 2007 年利率的不断提升，也是导致投资者断供及后来次贷危机发生的重要因素。几乎所有研究美国次贷危机的人都认同，降低的首付、低利率和放松的贷款对象范围导致房价泡沫。如图 4 所示，在 2007 年以前，房价涨幅和名义、

实际利率间存在明显负相关关系。简单回归分析发现实际利率与房价涨幅显著负相关，边际影响为-0.64。

图 4 1975 年后美国房地产价格与名义、实际抵押贷款利率关系， 数据来自：Wind 咨询



但是，对金融政策对房价影响有一些其他的意见。今年 5 月，哈佛大学肯尼迪学院一批学者研究高房价和低利率关系，报告了一些醒目的结论。Glaeser, Gottlieb and Gyourko 认为虽然低利率是影响房价的原因，但实际影响非常小。从 2000 年到 2006 年，实际利率只有 1.3%的下降，对应的只解释了房价上涨的 10%，而此段时期全国房价实际平均涨幅为 30%，局部地区甚至涨幅达到 54%。Glaeser 等人发现利率对房价影响最大的地区在大都市区，如波士顿、旧金山、纽约和西雅图等地，因为这些地区有较少的土地，较多的管制，不利于新屋建设平抑房价。即便如此，降低利率对这些地区房屋上涨的解释力度仍然有限，如波士顿地区只能解释 14%（实际房价涨幅 54%）。同样，Glaeser 等人也认为降低首付对房价也没有很大的作用，因为 1998 年购房者有 84%购房款依靠贷款，到 2006 年只增加到 88%，2008 年减少为 80%，这个比例变化很小。他们提出的平抑房价的替代政策是：不要过度关注金融政策，而应该增加土地供应，减少法律对开发新屋的约束。

另外一些支持金融政策有效性的研究如 Millard and Well(2003)对于英国数据发现，当面临紧缩性货币政策冲击时，股价和房价都会下跌，其中，房价下跌幅度比通常物价下降要大。

（五）其他因素

政府税收是造成房价波动的因素，尤其是有财产税性质的税收可能会对房价造成长期影响。一些研究论证物业税对房地产价格的影响取决于税收用途，如 Oates (1969)研究了新泽西州北部城市 1960 年的数据，得到的结论是：如果一个城市提高税率，并用增加的那部分税收来改善学校系统，那么对于房地产价格来讲，财政预算开支增加所带来的益处能够大致抵消（或甚至超过）高税率对地方财产价值所带来的负面效应。公共服务带来的房屋价值增加会被因物业税增加而带来的房屋价值下降基本抵消，类似结论的相关研究较多，如 Yinger 等（1988），

Dowding, John and Biggs (1994）。但是，也有一些研究表明物业税对房地产价格有负面影响，如 Wassmer(1993)考察了 62 个城市，检验物业税的差别对房地产价值的影响，显示物业税对方家有轻微的负面影响。

此外，行为经济学的一些分析结论，可以很大程度上解释造成房价过度需求的原因。一些研究行为经济学的学者认为，之所以房价经常能保持高水平，原因在于人们愿意为他付出更多价格。由于住房更多地能够体现自己的财富水平和身份地位，提高自身与他人相比时的优越性和心理满足感，人们愿意持有它就类似与炫耀性消费。这种现象在世界各国包括在中国被广泛发现，很多学者都详细进行了分析。比如 Frank (1997)指出，美国的炫耀性消费导致了较高的房屋价格、较高的个人破产率和较高的离婚率。

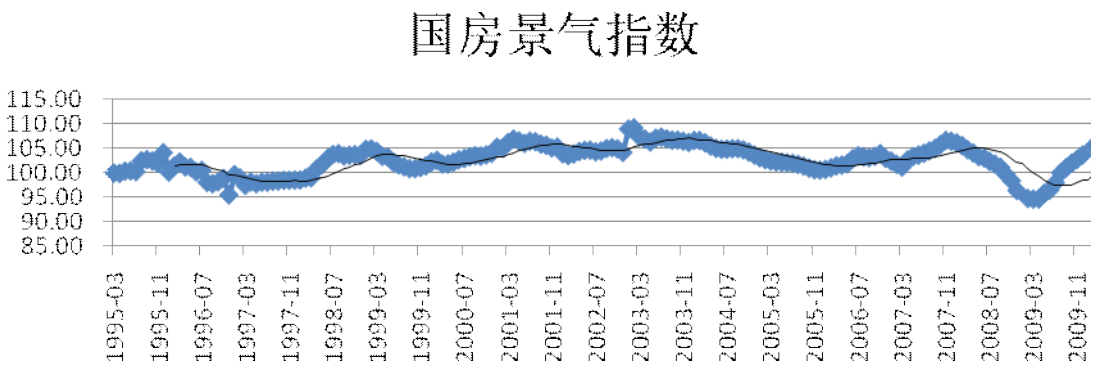
还有一些研究国际资本的冲击经常被认为是金融市场波动的重要原因之一，对这一问题的讨论随处可见。Guo and Huang (2010)用方差分解方法研究显示热钱是推动中国房市和股市波动的重要原因。

这些解释可能导致房地产价格波动的因素，都能部分地解释现象。在不同时期，他们的作用不同。比如，虽然日本当初低利率可能是导致房地产泡沫的重要原因，但是，即使到目前，日本的利率也是非常低的，但其房价已经持续下降了 10 几年，为什么没有再次出现泡沫和周期？显然，利率政策只是解释了当时的一个时期的情况。房地产周期是各因素综合作用的结果。

三、我国的房地产周期的影响因素

20 世纪 90 年代初以来，我国房地产价格经历了 1994 年以前的上涨，然后较长时间衰退，1999 年以后又再次回复上涨，并且于 2003 年后快速上涨的局面。2008 年，受到国际金融危机的影响，整个房地产市场陷入衰退，但之后 2009 年中期开始很快反弹。图 5 反映了我国房地产景气周期特点。

图 5　房地产发展景气周期



我们认为，宏观经济周期、政府规划、政府的金融政策及其他引导性政策、

以及中国尚处于快速发展过程中这些特征，决定了中国房地产价格的过去走势。并且可以据此对当前房地产形势进行判断。

（一）经济周期

宏观经济本身有一定周期性。在我国，虽然经济增长率长期保持较高水平，但存在一定波动。将这些波动按照“峰-峰”或者“谷-谷”规则，可以将 1978 年以后的经济增长过程平滑化后划分为图 6 所示的 3 个大周期，每个大周期恰好 10 年左右。按照“谷-谷”原则，2008 年处于第三个周期的底部之前的阶段。简单按照这种规律，2010 年应为周期底部。当然，从图 6 也可以看到，2000 年以后各种刺激经济的事件，可能使得此段周期延长。即便如此，2009-2010 年本应该是这个周期向底部走的阶段。图 6 也可以看到，我国经济增长的波动性在逐步减小，经济周期的振幅在下降。

图 6　我国宏观经济周期

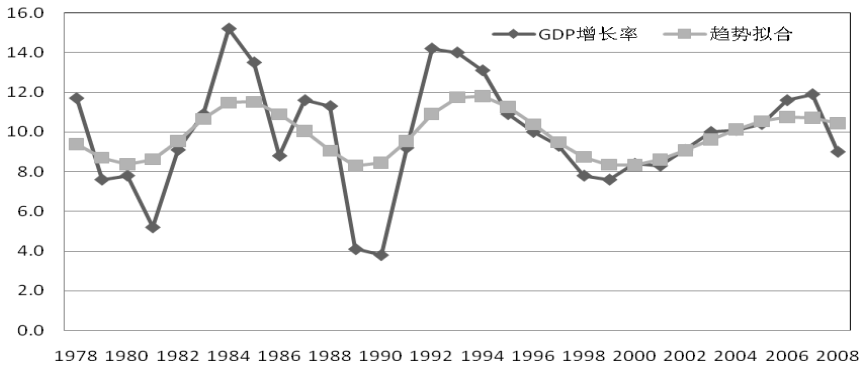
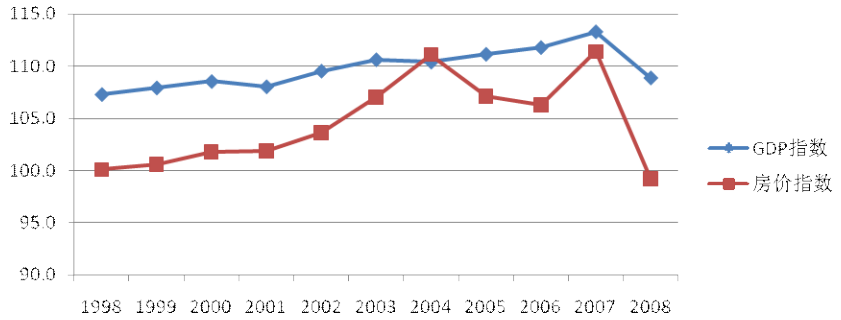


图 7 考察了我国经济周期和房地产周期的关系。1998 年以后至 2008 年以前，房价基本处于单边上扬阶段，经济增长率也不断提高。而到了 2008 年，经济增长率和房价都同时下挫。可以发现，我国的经济周期和房地产周期有较强的关联。同时，房价波动幅度相应更大。简单回归估计发现房价指数变动幅度大约为 GDP 增速变动的 2 倍。

图 7　房地产周期与经济周期



已有的经济周期理论研究都表明，房地产行业周期与宏观经济周期呈正相关关系。在 1998-2008 年这个周期里，房地产投资对经济发展起到了显著促进作用，其占总体投资比重从刚过 10%增加到 2008 年的接近 20%。这段时期的经济增长率也不断调高，二者高度相关。

（二）政府规划

中国城市土地法定为国有，农村土地不得批准不准转为土地出让，这样，政府决定了所有建设土地供给及在建设房地产上的用途。这是典型的 Glaeser and Gyourko(2002)提到的规划（Zoning）导致土地垄断供应的例子。规划导致了土地稀缺和房产类型的局部稀缺，是房地产价格走高的重要因素。近年，地方政府对土地开发用途的规划日渐增多，大到开发区，小到城区某个小块土地，都在政府规划之下，这导致土地局部都是垄断供给状态，并对推动房价有显著影响。这方面的事例很多，但要做数据统计论证相对较难。

（三）政府调控政策

我国房地产经济政策存在着明显的周期性特点，即“鼓励——抑制”这样的政策不断循环。经济扩张政策和经济紧缩政策交替变动，尤其是直接针对房地产的政策变动，也是中国房地产周期的重要成因。根据丁烈云（2003）的总结以及我们对近期政策的搜集整理，从 1988 年开始至今，政府不断使用各种调控手段调控房地产市场，并且效果明显。比如，1988 年，为了扩大房地产业发展，修改宪法，允许土地批租，推行住房制度改革，开放房地产市场。结果导致当年房地产投资和商品房销售增长幅度为 72%和 34%。而 1989 年，国家紧接着加强房地产市场管理，发布《关于加强房地产市场管理的通知》，压缩固定资产投资规模，紧缩银根，使得房地产投资和商品房销售增长幅度降低为 6%和 11%，比上年明显减少。1990 年，出台《土地管理法实施条例》，并进一步紧缩银根，使得房地产开发投资负增长（-7%）。1991 年，深化住房制度改革，房地产开发投资和销售量分别比上年增长 33%和 18%。1992 年，为加快房地产业发展，引进外资，“治理整顿”结束，开放房地产价格，开发消费贷款，使得房地产成为新的投资热点，全年房地产投资额比上年增长 117%，房地产开发企业净增长 2 倍，商品房价格增长 29%。1993 年，为促进房地产健康发展，开始治理整顿，宏观调控，控制投资规模，发布《关于加强房地产市场宏观管理，促进房地产业健康持续发展的意见》和《关于开展房地产开发经营机构全面检查的通知》，由于惯性作用，加上并未特别严格执行，当年房地产开发投资仍然大幅增长 165%，商

品房销售增长 102%，是房地产发展最快的一年。1994 年，发布《国务院关于继续加强固定资产投资宏观调控的通知》和《国务院关于深化城镇住房制度改革的决定》，进一步整顿金融秩序，全面严格检查房地产开发经营机构。使得土地开发面积和房屋新开工面积均呈负增长，并导致今后几年房地产市场的萧条。1997 年，进一步适度从紧财政和货币政策，使房地产开发投资负增长 1.93%。1998 年，为了促进房地产业发展，发布《城市房地产开发经营管理条例》和《关于进一步深化城镇住房制度改革，加快住房建设的通知》，要求从 1998 年下半年起停止住房实物分配，使得房地产投资稳步增长，当年增长 14%，扭转了之前持续下降局面。1999 年，实行积极财政政策，促进住房消费，住房货币化改革，之后几年连续出台促进措施。2002 年，国土资源部发布《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》，规定包括商业、旅游、娱乐、商品住宅用地的经营性用地必须通过招拍挂方式出让。2004 年，国土资源部发布《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》严格实行招拍挂检查。2006 年，发布《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》，严禁农用地转其他用途，规定工业用地补偿统一标准。国有土地使用权出让总价款全额纳入地方预算，缴入地方国库，实行“收支两条线”管理。土地出让总价款必须首先按规定足额安排支付土地补偿费、安置补助费、地上附着物和青苗补偿费、拆迁补偿费以及补助被征地农民社会保障所需资金的不足，其余资金应逐步提高用于农业土地开发和农村基础设施建设的比重，以及用于廉租住房建设和完善国有土地使用功能的配套设施建设。保护耕地，视之为地方政府问责的重要指标。2008 年底，降低房贷利率，2010 年初，提高银行准备金，降低房贷优惠利率，限制购买多套房，对投资性购房进行针对性打击，并计划征收房产税。

总结上文的政策，基本上可以看到：有意促进地产发展的政策年有：1988,1992，1998,1999 和 2008 年。与之对应的是，每当促进政策产生较显著效果，抑制政策都会相应跟随，比如：1989,1993-1994,2002,2010 这些年份，其中 2002-2006 年的土地政策导致土地供给受限，反倒促进了房价。

回顾这些改革，可以看到，我国政府针对房地产的政策在短期很少没有达到调控目标的，并且由于政策的周期性，房地产伴随着相应的周期。这些政策中，影响较大的政策有 1993-1994 年的紧缩政策，使得中国之后六年房地产和经济出现疲软；之后的 1998 年住房商品化改革，极大促进了商品房市场发展；2002-2006 年的土地政策使得土地价值不断提升，成为地方政府重要财源，对房价也有推动

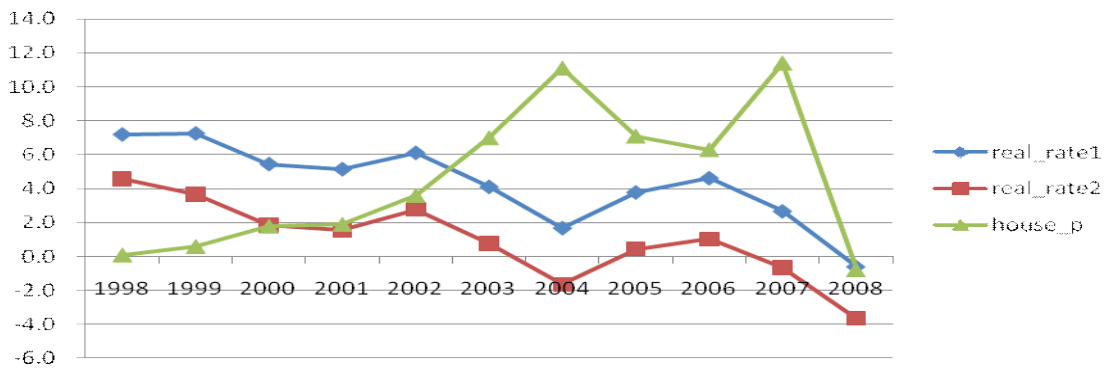
作用；2007 年开始的新一轮紧缩政策及国际金融危机导致房地产市场的大萧条，2008 年底开始出台新政策救市，从而 2009 年中期开始房价开始大幅攀升；而 2009 年底开始，针对房地产的宏观调控再次出台，导致了当前的市场相对冷清状态。

（四）实际利率

很多学者谈到了实际利率的影响，最近美国哈佛肯尼迪学院的 Glaeser 等人认为利率虽然影响房价，但影响力并不像大多数学者想象的那么大。他们提到几个原因：一个原因是房地产的再融资（Refinance）功能，即，即使在高利率的时候购买房子，由于房子可以在利率下降的时候再融资更多，因此房价并不会因为当前高利率而明显下降。第二个原因是，人口的流动使得人们即使在低利率的时候，也不会付太多价格给房子，因为到他们搬家的时候，可能需要在高利率时卖房子。第三个原因是，如果房屋供给是有弹性的，那么即使利率低时高房价也不可持续，美国很多低价且少管制的土地使得长期看住房供给富有弹性。第四，即使给定低利率，人们往往不能借到想借的所有钱，以支撑高房价。

对应于中国，这几个可以弱化利率对房地产影响的原因有些并不重要。中国居民购买房地产的典型目的是长久居住、少用于再融资，并且土地供给有限。只有第四个才可能是弱化利率影响的因素。我们将一年期存款和贷款利率减去消费价格指数，观察两种实际利率对房价走势的影响，如图 8 所示。可以看到，除了 2008 年这一受到金融危机影响的异常点外，在其余年份，实际利率与房地产价格涨幅呈现显著的负相关关系。即，当实际利率降低时，房价涨幅会增大。观察他们之间具体的数量关系，简单相关系数显示房价指数与实际存款利率和实际贷款利率相关系数分别为-0.922 和-0.945，控制常数项的回归分析显示实际存款和贷款利率对房价指数的边际影响分别达到-2.01 和-2.1。

图 8　中国的实际利率与房地产价格



注：real_rate1：贷款利率 - CPI; real_rate2:存款利率 - CPI

（五）中国特有的影响因素

自从 1998 年以后，我国房地产价格基本没有出现长期下跌，同时，人们收入水平提高很快，不断扩大的城市人口比重对房地产的需求，支撑了如此之高的房地产价格。这十几年的经历，使得居民对房价有了一个只涨不跌的预期，随着 2008 年房价快速下跌之后的更大幅度反弹，这个预期得到了强化。加之房产在中国本身可以作为炫耀性的财富，投资者购买时有很强的从众心理，也是促使居民热心购买房产的原因。另外，在我国投资渠道比较单一，地方政府对土地的控制，国有企业预算软约束形成的高价购地，以及长期快速增长的货币供应量，不断增加的成本，都是房地产价格不断高企的原因，不再一一赘述。

观察这些影响我国房地产价格周期的因素，可以看到：不断增长的收入和城市化过程决定了房价不断上涨的长期走势，但政府行为（包括规划行为和土地政策）导致了房地产价格可能在相对高的位置运行，同时，经济周期、政府周期性调控政策（包括金融政策）是导致周期波动的重要原因。

四、当前中国房地产市场位置判断

根据上文对房地产波动影响因素的总结，以及针对中国房地产市场的影响因素分析，我们可以大致判断当前房地产处于一个怎样的位置，及大致预测今后一段时间的走势。

首先，经过了奥运经济、汶川地震、次贷危机等各种事件汇集影响的 2008 年以后，经济应该步入原有的周期运行轨道中，通过对中国经济波动的平滑处理（图 6）可见，在此阶段，我国经济应该步入一个下行周期，接近底部阶段。单独从经济周期的角度看，房地产价格涨幅本身应该处于一个下调阶段。

第二，不能忽视的是当前处于负实际利率阶段，如图 4 和图 8 的分析。从这个维度看，这可能导致房价有持续走高的动力。但是，从经验上看，负利率从来是不可持续的状态，加息在所难免，这也必将导致房地产价格涨幅回调。

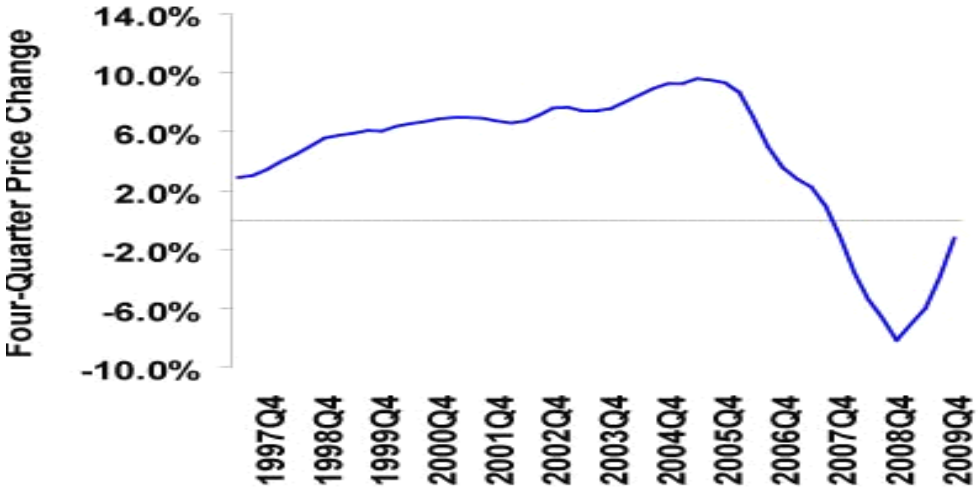
第三，当前正值政府调控周期的“抑制”阶段，即在 2008 年后的 4 万亿投资及宽松流动性导致房价保障后，政府正努力打压房价。历史经验表明，政府从来是“不达目的不罢休”，即使只是短期地打压房价，房价涨幅下行也在所难免。

第四，其他税收手段如物业税正在尝试试点运行，同时地方政府融资平台也在受到监控，这些因素都会导致对房地产预期变差。

最后，当前面临着极为不确定的国际经济环境。欧元区债务危机，以及美国

持续的高失业率，都可能导致中国出口市场受到影响。经济环境的恶化也会传导到房地产市场，这是一个不确定因素。一个好消息是，美国房地产市场价格近期虽然还在下降，但降幅缩窄到接近 0 的程度，可能是一个国际环境好转的指标。

图 9　美国房地产价格季度同比变动趋势



总之，我们认为，当前利率存在上调可能、政府的抑制性政策以及宏观经济周期下行的影响，很有可能导致房地产价格涨幅在短期进入一个下行阶段。

五、讨论与建议

外生的房价降经常伴随着地价降和交易量下降，也导致居民财富缩水、银行资产质量降低和总社会消费的萧条。房地产投资会随之下降，由此引发上下游产业链萎缩，失业率上升，财政收益和政府开支都会减少。

但房地产市场存在周期也是不可争议的事实，房价涨幅过快的时候，就有回调的压力，无论长期经济如何向好，这个短期波动总是难免的。即便如此，弄清房地产价格周期的影响因素，对于认清合理原因和不合理原因，并制定相应合理政策是必要的。

首先需要说明的是，中国目前房地产投资并不充分，比美国日本高峰时期的房地产投资占社会总投资比重有很大差距。而中国正处于城市化和居民追求更好生活品质的时期，放开土地供应，尤其是放开作为住宅的土地供应，减少土地用于其他方面的规划，是非常必要的。已有的研究表明，只有存在充分弹性的土地供应市场，并且减少建设房屋的约束，房地产价格才会比较平稳。产出的增加才能最终增进社会福利，对于房地产市场，也不能盲目通过限制手段控制价格。

第二，房地产的合理价格应该是市场决定的，根据影响因素的不同，市场均衡价格会不断变化。在此大前提下，提高保障性非产权住房对于稳定房价也非常

有效，德国是一个很好的例子。如果居民都有一个稳定的住所（即使没有产权），那么投资投机性购房的冲动就会大打折扣，房价波动也不会那么大。

第三，虽然理论上税收可以作为一个自动稳定器减少波动，但已有经验表明房产持有税并不能很大程度减少房价波动的风险，交易税在中国已有例子，物业税在全世界都有例子，存在物业税的国家如美国照样发生次贷危机。虽然如此，我们必须认识到房地产消费的负外部性，即一个人在某个位置占用大的面积，就会减少其他人使用的面积，给其他人造成拥堵。因此土地税是应该征收的，虽然这些税收可能带来一定程度的经济扭曲。

第四，我们认为不应过分强调房地产业在经济中的正面或负面作用，比如"房地产绑架经济"之类的说法并不贴切，整个经济是一个链条，任何一个环节都不可或缺，或者说任何一个较大的行业都可以绑架中国经济。正是由于经济系统的关联性，如果要打压房地产，不能简单以房地产产值占国民经济比重衡量其可能损失，因为对上下游的影响可能更大。这些都是观念上的问题。

基于此的一些政策建议是：首先，应该尊重市场规律，按照市场定价原则认识房地产合理价格所在。第二，追求长期经济平稳增长、适当降低波动的政策可以采取，可以适当进行反周期的经济操作，熨平经济周期；第三，至少要保持实际利率为正，否则资产价格过高很难避免；第四，土地供应限制的放松与规划管制的尽可能减少，是最终的熨平房地产价格周期的办法，这也是 Glaeser 等提出的最终办法。

参考文献：

丁烈云，房地产周期波动成因分析，华中科技大学学报，社会科学版，2003 年第 2 期。

况伟大，土地用途，外部性与土地税，中国土地，2005 年第 10 期。

吴继侠，日本房地产周期的成因及其对我国的启示，青海社会科学，2004 年第 6 期。

Bernanke, Benjamin. Monetary Policy and the Housing Bubble. Available at http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100103a.pdf, AER, 2010, 100(2).

Clayton, Jim, Rational expectations, market fundamentals and housing price volatility. Real Estate Economics, 1996, 24(4), pp.441-470.

Dowding, Keith, John, Peter and Biggs, Stephen, Tiebout: A Survey of the Empirical Literature. Urban Studies, 1994, Vol.31, pp.767-797.

Frank, R., The Frame of Reference as a Public Good. The Economic Journal, 1997, 107: 1832-1847.

Glaeser, Edward L., Joseph, Gyourko, The Impact of Zoning on Housing Affordability. Working Paper 8835, NBER, 2002.

Glaeser, Edward L., Gottlieb, Joshua, Joseph, Gyourko, Did Credit Market Policies Cause the Housing Bubble? Harvard Kennedy School, Rappaport institute for greater Boston, Taubman Center for State and Local Government, 2010, May.

Millard, Stephen P., and Simon Wells, The Role of Asset Prices in Transmitting Monetary and Other Shocks, The Bank of England's working paper series, 2004,No.188.

Muellbauer, John, Housing, Credit and Consumer Expenditure, CEPR Discussion Papers, 2008,No. 6782.

Oates, Wallace E., The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis, The Journal of Political Economics, 1969, Vol.77, pp.957-971.

Wassmer, Rober W., Property Taxation, Property Base, and Property Value: An Empirical Test of the New View, National Tax Journal, 1993, Vol.46, pp.135-160.

Yinger, John, Bloom, Howard S., Axel, Boersch-Supan, and Ladd, Helen F., Property Taxes and House Values: The Theory and Estimation of Intrjurisdictional Property Tax Capitalization.,San Diego, 1988, CA.:Academic Press.

Zheng Jie, Strong Bubbles and Common Expected Bubbles in a Finite Horizon Model. 2010, working paper

分报告 4：

地方政府融资与财政风险

一、引言

地方政府融资是指以地方政府或地方政府平台公司为主体，在国内外金融市场融资的行为，主要包括股权融资和债权融资两种。在我国，地方政府融资主要以债权融资为主。关于地方政府负债及财政风险问题，首先需要从三个层面上进行定义和明确：第一、地方政府负债包括哪些方面的内容，即地方政府负债的内涵。这个问题可以通过Hana Polackova（1998）的财政风险矩阵进行定义。地方政府负债包括两个维度，从负债的法律强制性角度看，分为显性负债和隐性负债；从债务发生的条件看，分为直接负债和或有负债。因此，地方政府负债包括直接显性负债、直接隐性负债、或有显性负债和或有隐性负债四种不同类型的负债。不同类型的负债其财政风险不同。第二、时间维度，即地方政府的短期负债和长期负债，对应的财政短期风险和长期风险也不同。根据国际货币基金组织的定义，短期的财政风险是指在遭受某种冲击，如经济增长偏离预期、失业率上升、利率升高、货币贬值、贸易条件恶化、自然灾害、政府担保需要偿付等，财政运行结果显著偏离预算（或其他财政预测）的可能性（IMF，2008）。因此，短期的财政风险实际上指的是某年度的财政实际收支可能会出现和预算不一致的情况，如收入显著小于预算收入（未预期到的收入损失）或支出显著大于预算支出（未预期到的支出压力），使得政府面临入不敷出的困境。在许多情况下，对这类风险缺乏披露和应对措施会导致政府背负高额债务，在极端的情况下甚至有可能出现再融资困难和财政危机，最终引发一国经济、政治的全面危机和社会动荡。长期的财政风险主要指从长期看财政不能持续的可能性。Chalk 和Hemming（2000）认为，从理论上说，财政的可持续性是指政府的财政收支既需要满足短期的静态预算约束，又需要满足长期的跨期预算约束。第三、财政风险的度量。目前实践中使用较多的财政风险度量方法有两种，一种是前面提到的Hana Polackova（1998）的财政风险矩阵，主要关注财政的支出方面，即财政预期支

出的压力；另一种是描述财政风险的方法是欧盟国家使用的风险指标法，其中财政赤字/GDP的比率以及政府债务/GDP的比率是两个最常用的指标，前者侧重对财政短期风险的度量，后者侧重对财政可持续的度量，即财政的长期风险。

我国的地方政府融资行为有其特殊性。首先，和西方国家相比，我国地方政府不具备直接发债的权力，因此，地方政府负债大多数都通过其下属的投融资平台公司进行，负债规模不直接体现在地方财政的收支预算表中。其次，我国地方政府作为投融资平台公司的实际股东，大都采用资产出资的方式，直接将当地政府的土地、国有企业股权等资产划入投融资平台公司，做大平台公司资产规模，从而增加其负债能力。因此，平台公司的负债能力不仅依赖于当地政府的财政收入，还取决于其资产规模，体现了当地政府各类国有资产的综合融资能力。第三，地方政府隐性负债现象突出。中国特色的社会主义经济体制和财政管理体制，决定了“地方政府为下属平台公司承担负债、上级财政为下级财政承担负债”成为普遍现象，其结果是“地方政府不会破产、地方平台公司不会破产”成为共识，导致地方财政表内显性负债规模小，但实际隐性负债规模庞大。

为应对国际金融危机的冲击，2008 年底我国启动 4 万亿政府投资计划，通过大规模提高政府投资应对经济下滑风险。这个措施被事实证明有效地促进我国宏观经济的复苏。根据国务院的最新精神，在 2010 年及未来若干年中还将保持这种大规模政府投资。大规模持续的政府投资计划，不仅使我国各级财政的预算压力加大，而且使我国政府的负债风险成为国内外关注的重点。事实上， 2009 年在贯彻落实 4 万亿投资计划期间，各地方政府已经采取了各种方式进行大规模债务融资。据新华网转载银监会的统计数据显示，截止 2009 年末，我国地方政府融资平台贷款余额为 7.38 万亿元，同比增长 70.4%，占一般贷款余额的 20.4%。2010 年一季度的银行新增贷款中，仍有 40%流向地方政府融资平台。[1]照此规模测算，我国地方政府融资平台债务融资规模约占 2009 年全国 GDP 的 22.28%，甚至超过了 2009 年全国财政收入。

在现有的体制下，地方政府融资平台的大规模融资，如果缺乏有效的控制和合适的引导，就必然带来地方财政短期风险和长期风险隐患。这些风险隐患可能使地方财政抵御外部冲击的能力下降，影响政府对宏观经济的调控能力，甚至可能引发银行坏账，对我国的金融安全和宏观经济造成不利影响。考虑到我国地方政府融资的特殊性，本文不采用欧盟国家使用的财政赤字/GDP 的比率以及政府

[1] 新华网：《地方政府融资平台缘何遭遇加强管理》，网址 http://news.xinhuanet.com/politics/2010-06/15/c_12222674.htm

债务/GDP 的比率作为地方财政风险的度量，而是结合我国目前地方政府融资的现状，从一系列统计数据中分析目前我国地方财政面临的预期支出压力，研究地方财政的稳定性和可持续性问题，并在此基础上探讨我国地方财政面临的短期风险和长期风险。

二、文献综述

Alberto Alesina 等人（1992）对加拿大、法国、爱尔兰、意大利、日本、西班牙、英国和美国等 12 个 OECD 国家 1974 年—1989 年的经验数据进行实证分析，用政府融资利率与私人部门融资利率的比率作为衡量政府债务违约风险的重要指标。研究发现市场对高负债国家的政府风险非常担心，政府融资利率与私人部门融资利率的比率与该国政府的负债规模及负债的增长率呈正相关（除债务/GDP 占比稳定的国家以外）。Wiliam Easterly（1999）论述了政府的财政机会主义特征，认为政府通过财政调整以减少账面债务，直接显性债务减少的同时往往是等量的隐性债务的增加。IMF（2005）从政府担保的角度分析了财政风险的问题，并提出了财政担保的度量方法。总的来说，国外对财政风险的度量，除了前言部分提到的两个分析框架以外，很多研究是将财政风险与其发行的债券（包括票面利率和评级）直接挂钩。我国在经历了几次财政体制改革后，地方政府无权直接发债，其监管、评级、预警体系等方面的建设还相对薄弱，因此，国外的研究成果对我国的借鉴意义有限。

国内学者对我国地方财政风险问题有针对性地开展了广泛的研究和讨论。湖北省“地方财政风险”课题组（2000）根据湖北省财政的具体情况，实证分析了湖北省地方财政的风险问题。湖北省“地方财政风险”课题组（2000）认为，地方财政的风险主要表现在以下方面：一是财政赤字，湖北省 1997 年有 4 个县的滚存赤字超过了本级财政可用财力的 50%以上，最高的县达到了 123.03%；二是财政挂账，粮食、棉花的亏损挂账成为地方财政的沉重负担，1998 年 5 月底湖北省粮食企业有 180 亿元的历史挂账，1998 年下半年又新增 12 亿元，其最终解决还是要落到地方政府，因此成为地方政府的或有负债；三是财政债务及财政连带债务，政府外债部分，1999 年 6 月底，湖北省累计拖欠世界银行逾期款约合人民币 5.01 亿元，从 1996 年以来，湖北省财政已经垫付还款 2.5 亿元；政府内债部分，仅宜昌市市直财政对外担保贷款额达到 108208 万元。此外还包括政府支出强扩张以及经济增长放缓、效益下降等因素导致的地方政府或有负债，其中

文章认为经济增长放缓、效益下降是地方财政风险的主要原因。地方政府或有负债研究课题组（2003）对我国地方政府或有负债现状（包括或有显性负债和或有隐性负债）进行分析，归纳出我国地方政府或有负债的七个突出特点，并分析了我国地方或有负债的成因。地方政府或有负债研究课题组（2003）认为，地方资本生成能力低下与地方经济和社会发展对资金的巨大需求之间的矛盾是地方财政或有负债产生和不断累积的重要原因；政府职能转变滞后，政府行为不尽规范和失当是地方财政或有负债产生和不断累积的根本原因；地方债务管理体制改革滞后是地方财政或有负债产生的直接原因。在此基础上，地方政府或有负债研究课题组（2003）提出了七大项政策建议，明确提出了规范地方政府担保以及赋予地方政府直接融资权利等措施。喻桂华、陈建青（2005）利用地方政府财政风险矩阵，假定福建、四川、宁夏三省代表东部和中西部省份地方政府财政平均负债情况，估算了我国省级政府、地市级政府、县级政府以及乡镇级政府的直接显性负债情况。吴存谷和杨海曼（2006）构建了三个层次 20 个指标的地方政府负债风险系统，通过对浙江省瑞安市 2000 年——2005 年的经验数据进行分析，认为瑞安市的财政较为安全，尚处于轻度警戒状态，但需采取措施提高财政集中率，严格控制财政赤字和政府负债的规模，并相应调整政府负债的投入方向，保障政府负债资金的效益和安全以减轻财政风险程度。冉光和、李敬和管洪（2006）从静态和动态两个视角，建立地方政府负债风险模型，分析了风险的生成机理及影响负债风险的关键因素。在此基础上，冉光和、李敬和管洪（2006）基于西部某省 40 个区县 2000 年——2004 年的经验数据，运用粗糙集理论，建立了地方政府负债风险的预警模型，发现地方居民个人偿债率、地方债务依存度等六个指标时地方政府负债风险的敏感因子。李伯涛（2009）采用风险指标法，对次贷危机冲击下我国财政风险进行度量，重点研究了增长冲击给我国财政带来的风险。文章通过实证研究发现，在次贷危机冲击下，我国面临增长放缓的风险，受其影响短期内我国的财政风险有加大的趋势，在低、中两种增长前景下，2009 年的赤字率均超过了 3%的欧盟上限值。但由于自 2004 年以后我国财政政策就从积极转向稳健，使得危机爆发前我国的债务/国内生产总值比率维持在一个较低的水平，既使在 2009 年赤字大幅增加的情况下，该比率依然在 20%以下，远离 60%的欧盟上限值。所以李伯涛（2009）认为，总体上我国目前的财政仍是可持续性的，财政状况处在安全边际之内。

国内学者对地方财政风险的研究主要围绕负债估算、风险预警和风险计量等

方面开展。在估算地方财政负债时，重点关注地方财政的或有负债和隐性负债对地方财政风险的影响。由于统计数据的限制，此类研究大都针对局部地方财政进行测算。在地方财政风险预警方面，主要通过设定地方财政风险的影响因子（或敏感性因子），通过计量模型测算相关预警指标。此类研究大都也针对局部地方财政进行测算。在风险计量方面，国内有许多学者沿用了国际上通用的财政赤字/政府债务与 GDP/财政收入的比值，作为财政风险的度量。但本文认为，如果只考虑地方政府表内的显性负债与 GDP/财政收入的比值，容易低估由于地方政府融资平台给地方财政增加的隐性负债的影响；如果加上上述平台公司隐性负债，与当地 GDP/财政收入比较（不考虑平台公司的资产和收入情况），则可能高估平台公司融资给财政风险带来的影响。因此，本文将结合我国实际，侧重分析 2009 年地方政府（包括平台公司）融资表现出的特点，在此基础上探讨我国地方财政可能存在的风险。

三、我国地方政府融资的财政风险分析

本文根据国际上普遍使用的财政风险分析框架，定义地方财政的短期风险为地方财政可能面临的预期支出压力，包括地方政府目前的负债（包括平台公司负债）安排是否合理，其本息偿付是否有收入保障等问题；定义地方财政的长期风险为地方财政收入增长的可持续问题。在分析地方财政风险时，假定地方财政为地方投融资平台公司的负债承担最后还款责任，即地方投融资平台公司的负债为地方财政的隐性负债；假定平台公司的收入不变，负债规模不变，地方财政收支压力是影响地方财政风险（由于背负平台公司的隐性负债）的主要因素。

（一）短期风险分析

赫伯特·V.普罗克诺 1949 年在《定期放款与银行流动性理论》中提出 “预期收入理论”，认为稳定的贷款应该建立在现实的归还期限与贷款的正确担保的基础上；贷款能否到期归还，是以未来收入为基础的，只要未来收入有保障，长期贷款和消费信贷就能保持流动性和安全性。根据上述理论，地方政府（包括平台公司）必须对自身的收入有合理预期，合理安排贷款的规模、期限和利率等融资要素。但是， 2009 年很多地方政府的融资安排并不合理，主要表现在以下三个方面。

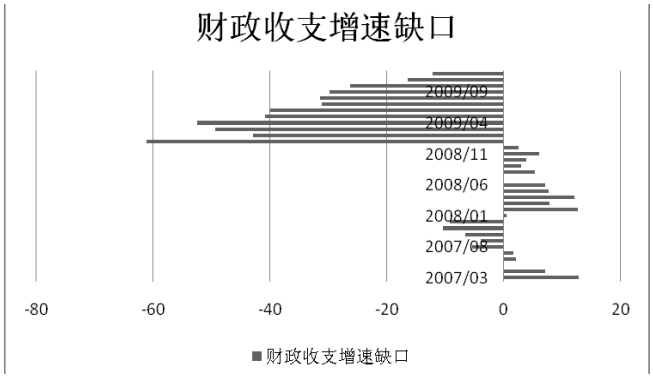
1、财政收支增速缺口加大现象普遍，地方财政稳定性下降

2009 年是非常特殊的年份。年初国内外宏观经济形势不明朗，下行风险不断

加大，中央通过大规模政府投资促进经济尽快复苏。在这种情况下，2009 年全国财政收入，无论是中央还是地方，财政收入增长的经济基础非常薄弱。在一些沿海发达省份，如广东和上海，由于经济不景气导致税收下降，其地方财政 2009 年甚至面临收入下降的巨大压力（见附表 1）。

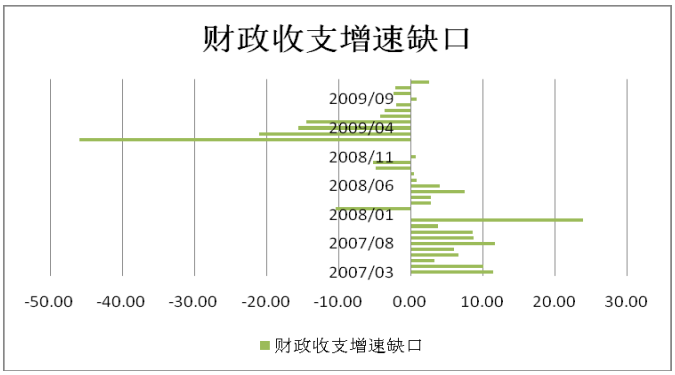
在收入增长压力加大的情况下，我国大部分地级市的财政支出却大幅增加，普遍出现了财政支出增速超过财政收入增速的现象。2009 年地方财政收支增速的缺口迅速扩大，普遍达到了历史上的最高值，部分地级市财政甚至支出增速超过收入增速 100%以上（见图 1——图 4）。类似的情况还出现在常州、惠州、嘉兴、宁德、莆田、三明、绍兴、台州、泰州、无锡、扬州、漳州、镇江、舟山和珠海等其他十五个经济较发达的地级市。这些地级市在 2007 年以前普遍财政收入增速超过财政支出增速，但在 2009 年初开始都出现了不同程度的收支增速缺口。在地方财政收入增长远远落后于财政支出增长的情况下，地方政府（包括平台公司）负债规模上升，短期内快速提高地方财政负债率（含隐性负债），使地方财政稳定性降低。

图 1　龙岩市 2007 年 3 月——2010 年 3 月财政一般预算收入同比增长率与财政支出同比增长率的差额（单位：%）



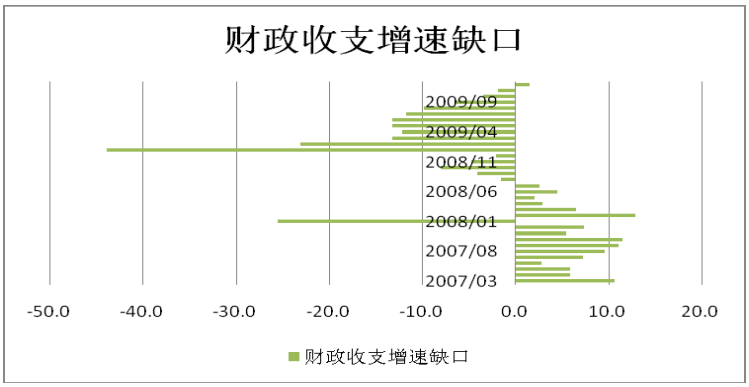
数据来源：wind 资讯

图 2　佛山市 2007 年 3 月——2010 年 3 月财政一般预算收入同比增长率与财政支出同比增长率的差额（单位：%）



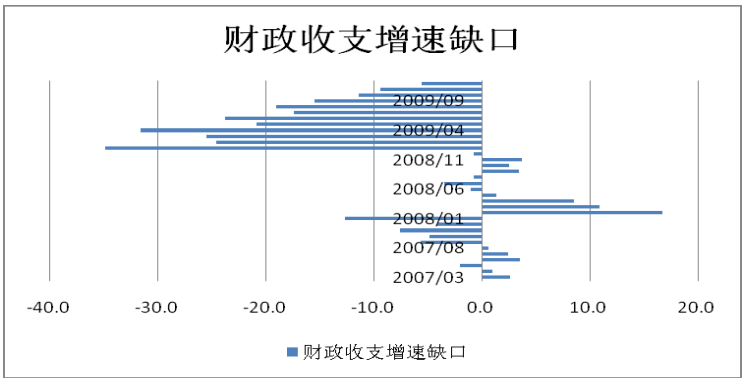
数据来源：wind 资讯

图 3　苏州市 2007 年 3 月——2010 年 3 月财政一般预算收入同比增长率与财政支出同比增长率的差额（单位：%）



数据来源：wind 资讯

图 4　泉州市 2007 年 3 月——2010 年 3 月财政一般预算收入同比增长率与财政支出同比增长率的差额（单位：%）



数据来源：wind 资讯

2、负债短期化现象突出，预期支出压力大

在地方财政普遍出现收支缺口的情况下，我们还发现地方政府在融资时负债期限短期化的问题比较突出。负债短期化使地方财政短期的预期支出压力加大，成为影响地方财政短期风险的另一个重要因素。

负债期限相对过短的内涵主要有两方面：一方面是负债期限相对于财政收入（或平台公司现金流）而言过短，在还款期限内应偿付的本息占当期收入的比例过高，迫使地方财政（或平台公司）对支出结构做出重大调整；另一方面是负债期限相对于其融资建设项目的投资回收期而言过短，在还款期限内尚未收回投资，即“短借长投”的情形。在第一种情况下，负债短期化使地方财政短期风险加大；在第二种情况下，负债短期化还影响了地方财政的长期风险。

2009 年财政部代发的地方政府债券的期限全部为 3 年。从单纯的项目融资的角度说，政府投资项目在 3 年内收回投资的难度极大。因此，2009 年财政部代发地方政府债券为地方政府所融资金，只能被理解为地方财政的“流到资金”，

仅供周转使用。在启动财政部代发地方债之前，地方政府没有直接发债的权力。相比之下，在发达国家，地方政府是可以为城市基础设施建设，如高速公路等，直接发行 10 年期甚至更长的债券。这些债券融资专项用于某项目建设，其本息偿付来源于该项目投资收益。这种融资期限安排与项目建设的投资期限和项目收益相匹配，财政风险相对可控。我国地方政府负债期限过短的现象，为未来两三年（也就是 2009 年短期负债还款集中到期时点）地方财政的稳定性埋下隐患。

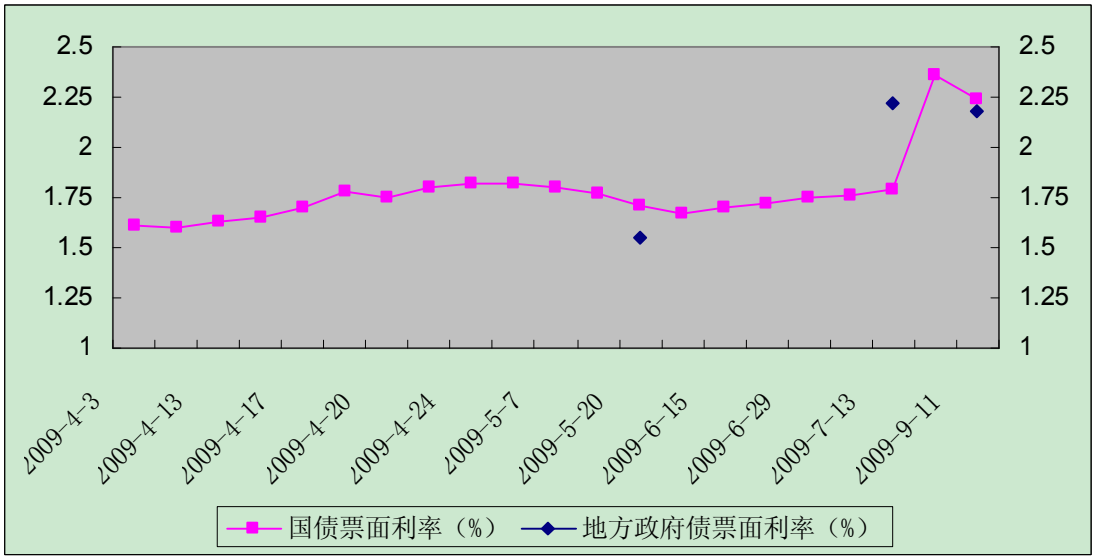
除了财政部代理发行的地方政府债券期限过短以外，2009 年许多地方政府（包括平台公司）通过信托贷款的方式融资，也出现融资期限过短的问题。附表 2 中列举的地方政府平台公司通过信托方式融资情况，从中我们可以很清楚地看出，信托方式的融资期限比地方政府债更短，一般在 2 年左右，很少超过 3 年（从行业看，3 年基本上是信托贷款的上限）。综上所述，目前有很多地方政府财政（包括其投融资平台公司）在未来 2-3 年中有大量短期负债将要到期，届时地方财政将面临巨大的支出考验。如果地方财政收入低于预期，地方政府（包括平台公司）又不能顺利地发行新债来偿还旧债，那么这些短期负债将影响地方财政（包括其投融资平台公司）在 2010 年、2011 年的正常支出，支出结构可能被迫进行重大调整。如果预算工作做的不好，那么这些短期债务将成为影响地方财政稳定的巨大风险隐患。

3、融资成本高，非理性融资现象突出

融资成本是地方政府负债中另一个非常关键的要素。如果融资成本不合理，会使地方财政（包括平台公司）增加不必要的负担。2009 年我国地方政府的融资成本普遍偏高，从侧面反映出地方政府（包括平台公司）融资的非理性。

（1）财政部代发地方政府债和城投债融资成本偏高。这两个债券是目前相对成熟的债券品种，也是地方政府比较成熟的融资渠道。2009 年发行的地方政府债券平均票面利率为 1.8304%。同在 2009 年 5 月份发行的期限相同的债券（该月份发行的债券利率在 2009 全年相对较低），地方政府债的票面利率是 1.77%左右，国债是 1.55%，前者高出 14.2%；同在 2009 年 8 月份发行的期限相同的债券（该月份发行的债券利率在 2009 年全年相对较高），地方政府债券的票面利率是 2.36%左右，国债是 2.18%，前者高出 8.3%（见图 5）。

图 5　2009 年地方政府债券票面利率及同期发行的 3 年期国债票面利率走势图



数据来源：财汇金融分析平台

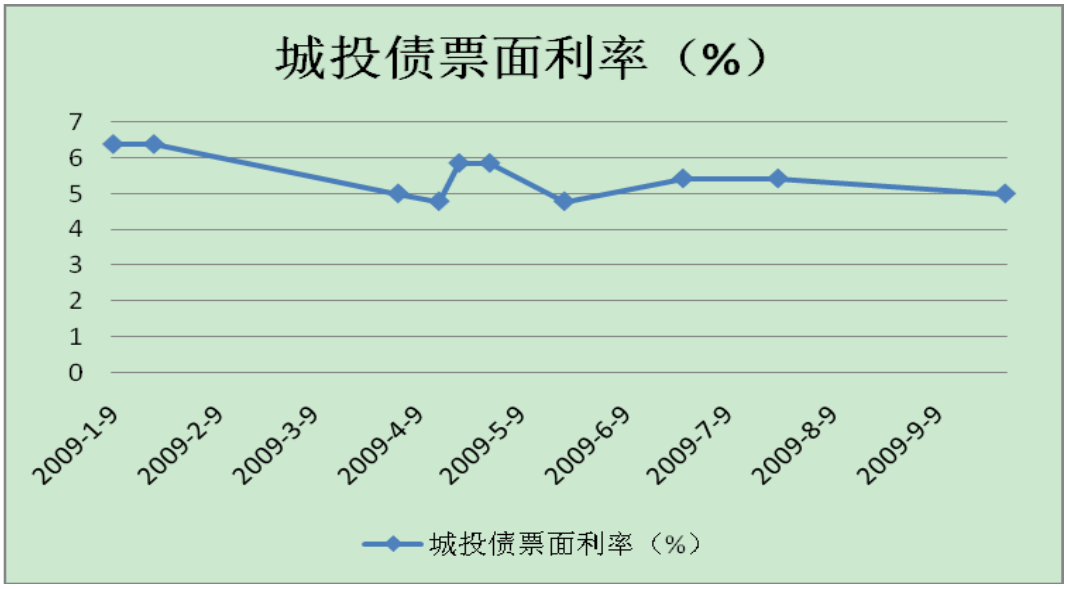
也就是说，同样是财政为主体直接负债，地方政府需要比中央政府多支付约 10%的融资成本。这部分成本虽然可以解释为不同级别财政的风险溢价，但是却实实在在地进入了地方财政的支出预算。

（2）地方政府以平台公司为主体进行融资的成本相对更高。地方政府平台公司的融资主要有三种形式：一是银行项目贷款；二是发行企业债；三是信托私募融资。这三种形式的负债成本逐级升高。

银行贷款的成本以中国人民银行规定的基准利率为基础，上下浮动，其中根据我国的监管规定，向下浮动的比例不得超过 15%。据此计算地方政府投融资平台公司，如果通过银行申请 3 年期贷款的话，那么其融资成本将不低于 4.59%/年，比同年度地方政府债券票面利率年度最高值高 94.5%，比年度最低值高 186.9%。

平台公司为主体发行企业债的成本受市场条件及承销商能力等多重因素影响，但融资成本总体而言比银行贷款更高。2009 年上市发行的 10 只城投债（见图 6），总共募集资金 159 亿元，平均票面利率为 5.486%，如再加上发行主体为承销商支付的发行费，以及为担保方提供的反担保措施（或支付的担保费），其综合融资成本预计将超过 7%，比同年期银行贷款基准利率（由于上述城投债期限均为 10 年以上，相应期限的银行贷款基准利率为 5.94%）高 17.8%。

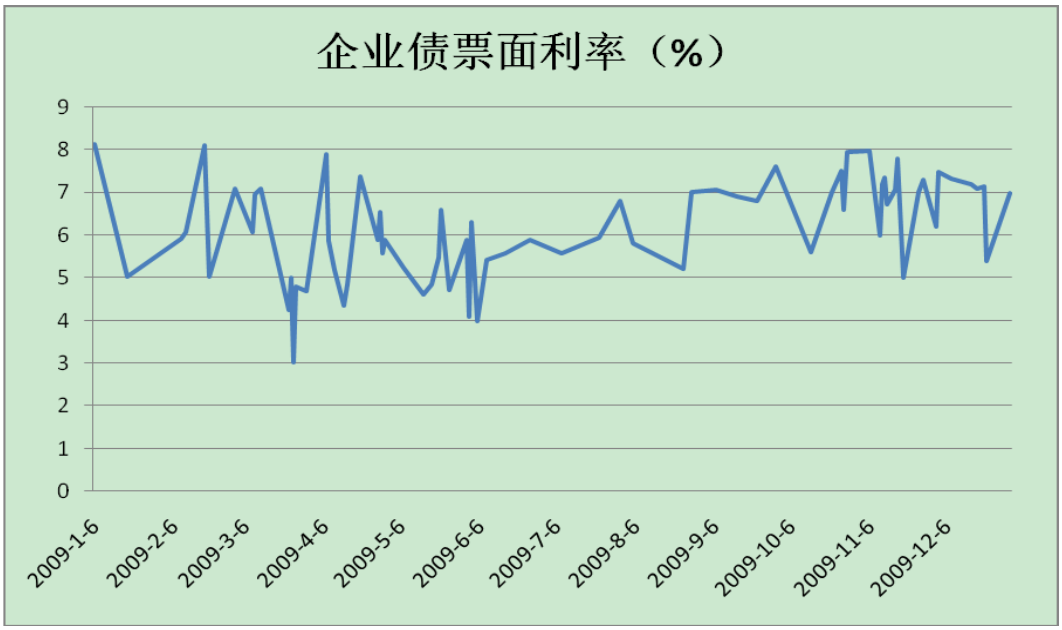
图 6　2009 年城投债票面利率走势图



数据来源：财汇金融分析平台

2009 年地方政府平台公司为提供公共服务，包括城市建设、基础设施建设和水务等，发行的 140 只企业债，总共募集资金 2059.1 亿元，平均期限 7.32 年（最短 3 年，最长 10 年），平均票面利率为 6.1045%（**见图 7**），比同年发行的城投债平均票面利率高 11.3%。如再加上发行主体为承销商支付的发行费，以及为担保方提供的反担保措施（或支付的担保费），其综合融资成本预计将在 8%左右。

图 7　2009 年平台公司企业债票面利率走势图



数据来源：财汇金融分析平台

信托贷款的融资成本最高。附表 2 列举了 2009 年部分地方政府平台公司通过信托方式融资的情况。这些融资从表面上看有的以负债的形式出现，有的以股权

的形式出现，但是股权融资均附带了股权回购协议或地方政府部门的回购承诺，因此其本质上都属于债权性质的融资，是地方财政的隐性负债。地方政府投融资平台公司这种信托私募融资的交易结构是：信托公司通过各种渠道募集资金，设立信托计划后以信托公司的名义向地方政府平台公司发放信托贷款，平台公司按借款合同约定的方式向信托公司还本付息，信托公司收到平台公司偿还的本息，扣除各项费用后再分配给信托产品的投资者。由于信托自有资金一般较少，又无法像银行一样吸收公众存款，因此信托公司是以金融产品的形式向社会上募集资金。这种交易结构导致两个结果：一是地方政府平台公司借款利息存在较大的不确定性，受信托产品发行期内市场平均的投资预期收益率、基准利率水平及流动性影响较大（如 2007 年下半年很多信托公司的资金成本都超过 10%）；二是信托公司需要花费大量的人力物力进行项目尽职调查、产品设计及产品销售工作，期间需要花费更多的费用，信托公司也要求收取更高的管理费，这些都全部由借款方承担。因此，通过信托私募的方式融资成本比银行贷款和企业债相对更高。从附表 2 中我们可以看出，2009 年我国部分地方政府采取财政担保的信托私募的方式，其信托产品的投资者收益率已经高达 7%。如果考虑信托公司收取的管理费（一般由信托公司主导发行的信托产品，信托公司收取的管理费不低于 2%）和销售渠道费（一般在 1%左右），其综合融资成本很可能超过 10%，比同年期银行贷款基准利率（由于上述信托融资期限均为 2 年以上，相应期限的银行贷款基准利率为 5.4%）高 85.2%。

表 3 是根据上述不同融资方式的成本，以 100 亿元 3 年期融资，按等额本息的方式还款，对应地方财政（包括平台公司）还款安排（利息按单利计算）。从表 3 中我们可以看出，同样依托地方政府信用，不同的融资方式给地方财政（包括平台公司）带来的偿付压力相差极大。高成本的融资在地方政府总融资中所占比例越高，地方财政的偿付压力越大，风险越大。

表 3　不同方式融资成本及还款测算

	综合成本（%/年）	本息总额	等额本息偿付每年偿付金额	增加值（以地方政府债为基准）
地方政府债	1.8304	105.4912 亿元	35.16 亿元	**--**
银行贷款	4.59	113.77 亿元	37.92 亿元	**+2.76 亿元**
企业债/城投债	7	121 亿元	40.3 亿元	**+5.14 亿元**
信托私募	10	130 亿元	43.33 亿元	**+8.17 亿元**

（二）长期风险分析

地方财政的长期风险主要是地方财政收入的持续性和稳定性问题。如果地方财政收入无法保证长期稳定增长，那么地方政府不合理负债融资会使地方财政的长期风险加大。从影响地方财政收入持续性的角度，主要涉及地方财政收入结构、地方政府项目的经济效益以及我国财政管理体制等问题。

1、地方财政收入结构不合理

我国地方政府财政收入结构不合理的情况较为普遍，影响了地方财政收入的可持续增长，主要表现在以下三个方面：

（1）部分地方政府对土地出让收入等“土地财政”性质的收入依赖程度较高。以厦门市为例，2009 年在市本级政府性基金收入预算中，土地出让收入预算安排 1,371,312 万元，主要收入项目包括：国有土地使用权出让金收入 1,319,312 万元；国有土地收益基金收入 42,000 万元；农业土地开发资金收入 5,000 万元；城市基础设施配套费收入 5,000 万元。2009 年市本级土地基金超收结转 2010 年使用 123,835 万元，即 2009 年厦门市本级土地基金收入 1,495,147 万元。2009 年厦门市本级财政收入 1,710,305 万元，加上上级补助收入、上年滚存结余、下级上解收入、国债转贷收入及上年结余，收入总计 2,353,586 万元。换言之，厦门市 2009 年本级土地基金收入与市本级财政收入的比率高达 0.64:1。类似的情形在很多二线城市、非省会城市甚至县级财政表现的更为突出。[2]

（2）部分地方政府特别是欠发达地区，地方财政收入中上级转移支付比例过高。以贵州省为例，2009 年贵州全省一般预算收入 416.46 亿元，比 2008 年增加 68.62 亿元，增长 19.73%。一般预算收入中，税收收入 311.69 亿元，增加 50.89 亿元，增长 19.51%；非税收入 104.77 亿元，增加 17.73 亿元，增长 20.36%。加上中央各项补助 915.23 亿元，财政部代理发行地方政府债券收入 64 亿元，2009 年当年贵州省财政收入合计 1395.69 亿元。从中我们可以很清楚的看出，中央补助，以及财政部代理发行的地方政府债券这种稳定性较差的收入来源，占贵州省全省财政收入的 70.16%，而相对稳定的地方税收收入仅占财政总收入的 22.3%。类似的情况还普遍存在于内蒙古、广西、青海省等欠发达省份。[3]

（3）部分资源型地区的财政收入中资源类收费占比过高。以内蒙古自治区为例，2009 年，内蒙古自治区本级一般预算收入完成 180 亿元，完成年度预算的 139.5%，其中自治区本级超收 51 亿元，全部为列收列支的探矿权、采矿权价

[2]数据来源：财政部部分省市预算报告汇编，网址：http://www.mof.gov.cn/zhuantihuigu/10nianyusuanbaogao/
[3]数据来源：财政部部分省市预算报告汇编，网址：http://www.mof.gov.cn/zhuantihuigu/10nianyusuanbaogao/

款及使用费收入。这部分收入按财政部规定，需重点用于地质资源勘查、矿山环境治理等支出。因此，从表面上看内蒙古自治区财政 2009 年增收不少，但地方财政支配的自由度较小，一般不能用于其他项目投资或偿付政府债务。[4]

由此可见，我国地方财政收入结构不合理的现象比较普遍。财政收入结构不合理的结果是在宏观经济调整或外部冲击时，地方财政收入的持续性和稳定性较差，地方财政存在风险隐患。

2、地方政府投资项目经济效益缺乏保障

地方政府投资是地方财政最重要的支出科目之一，平台公司则是执行地方政府投资的最重要载体。从平台公司承建项目的角度，大体可分为三类：第一类项目是纯公益性项目，比如农业和教育基础设施建设等，此类项目几乎不产生经营性收入，旨在为当地居民提供公共物品和服务，是地方政府公共服务职能的体现；第二类项目是项目本身通过运营和管理能够产生稳定经营性收入的公益性项目，比如城市交通干道、地铁和高速公路等，此类项目兼顾了地方政府公共服务和经济建设的双重职能；第三类是非公益性项目，比如房地产开发、参股电力和煤炭等能源生产企业，此类项目主要由平台自主经营决策。因第一类建设项目而产生的负债，理论上应主要依靠财政性资金偿还的债务；因第二类建设项目而产生的负债，理论上应以项目自身收益作为第一偿债来源，财政资金作为辅助，因此此类项目的负债期限应与项目周期匹配；因第三类建设项目而产生的负债理论上应由平台公司自行解决，地方财政原则上不予资金支持。

无论是什么类型的建设项目，项目的经济效益都会影响平台公司收入的长期增长和持续性。目前，地方政府（通过平台公司）最主要的两个投资方向是基础设施和城市开发建设。

基础设施建设是近十年来地方政府（包括其投融资平台公司）投资项目中的主要支出方向之一。如果不考虑农林水事务方面的基础设施建设支出（这部分的基础设施基本不产生收费），一般而言，包括高速公路在内的交通基础设施，其投资回收期在 7 年左右，铁路的回收期则更长，一般在 10 年以上。然而，2009 年地方政府为响应中央 4 万亿投资计划，大多选择将未来 3-5 年的基础设施建设计划提前，其结果可能是这些基础设施超过了当前地方经济发展的需要，出现“供大于求”的情况。在这种情形下，收费必然低于预期，其投资回收期更长，对地方经济的带动效果相对较差，对地方财政收入贡献率下降，政府投资对应的综合

[4]数据来源：财政部部分省市预算报告汇编，网址：http://www.mof.gov.cn/zhuantihuigu/10nianyusuanbaogao/

经济效益下降。

土地开发则是近年来地方政府（包括其投融资平台公司）新的投资增长点，在很多地方土地开发投资占地方政府总投资的比例相当大，出于对“土地财政”的崇尚，地方政府（包括平台公司）在土地一级开发整理和市政建设等方面投入大量资金。这些项目本质上应属于公共服务，但在我国，这类项目的“经济效益”体现为地方政府（包括其投融资平台公司）的土地出让收入（或土地整理收入），以及由于房地产市场开发带动的 GDP 增长和税费收入。但是，这种经济效益严重依赖于房地产市场的景气度和土地价格，在当前的宏观经济形势和调控政策环境下缺乏有效保障。

可见，当前地方政府（包括平台公司）的投资存在效益下降的趋势，土地财政的发展模式和基础设施过度投资已成为影响地方财政收入持续增长的重要因素，与这些项目投资相关的债务成为影响地方财政风险的重要导火索。

3、现行财政管理体制下地方财政收入不确定性较大

我国目前的财政管理体制是分税制，是中央集中与地方适度分权的财政体制。分税制改革的原则和主要内容是按照中央和地方政府的事权划分，根据事权与财权相结合的原则，科学合理地确定各级财政的支出范围，建立中央税收和地方税收体系，并实行中央财政对地方的税收返还和转移支付制度，同时采取分级预算制度，硬化预算约束。

在这种财政管理体制下，地方政府的财政收入和支出与地方政府的财权、事权密切相关。目前我国地方政府普遍存在一定程度的财权、事权不对等的现象，集中表现在地方政府与中央在收入分配方面，以及地方政府在中央财政投资项目中的配套支出两个层面。

从地方与中央的收入分配角度看，分为初次分配和再次分配两个过程。初次分配是按税种划分中央、地方收入的过程，在这个过程中中央集中了大量的财政收入。再次分配是中央对地方实行税收返还和转移支付补助，地方对中央实行上解。在这种财政管理体制下，财力明显向中央集权，分税制前 1993 年中央财政预算内收入比重为 22%，2008 年达到 53.3%。[5]这种收入分配的制度，使财政收入的再次分配成为影响地方财政收入的重要因素（特别是对中央转移支付依赖程度较高的欠发达地区），初次分配后形成的中央集权则加大了再次分配对地方财政收入的影响力。从另一个角度看，分税制影响了地方财政收入的稳定性，在缺

[5] 数据来源于《中国统计年鉴 2009》。

乏科学的再分配机制下，中央集权越大，则对地方财政稳定性的影响也越大。

从地方与中央的事权角度看，中央财政主要承担国家安全、外交和中央国家机关运转所需要的经费，调整国民经济结构、协调地区发展、实施宏观调控所必需的支出以及由中央直接管理的事业发展支出，其余地方建设、固定资产投资、支农支出、城市维护建设等支出均由地方财政负责。相比地方政府的财权，地方支付的事权显得较大，地方财力“相对”不足。　　此外，中央政府投资项目地方配套资金的问题也成为影响地方财政收入稳定性的另一个重要因素。地方配套资金事实上使地方财政面临 “刚性”支出，使地方财政“可支配收入”减少。正是由于存在上述种种财权、事权不对等的情况，各地方政府都有强烈的动机向中央争取更多的转移支付，其结果是中央转移支付成为地方财政收入的重要来源（如前面提到的贵州省）。但是，由于这种转移支付是不确定的，地方财政无法对这部分收入进行长期预算，因此，中央对地方转移支付增加了地方财政的不确定性。转移支付比例越高，地方财政收入的稳定性越低，而分税制财政管理体制是导致上述结果的最重要的原因之一。

四、地方财政风险的进一步探讨

（一）地方财政风险依然可控，地方财政总体安全

从前面的分析中可以看出，在特殊的宏观经济背景下，我国地方政府（包括平台公司）融资规模很大，但就目前来看，我国地方财政总体来看依然是安全的。

1、 目前地方政府平台公司融资规模很大，但是资产负债率依然可控

地方政府平台公司的融资以债务融资为主，需受资产规模的约束。资产规模越大，负债融资的空间也越大，资产负债率则反映了平台公司的总资产中通过负债筹资的资产占总资产的比例关系。从平台公司的角度看，资产负债率是衡量平台公司负债融资是否过大的重要指标；从债权人的角度看，资产负债率反映了债权人所提供的资本占全部资本的比例，也是衡量平台公司在清算时保护债权人利益的程度。从2009年发行企业债的地方政府平台公司看，这些平台公司截止2009年底的平均资产负债率为57.08%，其中资产负债率最高的为77.71%，最低的为35.6%[6]。这意味着平台公司的资产中还有相当比例来源于其他实物资产或企业利润，这些资产是平台公司偿付当前的负债的重要基础。与此同时，在全国范围内商业银行对平台公司的授信依然严格执行国家对项目贷款资本金比例的要求，并

[6] 数据来源于财汇金融平台。

对平台公司固定资产投资相关的贷款资金进行贷后管理，并未出现大范围违规授信放款的现象。

2、由地方政府平台公司负债导致的地方财政隐性负债的显性化迹象尚不明显

由于平台公司破产而产生的债务是地方政府隐性负债中最重要的组成部分之一。从目前的情况来看，地方政府平台公司尚未出现大面积破产清算，在全国范围内平台公司的相关债务也尚未出现大面积违约。这可以从国内上市商业银行披露的年报数据以及银监会的最新统计中看出：2009 年我国银行不良资产规模和不良贷款率大都保持双降态势，截至 2009 年 12 月 31 日，我国 14 家上市银行平均不良贷款率不到 1.08%；截至 2010 年一季度末，我国商业银行整体不良贷款余额仅为 4701.2 亿元，占银行业全部贷款余额比例仅为 1.4%。[7]银行业全行业不良贷款率的有效控制，从侧面说明目前我国商业银行对政府平台公司发放的贷款并没有出现大面积违约。从另一个角度看，说明目前地方政府平台公司还能通过自身的企业经营，顺利偿付贷款本息，平台公司当前的债务总体安全。

3、商业银行作为地方政府平台公司最大的资金供给方，其经营体系依然稳健

根据人民银行统计，2009 年我国银行业各项贷款余额近 40 万亿[8]，按 5 万亿测算的政府平台公司融资占全国银行业信贷资产规模的 12.5%。根据上市公司披露的数据，截至 2009 年 12 月 31 日，我国 14 家上市银行的平均资本充足率为 11.27%，实现营业收入 11.44 万亿。2010 年一季度末，我国商业银行整体资本充足率保持为 11.1%，核心资本充足率为 9%，全行业（包括国有商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行和外资银行）的拨备覆盖率（拨备覆盖率＝贷款损失减值准备金余额／不良贷款余额×100%）高达 170%。[9]稳健的经营使商业银行有能力为地方政府（包括平台公司）违约风险提供缓冲的空间，银行可通过贷款展期、发放新贷款等各种方式继续为地方政府提供支持，缓解地方政府（包括平台公司）短期支出压力。此外，稳健的银行体系和雄厚的资本也为商业银行消化不良贷款提供有力支持，小规模的平台公司不良贷款不会迫使地方财政履行隐性担保人的偿付义务。

---

[7] 数据来源于中国银行业监督管理委员会网站 http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/jsp/docView.jsp?docID=201004217094BE544F34FB48FF5D5DB53962FB00

[8] 数据来源于中国人民银行网站 http://www.pbc.gov.cn/diaochatongji/tongjishuju/gofile.asp?file=2009S03.htm

[9] 数据来源于中国银行业监督管理委员会网站 http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/jsp/docView.jsp?docID=201005120F33F2E00CDDDC79FFC70C1782E32B00，http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/jsp/docView.jsp?docID=20100421ACBC2C1A0C24D7CCFF27CD0389E63100

（二）导致地方财政风险的深层次原因

尽管我国地方财政总体安全，但由于地方政府在收入增速落后支出增速的情况下负债融资，且负债期限过短、成本过高使地方财政预期支出压力上升，地方财政存在短期风险。同时，地方财政由于收入结构不合理、政府投资项目效益缺乏保障、对转移支付依赖大，使地方财政收入增长缺乏稳定性和持续性，地方政府（包括平台公司）负债增加使地方财政存在长期风险隐患。这里我们将进一步探讨我国地方财政产生短期风险和长期风险背后的原因。

1、宏观经济形势和政策环境

地方财政短期风险的三个方面内容——收支增速缺口、期限短、成本高——都在 2009 年集中显现，这与当时特殊的宏观经济形势及我国政府的宏观经济政策密切相关。

从宏观经济环境角度说，2009 年是新世纪以来我国经济发展最为困难的一年。2009 年初，国际金融危机还在扩散蔓延，世界经济深度衰退，我国经济受到严重冲击，出口大幅下降。全国范围内企业普遍经营困难，有的甚至停产倒闭，失业人员大量增加，农民工大批返乡，经济增速陡然下滑。2009 年一季度 GDP 同比增长率仅为 6.1%，低于 2008 年第四季度 6.8%的增速。从同比增速来看，2009 年一季度的 GDP 同比增长率是 1992 年公布 GDP 季度数据以来的最低水平。在 GDP 增长乏力的同时，各地方财政收入也面临巨大挑战。根据财政部网站披露的数据，2009 年一季度全国财政累计实现收入 14642.05 亿元，比 2008 年一季度减少 1329.29 亿元，下降 8.3%。2009 年 3 月份，全国财政收入 4402.21 亿元，比 2008 年 3 月份下降 0.3%。财政部在分析一季度财政收入同比下降的原因时提到“经济增长放缓、企业效益下滑，财政收入来源减少；实施积极的财政政策，进行结构性减税，政策性减收较多”等因素是影响财政收入的重要原因，并认为 2009 年财政收入形势不容乐观。在财政收入面临压力的情况下，2009 年一季度财政支出却大幅上升。根据财政部公布的数据，2009 年一季度，全国财政累计支出 12810.92 亿元，比 2008 年一季度大幅度增加 3304.18 亿元，增长 34.8%。2009 年 3 月份，全国财政支出 5007.39 亿元，比 2008 年 3 月增加 1197.58 亿元，增长 31.4%。事实上，2009 年全年，全国主要地方财政都面临较大的收支压力，可以说特殊的宏观经济形势是导致地方财政普遍出现收支增速缺口的主要原因。

从宏观经济政策环境角度说，为应对宏观经济下滑的风险，2008 年底我国启动了大规模政府投资计划，采取积极的财政政策，通过增加财政投资支出以刺激

经济。2009 年各地方政府启动的大规模投资计划（包括中央投资项目的地方配套部分），既是地方政府落实国家宏观经济政策的重要内容，也是地方政府应对国际金融危机、促进当地经济增长最重要的举措之一。这些地方政府投资计划大都将未来的投资安排提前启动，其结果是地方政府（包括平台公司）面临巨大的资金压力。

在自有资金不足的情况下，又必须启动投资计划，地方政府（包括平台公司）只能依靠融资以保证投资计划的实施。在宏观经济形势和宏观政策环境的双重压力下，地方政府（包括平台公司）逐渐放松了对融资成本和期限的控制。

2、金融体系

2009 年特殊的经济形势和宏观经济政策使地方政府（包括平台公司）产生强烈的融资需求。但如果没有与之相适应的资金供给，那么地方政府（包括平台公司）的大规模负债也不可能实现，而资金供给则与我国的金融体系密切相关。

我国金融体系的主体主要是商业银行、保险公司和证券公司，其中商业银行和保险公司占据了我国金融体系的绝大部分资金资源，证券公司则主要占据了直接融资的渠道资源。2009 年，受宏观经济大环境的影响，我国资本市场表现疲软，通过 IPO 等直接融资手段融资非常困难。证券公司为地方政府（包括平台公司）融资主要通过发行和承销各种债券的方式进行，其融资规模相比地方政府的需求而言，显得杯水车薪。保险公司虽然占据了大量的资金，但是在我国目前的监管体系下，保险资金为地方政府（包括其投融资平台公司）提供资金支持的限制较多（除非符合《保险资金间接投资基础设施债权计划管理办法》的规定，并取得中国保监会批准），因此，保险公司也无法有效解决地方政府资金缺口问题。

我国当前金融体系这个特点，决定了商业银行在 2009 年里成为了地方政府（包括其投融资平台公司）的主要资金供给者。商业银行为地方政府（包括平台公司）提供资金支持还与我国目前银行监管体制和商业银行的发展阶段密切相关的。从监管体制的角度看，我国的银行监管体系一直将商业银行的风险控制放在首位。在这种监管体系下，在大多数企业经营面临压力的情况下，依托政府信用的地方财政，包括其直接担保或隐性担保的政府投融资平台公司，成为唯一可以信赖的授信对象。从商业银行的发展阶段看，我国大多数商业银行的收入还严重依赖息差，净利息收入在银行营业收入中所占比重平均高达 83.74%（见表 4）。2009 我国采取了适度宽松的货币政策，不对称降息使商业银行的净息差出现较大幅度下降。在这种情况下，商业银行要保持收入增长就必须扩大信贷规模，以

量保利（2009 年适度宽松的货币政策也支持商业银行扩大信贷规模）。

换言之， 2009 年地方政府平台公司之所以能够获得银行大量的信贷资金，银行过度依赖贷款收入使银行信贷规模迅速扩大，银行的监管导向则使信贷资金优先流向政府平台公司。如果说 2009 年特殊的宏观经济形势和宏观经济政策推升地方政府（包括平台公司）的融资需求，那么我国特殊的金融体系使对地方政府（包括平台公司）的资金供给更加宽松，成为推动地方政府（包括平台公司）负债上升的重要推手。

表 4　国内上市商业银行净利息收入占总营业收入比例情况

简称	净利息收入	营业收入	净利息收入所占比例（%）
工商银行	245,821,000,000.00	309,454,000,000.00	79.4
中国银行	158,881,000,000.00	232,198,000,000.00	68.4
建设银行	211,885,000,000.00	267,184,000,000.00	79.3
华夏银行	15,807,187,606.44	17,129,634,873.02	92.3
交通银行	66,564,000,000.00	80,937,000,000.00	82.2
南京银行	3,166,853,137.01	3,627,610,531.53	87.3
北京银行	10,953,922,000.00	11,894,105,000.00	92.1
中信银行	35,984,000,000.00	40,801,000,000.00	88.2
民生银行	32,240,000,000.00	42,060,000,000.00	76.7
招商银行	40,364,000,000.00	51,446,000,000.00	78.5
浦发银行	33,538,388,090.24	36,823,932,168.81	91.1
宁波银行	3,553,900,000.00	4,175,506,000.00	85.1
深发展 A	12,984,374,000.00	15,114,440,000.00	85.9
兴业银行	27,201,737,211.91	31,679,045,403.17	85.9
平均值			**83.7**

数据来源：财汇金融分析平台

3、经济增长模式

2007 年底爆发的国际金融危机给世界各国经济带来了严重的冲击。在危机面前，拉动中国经济增长的消费、出口和投资这“三驾马车”发展不平衡的现象更加突出。首先，由于我国居民传统的高储蓄意愿，消费倾向较发达国家偏低，并且我国仍存在区域发展不平衡和城乡收入差距等问题，这些因素最终导致了我国有效消费需求不足。在经济下行风险不断加大的环境中，消费尚不足以拉动我国经济持续增长。其次，我国出口的发展模式仍然是低成本、大规模、低利润率的粗放型增长。这种发展模式使我国大量外贸企业在此次国际金融危机中受到严重冲击，在国际金融危机冲击下，出口也不足以成为推动我国经济持续增长的动力。投资成为应对危机的重要手段。

但是，我国还处于经济转型的关键时期，长期以来我国经济外延式增长使得在面临国际金融危机冲击时，要实现保增长目标，必须保证投资的规模和持续性。可以说，正是因为我国的经济增长模式尚未实现转变，增强地方财政或政府投融资平台公司的资金实力，扩大投资规模，是传统经济增长模式下短期内直接带动当地 GDP 的有效手段。因此，在 2009 年国际金融危机冲击下，我国地方政府采取了扩大投资（主要是政府投资）作为保增长的重要手段。但是，在财政收入压力不断加大的情况下，是确保投资规模和持续性，需要大量的资金投入。因此，地方政府（包括平台公司）只能利用各种手段通过融资才能实现上述目标，部分地方政府甚至打政策擦边球为平台公司融资违规或变相提供担保，加大了地方财政风险隐患。

可见，传统粗放的经济增长方式，不仅影响了宏观经济的可持续发展（进而影响了财政收入增长的稳定性和持续性），而且在国际金融危机冲击下，成为迫使地方政府大规模负债的另一个重要的现实因素。

4、地方政府的政绩考核导向

长期以来，地方 GDP 增长率一直是地方政府最重要的政绩考核指标之一。2009 年全国各地都普遍面临经济下滑的风险，中央明确将保增长作为政府经济工作的重中之重。在这种导向下，如何促进当地 GDP 的增长自然而然成为各地方政府工作的重心。在传统经济增长方式下，以 GDP 为导向的地方政府政绩考核会产生两方面影响：

1、由于 GDP 按年度核算，以 GDP 为导向的政绩考核，使地方政府容易出现决策“短视”的倾向。地方政府过度关注当前的 GDP，可能忽略地方经济的长远发展以及可能给地方财政带来的风险。从 2009 年的实践来看，地方政府（包括平台公司）负债期限短、成本高，不考虑地方财政未来偿付能力大规模借贷正是这种短视行为的集中体现。

2、以 GDP 为导向的政绩考核体系，还容易滋生地方政府之间攀比 GDP 的心理。地方政府不仅要促进当地 GDP 增长，还要努力争取实现当地 GDP 比兄弟政府（或同级竞争政府）更好，争取在政绩考核中取得相对优势。在传统的增长模式下，要实现 GDP 增长，资金是最重要的资源之一。因此，地方政府之间 GDP 的竞争，就演变为对资金的竞争，甚至部分地方政府不顾实际资金需求，为了融资而融资。众多省、市、县级政府同时抢占有限的信贷资金，使融资市场出现了“挤兑效应”，其结果是融资成本迅速推高。

因此，以 GDP 为导向的政绩考核体系是促使地方政府融资冲动升级的制度原因。

五、结论及政策思考

（一）基本结论

通过上述分析，我们得出以下几个基本结论（见图 8）：

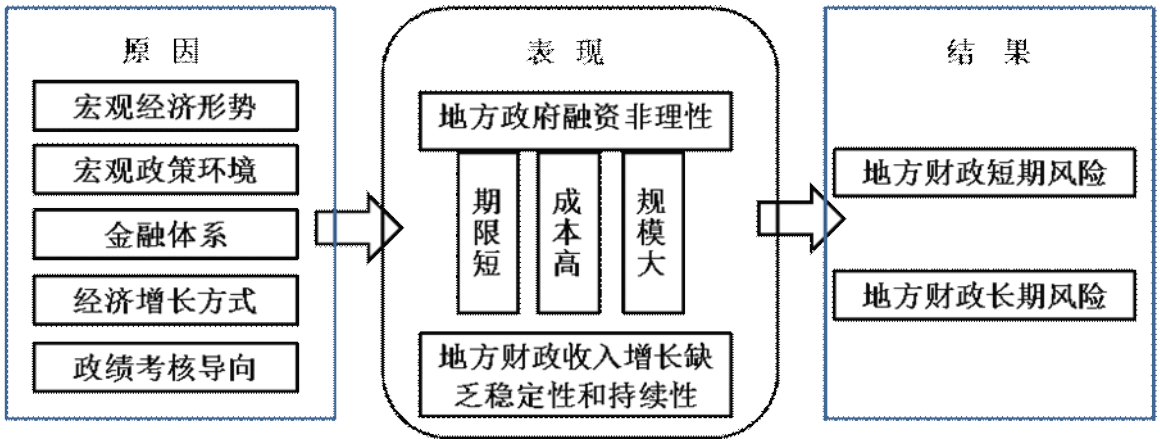
1、目前我国地方财政总体安全。地方财政的风险隐患主要源于平台公司负债，从微观层面上说，平台公司尚能根据其资产及经营收入状况顺利偿付当前债务，只要平台公司不发生债务危机，地方财政的风险是可控的；从宏观层面上说，商业银行的规模和抗风险能力较强，只要商业银行体系经营稳健，不向地方财政集中追索平台公司债务，地方财政的风险也是可控的。但是，地方政府 2009 年的集中非理性融资，再加上地方财政收入增长缺乏稳定性和持续性，使地方财政无论从短期看还是长期看，都存在风险隐患。

2、地方财政短期风险主要源于平台公司的非理性融资。2009 年平台公司集中表现出的非理性融资，使平台公司背负沉重的财务负担。与此同时，平台公司的债务大都集中在未来 2-3 年到期，短期内集中负债规模相对较大，使地方财政在短期内的预期支出压力加大，给地方财政带来短期风险隐患。

3、地方财政长期风险主要源于缺少促进和保障地方财政收入稳定增长的机制。如何促进财政增收，如何使财力在中央和地方之间合理分配，是长期以来影响地方财政收入的关键问题。当前地方财政收入不确定性较大，地方政府难以实施有效的财政预算控制。在这种情况下，地方财政存在长期风险隐患，而当前地方财政面临的一些短期风险在一定程度上加剧了地方财政的长期风险。

4、地方财政风险的产生涉及各方面深层次原因。2009 年特殊的宏观经济形势和我国采取的宏观经济政策是直接原因，导致地方政府（包括平台公司）在2009年大规模融资。我国金融体系的发展现状是重要推手，导致地方政府（包括平台公司）大规模融资需求得以满足。粗放的经济增长模式和对投资的过度依赖是重要的宏观因素，在这种传统的经济增长模式下，要想保持经济增长，类似的大规模融资还会再次出现。以 GDP 为导向的地方政府政绩考核体系则是重要的制度因素。

图 8：地方财政风险的原因及表现



总结地方财政风险产生的原因，结合我国国情，本文认为以下几个方面需要格外警惕：

第一，影响地方财政风险的主观原因，即地方政府（包括平台公司）融资冲动。依托政府信用，高成本的短期融资在 2009 年以前极少被地方政府采用，但是 2009 年部分地方政府表现出前所未有的强烈的融资冲动，以至于放弃了对融资期限和成本的合理控制。这种强烈的融资冲动在 2010 年还未褪去，需要高度警惕。

第二，金融体系对地方财政的冲击，即金融体系对地方财政收支稳定性的破坏。在理想状态下，金融体系应成为地方财政的稳定器，在地方财政欠收时提供适度的资金支持，在地方财力充裕时收回贷款。2009 年银行为地方政府平台公司集中大规模授信，2010 年又对地方政府平台公司贷款检查，对问题贷款要求提前回收。这种大规模资金进出说明我国金融体系市场化水平尚不完善，而不完善的金融体系对地方财政风险产生的影响需要高度警惕。

第三，地方政府盲目投资重复建设。在 2009 年获得大量融资的背景下，地方政府的投资更加超前，重复建设的现象开始显现。盲目投资和重复建设必然造成资源浪费，降低地方政府（包括平台公司）的资金使用效率，影响其长期收入增长的持续性。因此，在关注地方政府融资规模和偿付能力的同时，还需高度关注其资金使用效率，警惕乱花钱给地方财政带来的风险。

（二）政策思考

本文认为，解决当前财政风险问题不能搞一刀切，要注重疏堵结合，兼顾短期和长期，具体可以考虑从以下几个方面着手。

1、加强对地方政府融资行为的规范和控制，完善财政预算管理制度。当前

我国宏观经济已企稳复苏，并呈现良好的增长态势。在确保财政政策稳定性和持续性的情况下，通过完善财政预算管理制度，采取报告和审查相结合的办法，加强对地方财政负债率的管理，严格控制财力不足或财力增长有限的地方政府融资行为。对经济欠发达但确实需要加大投入的地区，建议采取中央专项基金扶持等转移支付为主，辅以地方政府债券的方法，统一管理这些地方政府的融资，避免体系外融资给地方财政带来的风险。进一步改进和完善地方政府平台公司融资职能定位及相应的管理制度。

2、立即建立地方财政收入跟踪和预警机制，对地方政府负债进行压力测试。对发行地方政府债券、为平台公司提供担保的地方财政要密切关注，逐月跟踪2010年——2012年期间地方财政收入情况。对2012年、2013年可能出现的偿付风险预警，力争提前化解。对地方政府负债进行压力测试时英重点测试其或有负债和隐性负债。

3、加强对财政资金使用的监管，建立促进地方财政稳定增长的考核机制。限制土地一级开发整理的政府融资，加快“土地财政”向促进区域产业发展和居民就业的转变。建立对地方政府多元化考核体系，从根源上防范地方政府的短期行为。建议进一步规范地方政府（包括其投融资平台公司）的投资行为，对盲目投资重复建设的，应暂停其发债资格。

4、对地方政府（包括平台公司）债务的清理需有针对性，不能一刀切。当前地方政府（包括平台公司）负债余额规模大，其中既有符合国家产业政策、土地政策、环境保护政策、信贷审慎管理规定及宏观调控政策等要求的项目，也有不符合上述要求或运作部规范的项目。对不同类型的债务应采取不同的处理方式，在妥善清理不合格项目的同时，要确保那些真正需要建设的项目能获得充足的资金支持。

5 逐步完善地方政府债券发行制度，开发5年以上的中、长期限地方政府债券品种。在发行中长期地方政府债券时，可考虑引入商业银行、保险等大型金融机构的担保机制，借助成熟金融机构的风险控制措施控制地方财政风险，同时降低地方政府融资成本。

6、统筹兼顾金融体系发展与地方财政可持续发展。加快金融体系建设，拓宽地方政府融资渠道。进一步深化金融体系市场化改革，发挥金融体系对财政风险的自稳定器作用。在考虑银行信贷资产安全性的同时，兼顾地方财政的可持续发展，从长远发展的角度妥善应对地方财政风险。

参考文献：

1．Chalk,Nigel,and Richard Hemming,Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice,IMF Working Paper 00/81, 2000.

2．Hana Polackova Brixi, Contingent Government Liabilities: A Hidden Risk for Fiscal Statility,The World Bank,1998.

3．Alberto Alesina, Mark De Broeck, Alessandro Prati, Guido Tabellini, Maurice Obstfeld and Sergio Rebelo, Default risk on government debt in OECD countries, Economic Policy, Vol. 7, No. 15 (Oct., 1992), pp. 428-463.

4．Easterly Wiliam，When Is Fiscal Adjustment an Illusion?, Economic Policy, 1999(4):57-86.

5．IMF,The Fiscal Affairs Department, Government Guarantees and Fiscal Risk,,2005.

6．杨萍：《国外地方政府债券市场的发展经验》，经济社会体制比较（双月刊），2004 年第 1 期。

7．张磊、杨金梅：《美国市政债券的发展经验及其借鉴》，武汉金融，2010 年第 1 期。

8．靖培建：《美、日两国地方政府债券风险的防范及其对我国的启示》，产业与科技论坛，2009 年第 8 卷第 4 期。

9．李伯涛：《金融危机下的我国财政风险测度》，金融与经济，2009 年第 10 期。

10．地方政府或有负债研究课题组：《地方政府或有负债研究》，财政研究，2003 年第 2 期。

11．湖北省“地方财政风险”课题组：《地方财政风险问题研究》，财政研究，2000 年第 4 期。

12．吴存谷和杨海曼：《地方政府负债风险分析——以浙江省瑞安市为例》，科技经济市场，2006 年第 10 期。

13．喻桂华、陈建青：《我国地方政府直接显性债务规模估算》，河南金融管理干部学院学报，2005 年第 2 期。

14．王锐、张韶华、黎惠民：《从美日经验看地方政府债券制度》，经济问题，2004 年第 5 期。

15．冉光和、李敬和管洪：《地方政府负债风险的生成机理与预警研究》，中国软科学，2006 年第 9 期。

16．贾康、阎坤：《转轨中的财政制度变革》，上海远东出版社，1999。

附表 1　我国部分省、直辖市 2009 年财政预算执行情况[10]

地区	区域分布	2009 年财政收入主要情况	2009 年财政支出主要情况	备注
北京	直辖市	2009 年全市地方财政收入完成 2026.8 亿元。 2009 年市级财政收入合计 1557.1 亿元。	2009 年全市地方财政支出完成 2135.0 亿元。 2009 年市级财政支出合计 1557.1 亿元。	1、北京市 2009 年市级财政预算平衡。 2、北京市 2009 年通过财政部代理发行地方债券 56 亿元，在当年纳入支出预算。
上海		2009 年全市可以安排使用的财政收入总计 2973.5 亿元。 2009 年市本级财政收入总计 1153 亿元。	2009 年全市地方财政支出 2989.7 亿元。 2009 年市本级财政支出总计 1229 亿元。	1、2009 年上海市全市财政支出大于收入 71.7 亿元，通过财政部代理发行的本市地方政府债券收入 76 亿元弥补后，收支执行结余 4.3 亿元。 2、通过财政部代理发行的地方政府债券弥补资金后，上海市财政收支基本平衡。
天津		2009 年全市财政总财力 1615.6 亿元。 2009 年市级财政总财力 745.9 亿元。	2009 年全市财政支出 1438.3 亿元。 2009 年市级财政支出 671.3 亿元。	1、2009 年天津市级地方留用收入比年初预算超收 29.7 亿元，全部为国有土地使用权出让金、海域使用金、新增建设用地土地有偿使用费等专项资金。 2、天津市 2009 年通过财政部代理发行了地方政府债券 26 亿元， 3、2009 年天津市地方财政预算平衡。
重庆		2009 年全市地方财政收入完成 1165.7 亿元。 2009 年市级收入完成 268.9 亿元。	2009 年全市支出预算实际完成 1806 亿元。 2009 年市级财政支出实际完成 372.4 亿元。	当年收支平衡。 地方政府债券 筹集
四川	西部省份	2009 年全省一般预算总收入完成 1876.51 亿元。	2009 年全省一般预算支出完成 3591.04 亿元。	截止 2009 年 12 月 31 日，中央累计下达四川省地震灾后恢复重建基金 1584.91 亿元，占四川省

[10] 数据来源于财政部 2010 年财政预算报告解读专题，网址 http://www.mof.gov.cn/zhuantihuigu/10nianyusuanbaogao/

				包干资金总量2203.43亿元的 71.9%。2009 年实际到位 1085.98 亿元。
广西		2009 年全区财政总收入 1884.11 亿元。	2009 年全区财政总支出 1613.41 亿元，	1、发行地方政府债券 65 亿元。 2、转移性收入 1198.28 亿元，占总收入的 63.6%。 3、收入和支出相抵，当年全区财政收大于支 56.57 亿元。
陕西		2009 年，全省财政总收入完成 1389.5 亿元。	全省财政一般预算支出完成 1839.87 亿元。	支出超过收入 32.4%。
内蒙古		2009 年全区地方财政总财力为 2163.6 亿元。 2009 年，自治区本级一般预算收入完成 180 亿元。	2009 年全区地方财政支出 1925.1 亿元。 2009 年自治区本级一般预算支出 327.9 亿元	1、代理发行地方债 57 亿元。 2、中央对区财政补助 1022.2 亿元，占总财力的 47.2%。 3、区本级财政超收 51 亿元，全部为列收列支的探矿权、采矿权价款及使用费收入。
湖北	中部省份	2009 年，全省地方一般预算收入（电报数，下同）实现 814.8 亿元。 2009 年，省级财政总收入为 10115172 万元。	2009 年全省地方一般预算支出完成 1456.7 亿元。 2009 年，省级财政总支出为 10113724 万元。	1、2009 年省级财政短收。 2、财政部代理发行地方政府债券收入 81 亿元。
湖南		2009 年全省财政总收入完成 1504.6 亿元。	2009 年全省财政支出完成 2150.7 亿元。	省级财政可实现收支平衡，市州总体上也可实现收支平衡。
河南		2009 年全省一般预算收入完成 1126.1 亿元。 2009 年省级一般预算收入完成 86.4 亿元。	2009 年全省一般预算支出完成 2902.6 亿元。 2009 年省级一般预算支出完成 545.6 亿元。	1、地方政府债券收入 88 亿元。 2、全省一般预算支出超过一般预算收入 1776.5 亿元，占全省一般预算收入的 157.76%。
河北		2009 年全省全部财政收入完成 2018.1 亿元。 2009 年省级财政一般预算收入完成 262.9 亿元。	2009 年全省财政支出完成 2311.8 亿元。 2009 年省级财政支出完成 520.7 亿元。	1 全省财政支出超过收入 293.7 亿元，占全省财政收入的 14.55%。 2、省级财政支出超过收入 257.8，占省级财政收入的 98.06%，省级财政超支比较严重。
山东	东部沿海省份	2009 年全省一般预算收	2009 年全省一般预算支	1、地方政府债券 70 亿元

		入 2198.53 亿元。 2009 年，省级一般预算收入 246.13 亿元。	出 3266.77 亿元。 2009 年省级一般预算支出 467.44 亿元。	。 2、全省一般预算支出超过一般预算收入 1068.24 亿元，占全省一般预算收入的 48.59%。 3、省级财政一般预算支出超过一般预算收入 221.31，占省级财政一般预算收入的 89.92%，省级财政超支较严重。
浙江		2009 年全省地方财政收入汇总预算为 2042.00 亿元。 2009 年省级地方财政收入预算为 211.30 亿元。	2009 年全省财政支出汇总预算为 2406.00 亿元。 2009 年省级财政支出预算为 309.30 亿元。	地方政府债券 82 亿元。
福建		2009 年全省财政总收入 1694.42 亿元。 2009 年省级地方级财政收入实现 86.43 亿元。	2009 年全省财政支出 1403.82 亿元。 2009 年省级支出 264.67 亿元。	全省财政收支平衡，省级财政超支。
广东		2009 年全省一般预算收入完成 3649 亿元。 2009 年全年省级一般预算收入实际完成 726.69 亿元。	2009 年全省一般预算支出完成 4305 亿元。 2009 年省级财政总支出完成 1523.51 亿元。	发行地方政府债券 85 亿元。

数据来源：财政部部分省市预算报告汇编 http://www.mof.gov.cn/zhuantihuigu/10nianyusuanbaogao/

附表 2　部分信托公司政府融资项目（附政府担保）

信托公司简称	融资规模	核心交易条款及政府担保措施	期限（年）	预期收益率（%/年）	成立日期
中信信托	10 亿元	鄂尔多斯市财政承诺，并经市人大批准列入财政预算；	2	7	
中融信托	8000 万元	开原市政府出具《关于开原市城南新区开发建设项目资金信托股权回购资金纳入市级财政预算的承诺函》，承诺将回购股权的缺口资金由开原市财政统筹安排解决，并纳入同期年度财政预算。开原市人大常委下发《关于对<关于将开原市城南新区开发建设项目资金信托股权回购资金纳入市本级财政预算的报告>的批复》，对上述财政预算予以批准。	1		2009-6-22
西安信托	4000 万	西安阎良国家航空高技术产业基地财政局负责以市财政 2011、2012 年每年 3000 万元专项扶持资金，及 2010 年、2011 年省财政每年 1000 万元、市财政每年 2000 万元贷款贴息补助作为质押担保措施。		7	2009-12-9
西安信托	6130 万 3870 万	铜陵市城市建设投资开发有限责任公司为新城建投按期回购债权提供连带责任保证担保；铜陵市政府授权市财政局将回购债权所需资金列入财政年度预算予以安排，并经铜陵市人大常委会决议同意。		7 7.3	2009-1-19
西安信托	4000 万	与西安莲湖区财政局、西安莲湖基础设施建设投资有限公司签订《土地收益权转让三方协议》，协议约定以大兴路储备土地（位于莲湖区小白杨路 2 号， 土地面积 33.48 亩）未来产生的收益作为信托计划到期清算及信托利益分配的资金来源			2009-3-13
西安信托	7908 万	鄂尔多斯市人民政府（财政局			2009-8-3

		）出具承诺函，提交鄂尔多斯市人大常委会决议通过，将受让股权的资金纳入同期市级年度财政预算。			
西安信托	1.13 亿	鄂尔多斯市人民政府（财政局）出具承诺函，提交鄂尔多斯市人大常委会决议通过，将受让股权的资金纳入同期市级年度财政预算。		7	2009-7-28
西安信托	5221 万	蚌埠市经济开发区财经局向我司出具承诺函，如蚌埠经济开发区投资有限公司不能按时偿还贷款，由开发区财经局安排足额还贷资金专项用于偿还到期贷款本息；蚌埠市人大及蚌埠市财政出具相关文件，如蚌埠经济开发区不能按时偿还贷款，由蚌埠市财政局安排专项资金用于保证信托计划如期退出；		7	2009-9-2

数据来源：财汇金融分析平台及信托公司网站

分报告 5：

土地财政究竟有多重要？

内容摘要：在治理高房价的过程中，一个重要的顾虑是房价下降对地方财政的影响。本报告在分析全国历年土地供给量、土地出让金规模的基础上，重点研究了土地出让金在地方预算内收入所占比重。研究表明：（1）、土地出让规模差别较大、土地供给较为集中，排名前六位省的土地出面积之和占全国土地出让总面积的 50%左右；（2）、亩均土地出让价格差别甚大，2008 年的数据表明，排名第一的福建省土地出让均价达到 1778.8 万元/公顷；而排名最后的青海省，土地出让均价仅为 29.8 万元/公顷；（3）、以土地收入占预算内财政收入比重来衡量，地方财政对土地出让的依赖程度存在明显差异。土地收入占预算内财政收入最高的是浙江省，土地收入是预算内财政收入的 101%。而最低的青海省，土地收入仅为财政收入的 2.89%，另外，各个省市内部差别甚大，有些省，如浙江省，平均收入高，且省内各市土地收入差别大，有些省如青海省，各市平均收入低，省内各市的土地收入差别也较小。各个地区在土地出让数量、土地出让金规模、亩均价格、占财政收入比重方面，都存在显著差别。

一、引言

一段时间以来，我国资产价格、尤其是房产价格的快速上涨引起了广泛关注。高房价引发了大量的经济和社会问题。而作为住房最重要的投入品，土地供给及价格被广泛认为是房价变动背后的推手。房子和土地之间的这一关系引发了两方面的问题。一方面，大量的评论将房价的快速上涨归咎于土地地方政府。要解决房价问题，似乎需要先解决土地市场问题。另一方面，有些论者又担心房价下跌会引发地方财政出现灾难性影响。

就第一个问题而言，需要指出的是，高房价并非一定由土地市场引发的。原因有三。首先，尽管我国的土地为地方政府所有，但地方的土地供应主体为县市政府。因此，在多数地区，存在两个或者多个出让土地的地方政府。土地供给的垄断程度因此得到抑制。随土地供给主体数目上升，土地市场的租金也会逐渐消失。若一个地区存在十数个出让主体，则这一地区的土地市场很难认为是垄断性质的。其次，包括住房在内的资产价格上涨主要是货币现象。在那些土地不属于政府所有的经济体中，低利率和宽松的货币供给也会伴随房屋价格上涨（日本和我国的台湾地区）。第三，土地市场的价格变动情况和房屋价格变动并不一致。土地价格增长速度远远低于房价的增长速度，有些年份甚至下降（2006 年平均地价比 2005 年降低了 3%；和 2004 年比，2005 年土地价格也仅仅增长了 0.8%）。

对第二个问题而言，客观评价土地出让金对地方财政收入的影响则至关重要。不仅关系到对地方财力的评价，更关系到治理高房价的负面后果，从而影响政策制定者的决策过程。大部分论者都认为土地出让金是地方政府收入的重要组成部分。例如，有报道认为：“自 1994 年分税制改革后，各地的土地出让金收入基本划归地方政府，实践过程中逐渐演变成为了地方的“第二财政”，“土地出让金占地方财政收入的比例，**平均至少在 50%以上，西部一些城市这一比例甚至达到 80%以上**”——中国经济网[1]”。也有报道说：“在预算外收入获取方式上，东部地区与中西部地区存在着显著的差别，东部经济发达地区主要依靠土地开发和城市化与工业化，全国土地出让收入的 2/3 左右来自沿海地区——人民网、新闻网[2]”。

[1]来源于：http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/201001/25/t20100125_20859836.shtml
[2]来源于：http://www.newsccn.com/2010/0415/2644.html，http://theory.people.com.cn/GB/41038/9031698.html

考虑到这些问题对宏观政策制定的重要性，本报告分析土地出让金在地方财政中的作用。在第二部分，我们首先分析介绍方法和数据。以此为基础，我们在第三部分报告主要发现。

我们的发现主要有四个方面：

（1）1999-2008 年土地出让金收入、土地出让总规模、土地出让宗数呈现不规则上升态势，其增减变动无规律，且三项指标变动的相关性低。这三项指标均在 2007 年达到峰值，分别是 12247.3 亿元，23490.6 公顷，186667 宗。

（2）土地出让的全国平均价格除 2006 年出现小幅度下滑外，其余年份都呈现上涨的态势，平均增长速度为 21.8%。但是增长速度波动较大，既有高速增长的年份（2007 年，49.4%）；也有增长缓慢（2005 年的增长率只有 0..8%），甚至有负增长时期（2006 的增长率是-3%）。

（3）2008 年，土地出让金收入占当年预算内财政收入的 16.73%，占当年公共部门收入的 12.03%；土地出让金收入占当年预算内财政支出的 21.88%，约占当年公公共部门支出的 14%。

（4）地区间的差异很大，横向对比来看，各地区差别甚大。第一，土地出让规模差别较大、土地供给较为集中，排名前六位的省土地出让总和达到全国土地出让总面积的 50%左右；第二，亩均土地出让价格差别甚大，从 2008 年的情况来看，排名第一的福建省土地出让均价达到 1778.8 万元/公顷，而排名最末的青海省，土地出让均价仅为 29.8 万元/公顷；第三，以土地收入占预算内财政收入比重来衡量，地方财政对土地出让的依赖程度存在明显差异。土地收入占预算内财政收入最高的是浙江省，土地收入是预算内财政收入的 101%。而最低的青海省，土地收入仅为财政收入的 2.89%，另外，各个省市内部差别甚大，有些省，如浙江省，平均收入高，且省内各市土地收入差别大，有些省如青海省，各市平均收入低，省内各市的土地收入差别也较小。各个地区在土地出让数量、土地出让金规模、亩均价格、占财政收入比重方面，都存在显著差别。

（5）纵向看，各省土地出让的变动轨迹也有很大的差别，总体概括言之，最显著的特点是东南沿海土地价格上涨最快，从财政对土地收入的依赖性的角度来看，有些省市如北京，呈现先上升后下降的趋势特点，而有些省市，如福建，呈现一直上升的态势。

二、方法与数据

（一）宽窄双口径比较

本文在进行土地收入相对规模的测量时，分别使用了狭义财政收入与广义公共部门收入这两种口径下的财政收入作为分母。

这里的狭义财政收入，是指我国普遍采用的税收收入与预算内非税收入之和所构成的传统意义上的财政收入这两种口径，而公共部门是指由中央政府、地方政府及其主管的行政部门和各基金组织所构成的完整体系，其所取得的全部收入，用于完成提供公共品等经济活动；从经济体的角度来看，公共部门收入的水平是经济体所承担的真实税费率的反应。狭义的财政收入仅使用预算内数据，虽然可以一定程度上表现一个政府（全国或地方）的收入高低，但是由于政府部门实际支配的收入项目远不止这些，从而导致了对政府收入总体规模的极大低估和偏狭。

参照上面公共部门的定义，我们详细的分析政府及其主管行政部门、基金组织的收支项目，确定了中国公共部门收入公式如下：

- **中国全国范围公共部门收入=OECD 标准下财政收入= 狭义税收收入（包括退税）+预算内非税收入+预算外收入+社保基金收入+土地收入**
- **中国地方政府公共部门收入=狭义税收收入（包括退税）+预算内非税收入+预算外收入+社保基金收入+土地收入+上级转移支付收入**

但是，值得注意的是，狭义财政收入这一口径并不是全无意义，与公共部门收入中的其他项目相比，预算内的财政收入水平与当地经济的相关性较高，如预算内财政收入中的税收收入，由中央政府设定税率，在全国范围内施行，且维持较长时间不发生改变；预算内的非税收入大部分是国有资产收入，反应出国有部分的盈利情况；这些收入项目水平是当地经济运行况且较为准确的反应，也是政府从经济体内获取的稳定收入水平的反应。而其他项目如预算外收入以事业单位的收入如公路养路费、航道维护费等为主，与经济水平的相关性较低，但是也是经济体需要向政府上缴的一部分。

因此，我们在选择比较口径时，为了兼顾与经济水平的相关度和经济体整体税费负担这两方面的考虑，我们采用了狭义财政收入与广义公共部门收入这一窄一宽两种比较口径。具体的公式如下：

指标 1：　　土地收入依赖度=土地出让收入/预算内财政收入

指标 2：　　土地收入依赖度=土地出让收入/公共部门财政收入

其中：　公共部门收入

=预算内税收收入+预算内非税收入+预算外收收入+社保收入+土地收入（全国）

=预算内收入+预算外收入+社保收入+土地收入+转移支付（地方）

（二）横纵两角度分析

我们在研究中发现，各地土地出让金水平、土地出让亩均价格、规模、以及地方财政收入与支出对土地出让金的依赖水平都有很大差异（后文详述）。为了反映这种地区间的不同，我们采用横向、纵向两个角度来分析比较地区间的差异，从具体的过程上看，我们不仅就某一时间点进行了地区间的横向比较，我们还观察了 1999 年-2008 年这一整个时间跨度内，各地方的变动轨迹，试图从这种全方位多角度的对比中，把握土地收入的变动规律；即本文的分析数据库有两个，分别为 1999 年、2008 年的分地区横截面数据，和 1999 年-2008 年分地区的面板数据。

（三）、数据

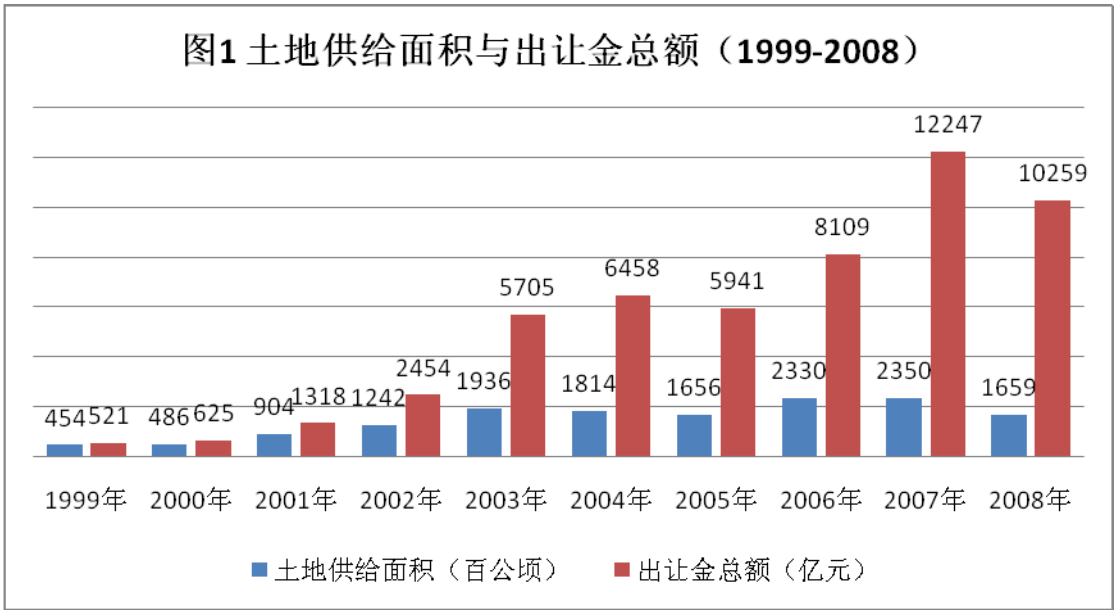
本文所使用到的数据来源于《2000-2009 年中国城市统计年鉴》与《2000-2009 年中国国土资源年鉴》，其中所有的反映财政收支、经济发展情况以及人口等地区基本特征数据均来源于《中国城市统计年鉴》，而全部土地出让方面的数据，包括土地出让金收入，土地出让面积，宗数等来源于《中国国土资源年鉴》。

三、主要发现

（一）总体情况

1. 土地出让规模和土地出让金总额呈总体上升态势

2008 年全国土地出让收入总额达 10259.80 亿元，是 1999 年 521.74 亿元的 20 倍，在近 10 年的时间内增长迅猛；与收入的迅速增加相对应，全国土地出让宗数变化不大，仅仅从 1999 年的 99017 宗增加至 123358 宗，增长仅两成；出让面积由 1999 年的 45390.68 公顷增长到 2008 年的 67839.27 公顷，增长了约 50%。土地出让金收入总额和出让面积皆在 2007 年达到峰值 12247.3 万元，23490.6 公顷。一言概之，从全国的角度来看，土地出让规模和土地出让金总额呈现总体上升的态势。图 1 为 1999-2008 年土地出让金总额与土地出让总面积的情况。



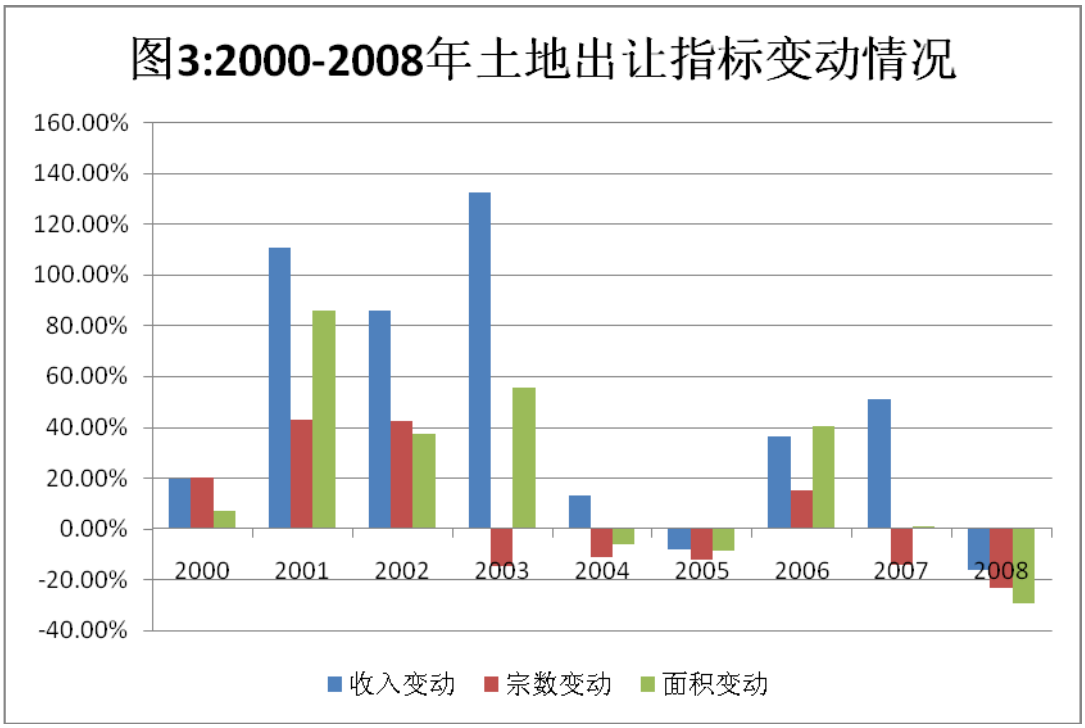
来源：《2000-2009 年中国国土资源年鉴》

为了更加清晰的反应 1999-2008 年土地出让的收入总额和面积总额的变动趋势，我们绘制了 2000-2008 年土地出让金总额、土地出让宗数总额、土地出让面积总额三个指标的变化率（见下图），我们发现，从全国的角度看，土地的出让几乎没有什么显著的规律可言，这种无规律表现在两个方面：

①首先反应在土地出让情况增减的无规律，即指标的上升、下降趋势以及上升下降幅度没有太大的规律性，大概呈现逐年交替的态势；

②其次反应在三项指标变动不协调方面。例如土地出让收入 2003 年达到最大增幅 132.48%，而就在这一年，土地出让宗数为负增长；土地出让总面积增长最快的一年是 2001 年，这一年，出让收入增幅也非常大，达到 110.91%。

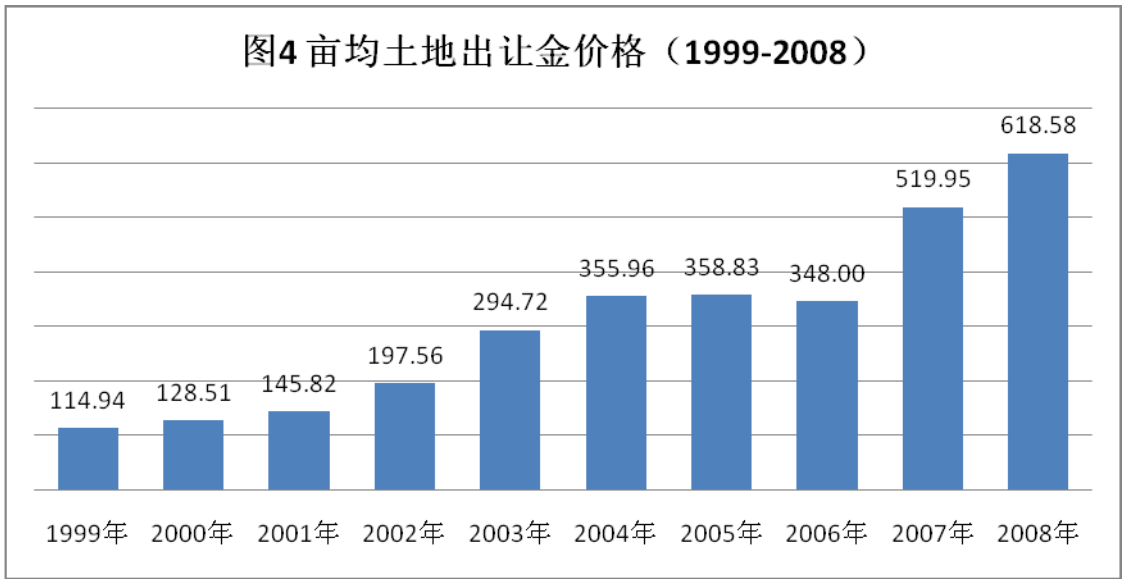
2008 年三项出让指标的变动比例都表现为最大降幅分别是土地收入下降 16.23%，出让宗数下降 23.1%，出让面积下降 24.91%。（下图一为三项指标的变动规律）。



来源：根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

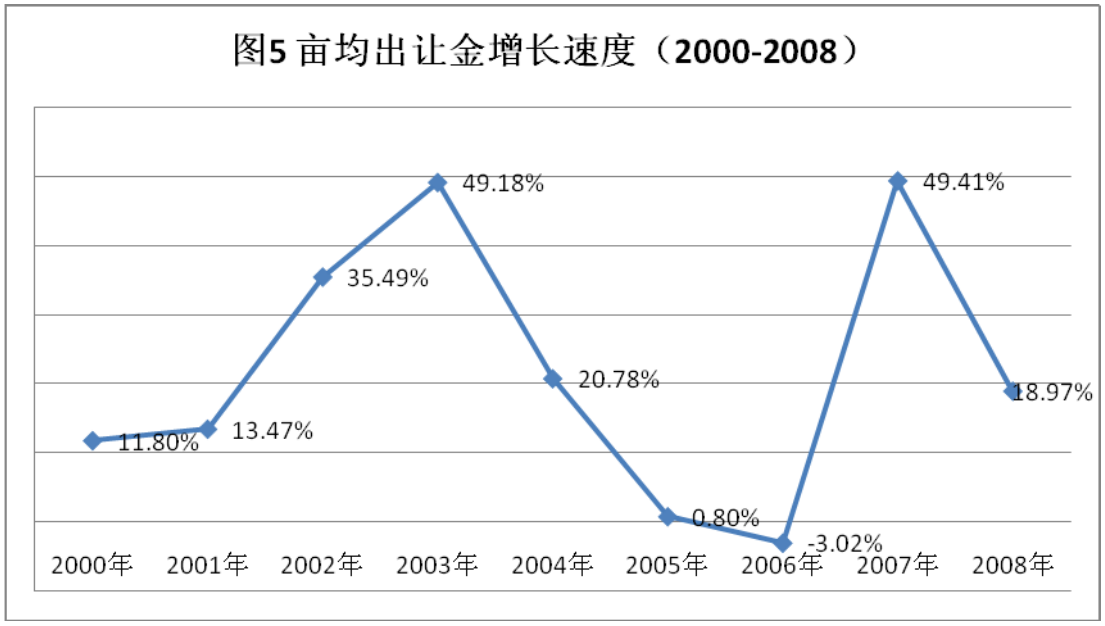
2．全国的土地出让价格有较大上涨，各年增速不一

我们以一年内全国的土地出让单位面积收入作为土地价格高低的衡量指标，我们发现除 2006 年有一个小幅下滑外，全国的土地价格自 1999 年开始是不断上涨的。具体情况见下图，价格单位是万元/公顷：



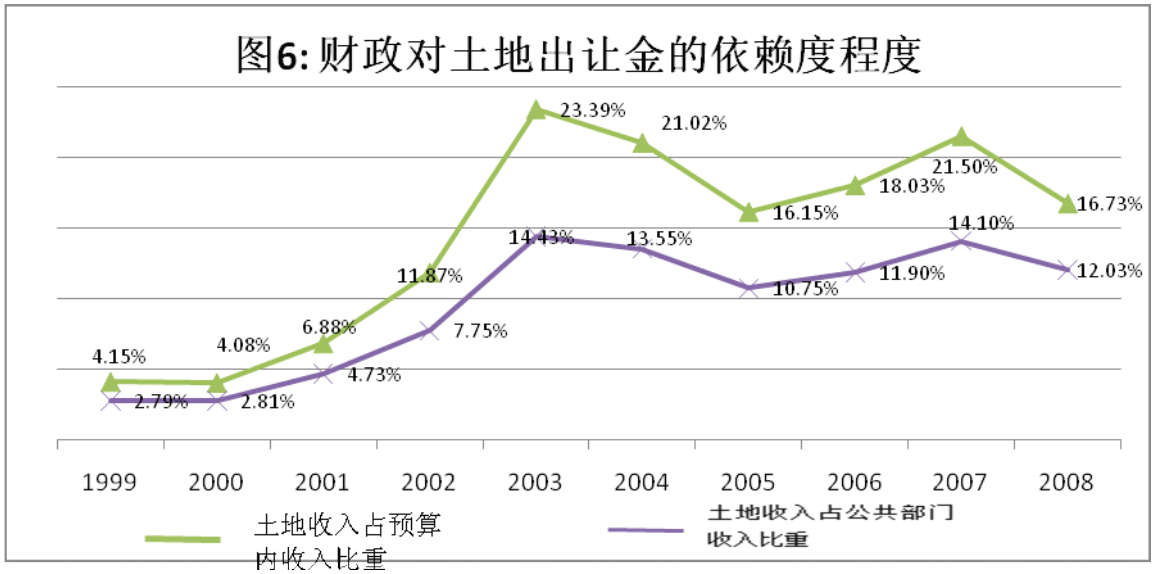
来源：根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

为了更加清晰的看出土地价格上涨的幅度，我们绘制了土地价格变化率图。数据显示，土地价格的涨幅呈波动型，2003 年和 2007 年达到增长的峰值，分别是 49.18%，49.41%，2006 年出现负增长-3.02%，其余年份在 10-30%之间。



3.土地出让金是一项重要的政府收入来源

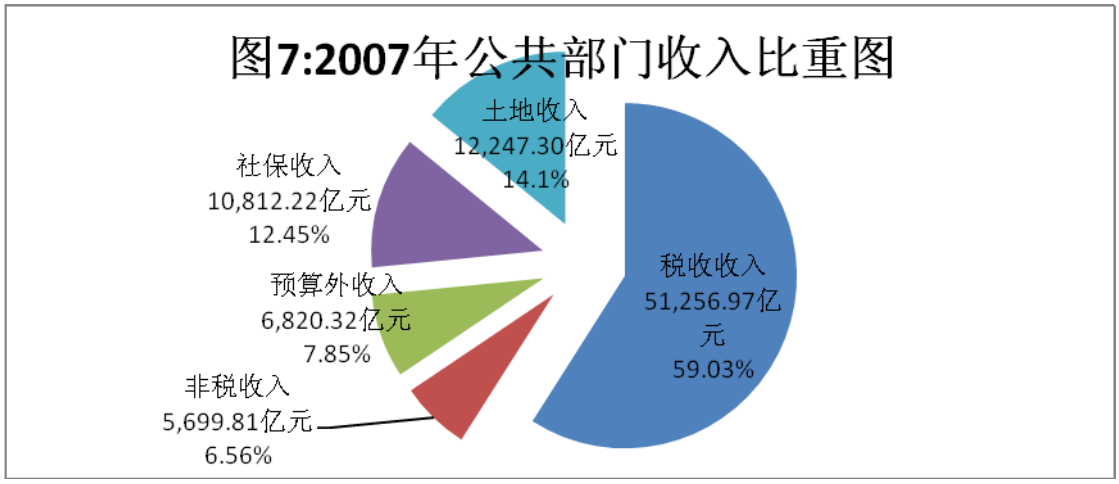
现在流行的“土地财政”称：土地出让收入是地方政府最为重要的“非预算收入”，至少是当地全部财政收入的 50%以上。我们使用上面提到的两个指标，从全国的角度测量财政对土地出让金的依赖性。



来源：根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

从图中，我们可以看出：从全国的平均情况来看，地方政府对土地的依赖呈现迅速上升，而后平稳波动略有下降的态势。不论宽口径还是窄口径，依赖程度均在 2003 年达到顶峰，土地出让收入占预算内财政收入的 23.39%，占全部公共收入的 14.43%，随后即稳定在这个水平上下。虽然这一比例很高，但是从全国的平均情况来看，没有达到非常惊人的地步，在后续的省级和市级的比较中，我们将进一步观察研究这一问题。

下图是 2007 年公共部门收入比重图，我们可以较为直观看出土地收入与公共部门其他收入之间的关系，可以看出，在 2007 年，土地收入的确是继税收收入之后的第二重要的收入，是当年预算内财政收入的 21.5%，在全部公共部门的收入中，占到 14.1%的比重，随后的社保基金收入占到 12.45%。



小结：

从宽窄口径两种口径下分析，政府对土地出让收入的依赖性都呈现上升而后趋于稳定的态势；2008 年，土地出让金收入占当年预算内财政收入的 16.73%，占当年公共部门收入的 12.03%；土地出让金收入占当年预算内财政支出的 21.88%，约占当年公公共部门支出的 14%

（二）地区间比较：土地供给规模、出让金总额，以及对财政影响

我们选择 2007 年的数据，来对各地区之间土地出让问题进行横向比较。为了更加全面的反映地区间差异，我们选择了：各省之间土地出让的规模、土地出让单位面积价格、地方财政对土地出让的依赖程度，以及省内县市级土地出让的差异情况这四个指标进行比较。下面是每个指标的横向对比结果。

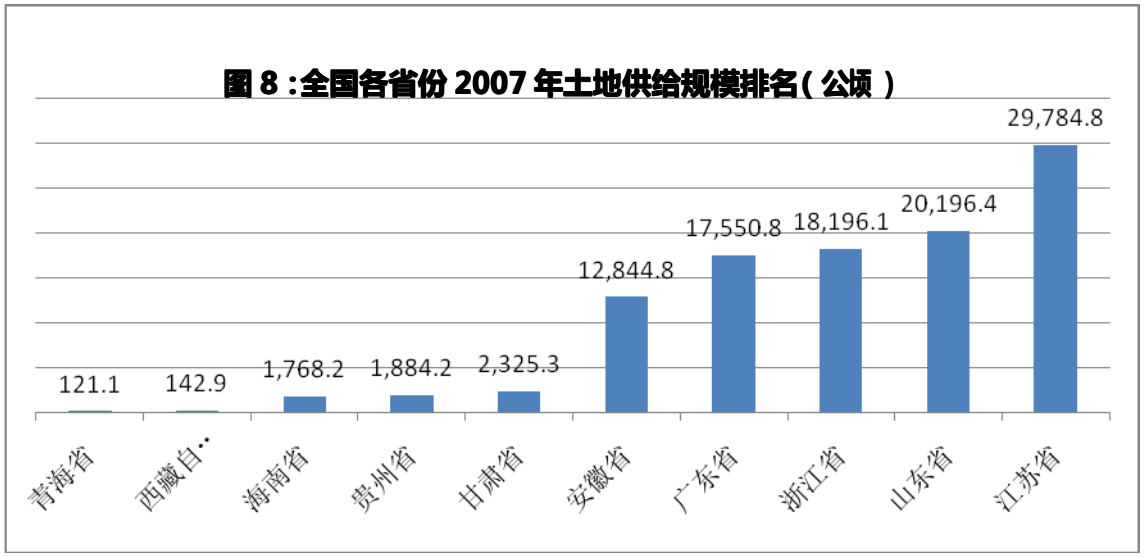
1、地区集中性

我们以一年内全省的土地出让总面积作为土地出让规模的衡量指标，并进行了排名，从结果上看，排名最前的几个省份分别为江苏省、山东省、浙江省、安徽省、河北省、广东省，它们的土地出让面积分别为 21666.67 公顷、15578.85 公顷、10667.84 公顷、9815.49 公顷、8524.65 公顷及 8204.39 公顷，在全国总出让面积中所占的比例分别为 14.28%、10.27%、7.03%、6.47%、5.62%、5.41%，排名前六项的省份之和，占到了全国土地出让面积的 50%。而土地出让规模最小的几个省份，即排名最末的西藏、青海、新疆、宁夏、贵州，其出让面积在全国

的土地出让总面积里占比约为 1%。

这反映出，各省市土地出让规模差别较大，从全国土地出让市场的角度看，呈现地区集中的态势。

下图是 2007 年排名前五名的省份和末五名的省份及其出让面积、占比情况。

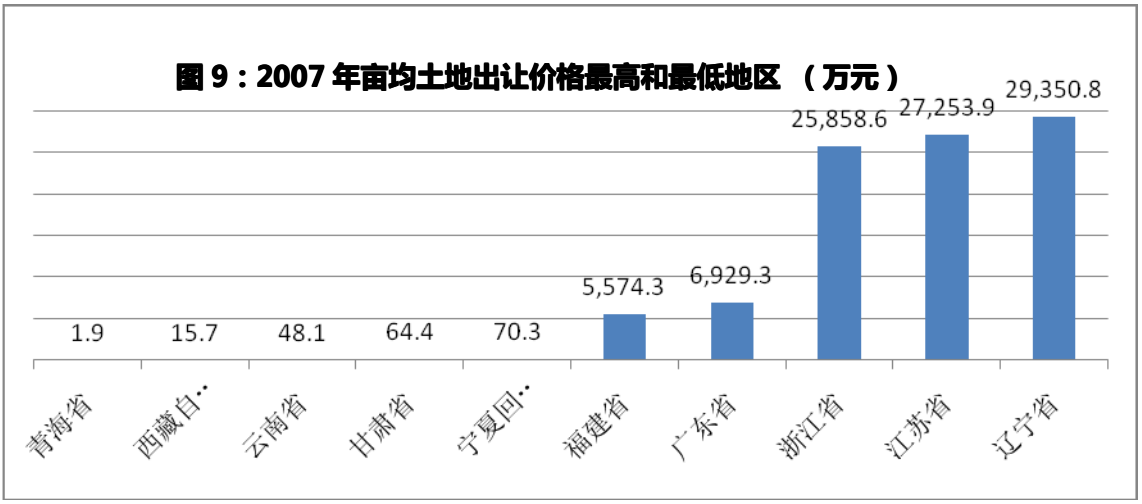


来源：根据《2008 年中国国土资源年鉴》数据计算。

2、亩均土地出让价格差别甚大

我们以一年内全省的土地出让单位面积收入作为土地价格高低的衡量指标，将各省市亩均土地出让价格进行比较，发现，各地区的土地出让价格差别巨大。排名最前的几个省份分别为福建省、浙江省、广东省、新疆、辽宁省、陕西省，它们的每公顷土地出让收入分别为 1778.835 万元、1574.327 万元、1380 万元、1138.046 万元、943.7034 万元及 897.842 万元，如果与全国平均的土地出让价格 707.07 万元/公顷相比，排名前六名的省份其土地出让价格分别是全国平均价格的 2.5、2.2、1.95、1.6、1.33、1.27 倍。排名最末的省份为青海省、西藏、甘肃省、云南省、海南省、内蒙古自治区，这几个省的土地出让价格分别为每公顷 29.75 万元、156.021 万元、167.8675 万元、217.0196 万元、273.6122 万元、282.3243 万元，仅为全国平均价格的 1/3 左右，出让价格较低。

下图是排名前五名的省份和末五名的省份各自 2007 年的土地出让价格。



来源：根据《2008 年中国国土资源年鉴》数据计算。

3、财政依赖性各地不同

我们分别使用上述两个指标计算了 2007 年各省财政对土地出让收入的依赖情况，指标 1 为土地出让收入在地方预算内财政收入内所占的比例，指标 2 为土地出让收入在地方全部公共部门收入中所占的比重，具体的计算结果结果在附录中 2007 年分指标的分省数据。结果显示，各地区地方财政对地收入的依赖性差别较大。

以 2007 年为例，各地区预算内财政收入对土地出让金依赖程度，平均为 47.79%，标准差和变异系数分布为 0.27 和 0.56，显示了地区之间存在较大差别。数据显示，最大值为浙江的 101.82%，最小值为青海省的 2.89%。

表 1　2007 年两依赖程度指标统计情况

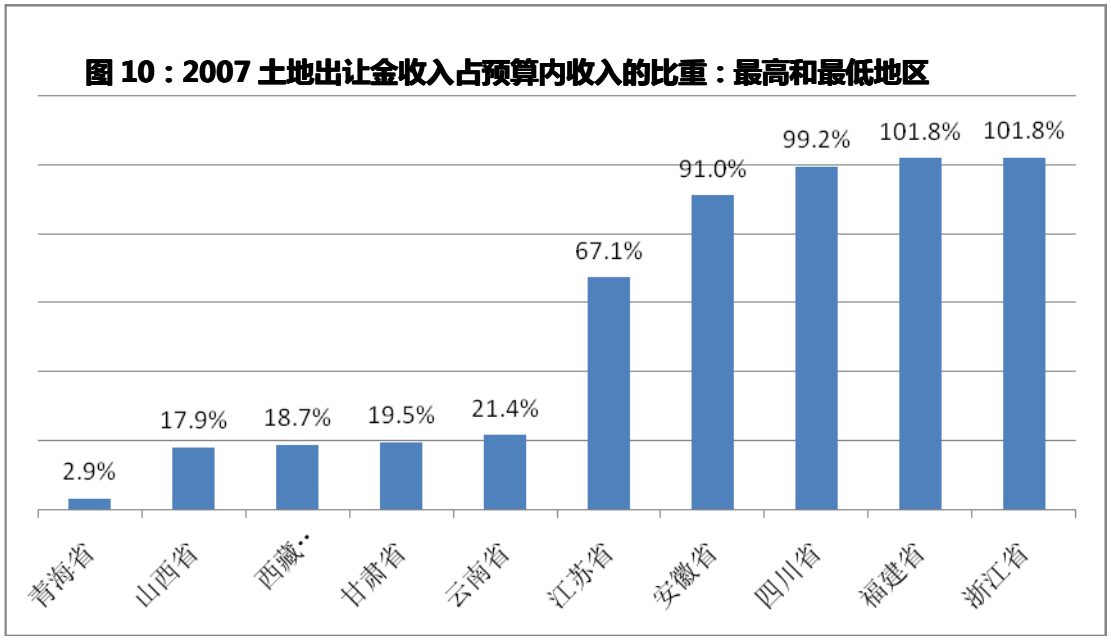
	土地出让金收入占预算内收入比例	土地出让金收入占公共部门收入比例
平均值	47.79%[3]	13.68%
最大值	101.82%	33.47%
最小值	2.89%	0.46%
标准差	0.27	0.09
变异系数	0.56	0.63

根据《2008 年中国国土资源年鉴》数据计算。

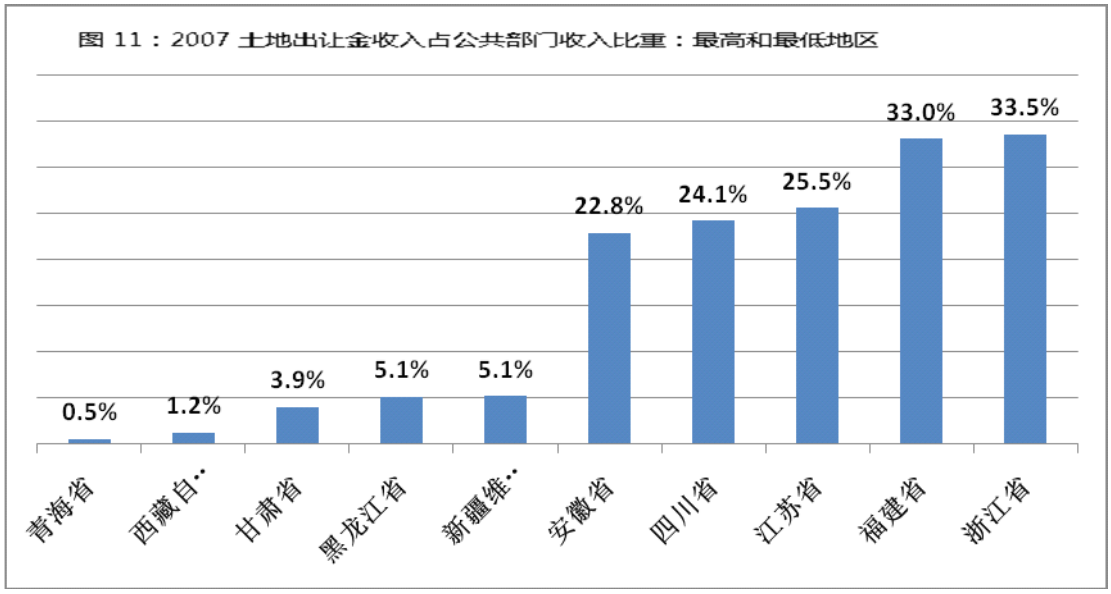
从窄的口径看，排名前六名的分别是浙江省、福建省、四川省、安徽省、江苏省、辽宁省，土地出让收入分别占全省自有预算内收入的 101.82%，101.78%，99.2%，90.96%，67.13%，65.41%；排名末六名的分别是青海省、山西省、西藏自治区、甘肃省、云南省、新疆，其土地出让收入分别占全省自有预算内收入的

[3] 注意，这里的平均值是各省土地出让收入占预算内收入比例值的平均值，图 4 中各指标的计算是用全国总的土地出让收入与全国的各项财政指标比较，两个平均的含义不同，所以计算的结果也不相同。

2.89%，17.88%，18.69%，19.49%，21.41%和 21.44%。



根据《2008 年中国国土资源年鉴》数据计算。

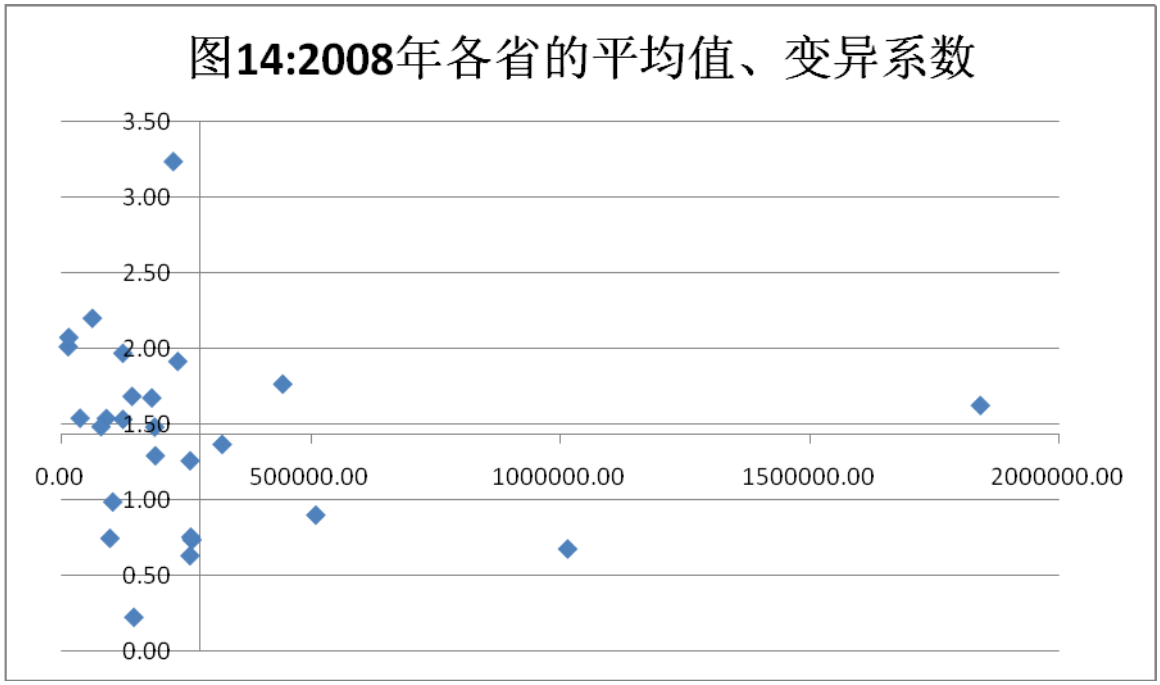


从宽口径的排名情况来看，排名前六位的是浙江省、福建省、江苏省、四川省、安徽省、辽宁省，其土地出让收入分别占全省全部公共部门收入的 33.47%，32.99%，25.5%，24.13%，22.82%，20.62%，排名末六位的是青海、西藏、甘肃、黑龙江、新疆、山西省，其土地出让收入分别占全省全部公共部门收入的 0.46%，1.15%，3.92%，5.06%，5.08%，6.45%。两个指标的排名情况基本一致。
根据《2008 年中国国土资源年鉴》数据计算。

4、各个省市内部差别甚大

我们通过绘制 2008 年平均值-变异系数图发现，各省内城市间的差异情况和

平均值也不一样，具体的数值见附表（另外，1999,2003 年的平均值、变异系数图也在附图中）。



根据《2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

从 2008 年的情况我们可以看出，各省按照省内土地收入平均值和省内各县市土地收入的变异系数可以分为四种类型：

I. 第一象限：高收入，高变异系数。在这一象限说明，该省平均土地收入高，但省内各县市差距大，代表为浙江省；

II. 第二象限：低收入，高变异系数。在这一象限说明，该省平均土地收入低，且省内各地区差距较大。四个类型中，这个类型所占比例最大，代表为黑龙江。

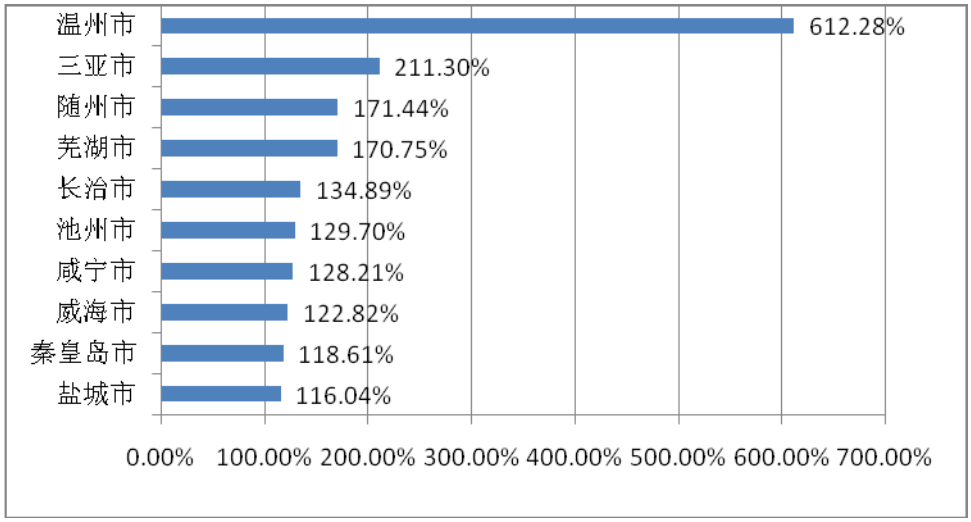
III. 第三象限：低收入，低变异系数。在这一象限说明，该省平均土地收入低，且省内各地区差距不大。

IV. 第四象限：高收入，低变异系数。在这一象限说明，该省平均土地收入高，且省内各地区差距小，代表为江苏省；

5、地级市财政依赖的差别极其显著

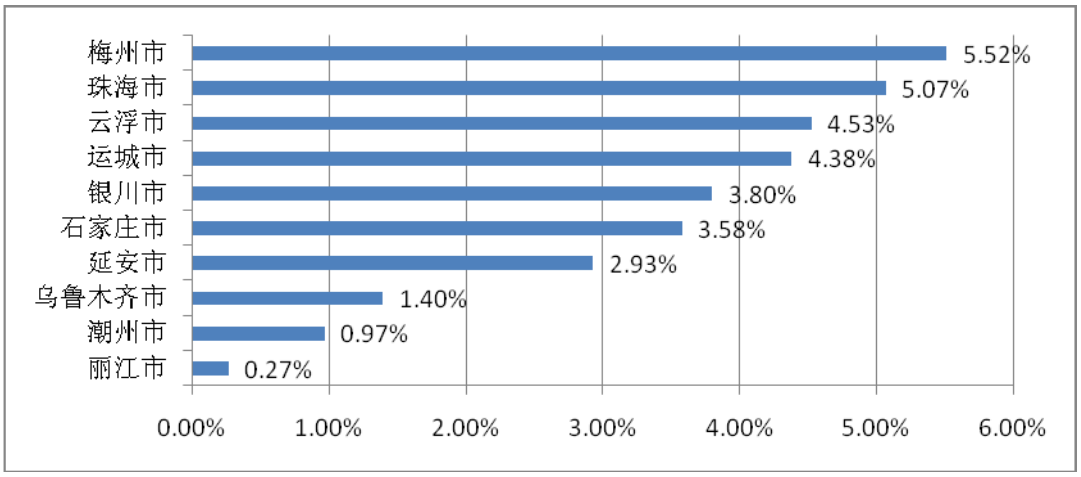
利用土地出让金数据，我们发现，若以“指标 1”度量，即出让金占预算内地方政府收入比重，我们发现出让金在若干地方所占比重甚大。以 2008 年为例，我们发现这一比重最高的是浙江省温州市。是年，温州土地出让金收入占预算内收入的比重高达 6.12 倍。紧随其后的是海南省三亚市，比重为 2.11 倍。排名第

十的为江苏盐城市，该年土地出让金收入是财政预算内收入的 1.12 倍。



根据《2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

不过，并非所有地方都是如此。土地出让金在有些地方所占比重微不足道。仍然以 2008 年为例，在云南省丽江市土地出让金收入占预算内收入比重只有微不足道的 0.27%。同样，在省会城市乌鲁木齐和石家庄，改比重也仅仅有 1.4%和 3.58%。而在财力雄厚的广东省，潮州、云浮、珠海和梅州市，该比重分别为 0.97%、4.53%、5.07%和 5.52%。



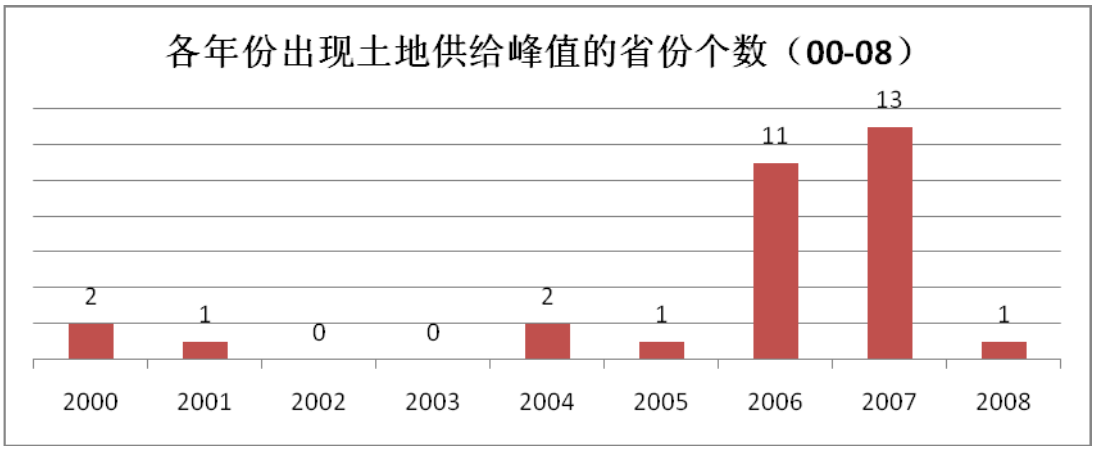
根据《2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

（三）各地供给规模、亩均价格、以及财政对土地收入的依赖程度的变动轨迹

对研究者和政策制定者而言，上述各个地区在土地供给规模、亩均土地出让金，以及财政对土地收入依赖程度的信息是重要。数据表明，我国各个地区之间在这些方面存在明显的差别。对中央政府而言，这一信息具有重要意义。若宏观政策影响房地产市场，进而影响对土地的需求，由此引发的土地收入下滑对全国各个地区的冲击明显不同。

从特定年份数据得出的结论可能需要历史数据来补充。例如，各个地区的经济发展水平、产业结构、政府政策等影响土地的需求和供给、也影响预算内财政收入。各个地区土地供给规模、亩均价格，以及财政对出让金依赖程度上都会存在差别。而这些信息对研究者和政策制定者非常重要。例如，土地供给规模是需求、价格和政府政策等因素共同作用的结果。

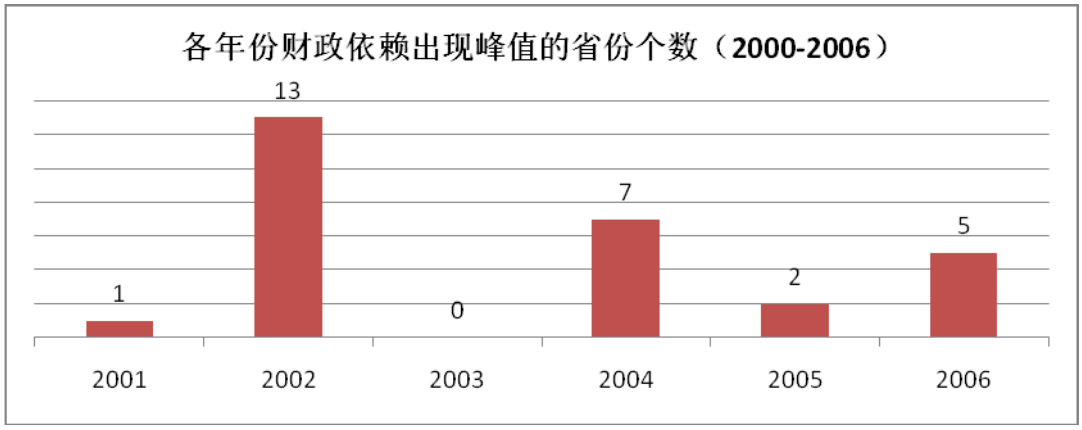
从时间系列的角度看，各个地区土地供给规模、亩均价格以及财政依赖程度等方面也存在明显的不一致。各个地区之间的差异显示出，土地市场既受中央政府政策的影响，也因各个地区经济发展水平、产业结构、地方政府政策的不同而呈现不同的峰谷特征。从土地供给规模看，各省市自治区峰值出现的年份并不一致。2000-2008 年间，有两个省的供地高峰出现在 2000 年，一个省的高峰在 2001 年。大部分省市的供地都在 2006 或者 2007 年达到了高峰。在全部 31 个地方中，有 24 个集中在这两年（见下图）。



根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

若从财政对土地出让金依赖程度这个角度看，地方政府之间的差异更大。2000 至 2006 年间，各省市自治区土地出让金占预算内收入比重最高的年份相对分散。有 13 个省在 2002 年达到了峰值，有 7 个省在 2004 年达到了峰值，有 5 个省在 2006 年达到了峰值。这些说明，土地出让金在各个地区所占比重由明显不同[4]（见下图）。

[4] 需要说明的是，如果将 2007、2008 两年包括在内，则大部分省份的峰值都集中在这两年，为了更好的反应一般情况下各省份地方财政对土地依赖的变动规律，我们选择了 2001-2006 这个时间段。



根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

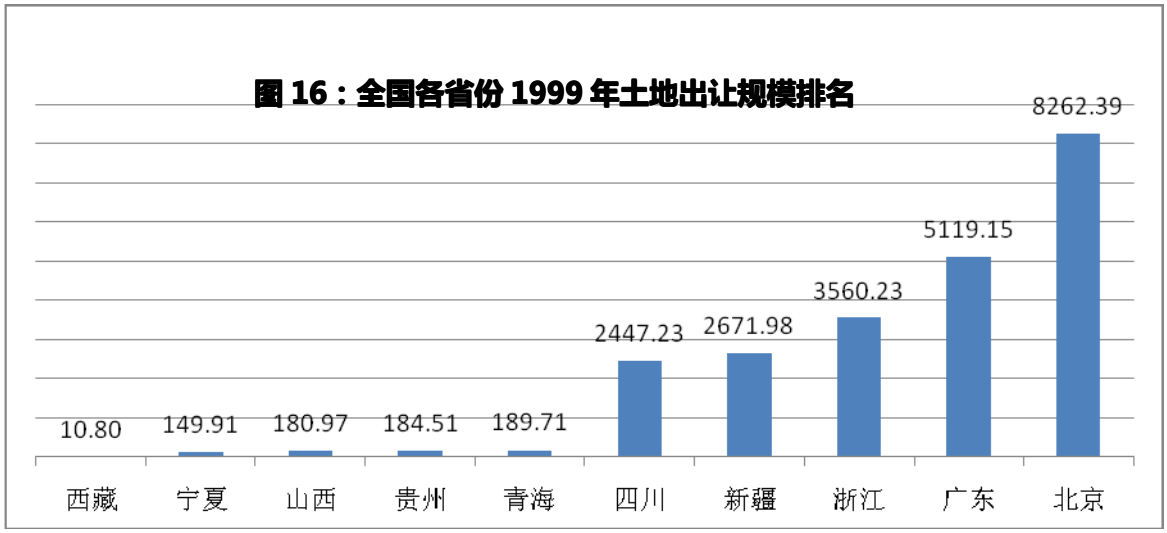
另外，我们还分别计算了各省土地供给面积均值、最大值、最小值和变异系数，出让亩均价格均值，最大值、最小值和变异系数，结果如下表。这些数据也显示，各个地区之间土地市场的差别较为明显。我们可以看出来，从规模上来看，各省的差距在缩小（变异系数）有减小的趋势，整体规模在经过多年上升后，在 2008 年开始出现下降。我们比较一下 1999 年与 2008 年各省的土地出让平均价格和土地出让面面积的排名情况。而各省价格差距没有明显变动趋势，始终上下不规则波动，在 2008 年达到最大值，3.08。

项目	各省土地出让亩均价格均值	最大值	最小值	变异系数	各省土地出让面积平均值	最大值	最小值	变异系数
1999 年	89.9	270.62	6.01	0.69	1464.22	8262.39	10.8	1.13
2000 年	107.37	623.15	0.35	1.07	1568.81	6135.59	81.11	0.86
2001 年	125	465.47	12.15	0.81	2915.94	10038.3	43.21	0.91
2002 年	162.38	397.26	53.06	0.52	4007.41	21571.3	65.86	1.18
2003 年	52.23	626	4.21	2.03	6245.29	31538.5	34.45	1.25
2004 年	130.43	869.4	27.14	1.12	5855.17	19359.9	67.01	0.83
2005 年	142.33	589.82	19.07	0.75	5341.49	22679.7	217.97	0.96
2006 年	115.01	754.11	0.12	1.13	7516.71	25918.3	257.74	0.91
2007 年	501.96	1744.78	108.5	0.75	7579.37	29784.8	121.14	0.85
2008 年	1304.52	23104.8	46.64	3.08	5244.62	21666.7	241.29	0.86

根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

下面我们将展示 1999 年土地出让价格、规模、政府对土地出让收入的依赖程度的分地区情况，与上面 2007 年的情况进行对比。

1、出让规模



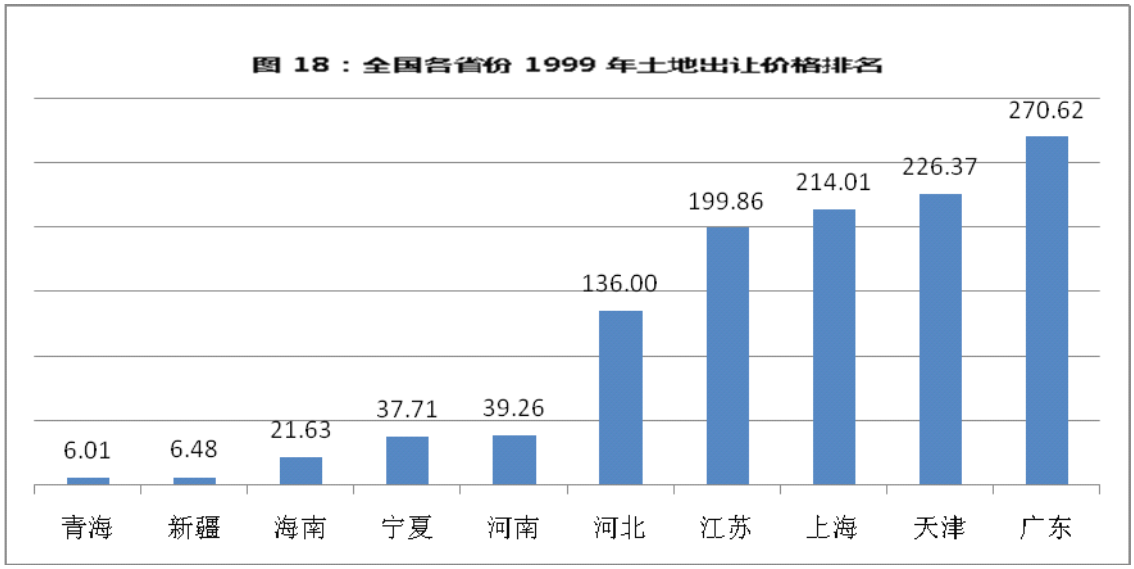
根据《2000 年中国国土资源年鉴》数据计算。

与 2007 年的排名相比较，我们发现，1999 年与 2007 年土地出让规模排名有很大的不同，变化最为显著的是北京以及江苏、山东，前者由 1999 年排名第一的位置下降到 2007 年末十位，而后两者则一跃成为中国土地出让最为集中的地区。

2、以东南部沿海地区为首，各地价格上涨速度不均

从图上就可以看出，除现在仍旧出让大量土地的江浙、山东等省外，1999 年，新疆和四川的土地出让数目在全国中占据很高比例，且广东当时是全国出让土地最多的省份，2006 年已经降至第六位。前六位共占据全国土地出让规模的 54%，如果包括四个直辖市，那么 1999 年出让土地规模最大的是北京市，占到全国土地出让规模的 24.7%，可以说当时土地出让的集中度较现在为高。

与 2007 年的情况相比，1999 年土地出让价格最为昂贵的几个地区为广东、天津、河北、江苏、贵州，而 2007 年最贵的地区已经变成福建、浙江、四川等地，这种排名的变化，说明着近 10 年内，各省的土地价格上升的速度不一，以福建、四川上升的最为迅速。



根据《2000 年中国国土资源年鉴》数据计算。

3、地方财政依赖度变动

从全国的整体数据来看，政府对土地出让收入的依赖程度自 1999 年快速上升，到 2004 年达到峰值，而后在波动中下降，各省的差距经历一个逐渐减少在 2007 年略有回升的趋势（最小值出现在 2006 年，各省的变异系数仅为 0.46，在下表中用红色字体标出），这种差异度回升的趋势表明各省的变动情况是不同的。

表 4：各省财政对土地依赖程度统计表-宽口径				
	平均数	最大值	最小值	变异系数
2000 年	3.61%	14.34%	0.22%	0.86
2001 年	6.03%	19.78%	0.61%	0.69
2002 年	9.61%	28.72%	0.04%	0.66
2003 年	16.67%	46.20%	3.15%	0.62
2004 年	18.91%	49.33%	3.42%	0.57
2005 年	15.23%	29.87%	4.14%	0.5
2006 年	17.08%	31.75%	2.66%	0.46
2007 年	13. 68%	33. 47%	0. 46%	0. 63

根据《2000-2009 年中国国土资源年鉴》数据计算。

从上面的分布情况我们可以看出，在 1999 年只有广东、江苏、浙江、四川四省，土地收入在财政收入中占得比例较高，四个省的指标 1 的具体数据分别是：18%，15.04%，12.88%，8.36%，指标 2 的具体数据分别是 12.34%，7.6%，6.7%，5.34%。这与 2007 年的情况大为不同，2007 年各省市中最为依赖土地收入的有福建、安徽、辽宁、苏州、浙江等，广东省土地收入在公共部门收入中的比重仅为 18%，排在末十位上，这说明，这些省市对土地收入的依赖性上升非常快。

四、若干政策含义

本报告的发现可以大概地归结为：第一，来自土地出让的收入是地方财源的重要组成部分，多年平均而言，大体占地方预算内收入的 20%。第二，出让金收入对财政的重要程度在各地存在明显差异；第三，同一地区财政对土地出让金依赖程度在不同时期也有不同差别；第四，各地依赖程度峰值出现的年份也有差别 。

上述发现对研究者和政策制定者理解有一定意义。第一，给定土地出让金收入所占比重，我们不应该过高估计治理高房价给地方财政的负面影响。我们至少可以看到，地方政府的收入主体仍然是波动较小的增值税、营业税，和来自上级政府的转移支付。房价治理不会导致地方财政崩溃。

第二，应该将各个地区差别对待。给定各个地区对土地收入依赖程度的明显差异，我们不能假定治理房价带来的冲击是全国一致的。对那些出让金规模较小（经济发展水平较低地区）或者预算内财政收入较大（经济发展水平较高地区）两类地区，土地出让金所占比重较低。换句话说，最穷和最富地区来说，房价下降，对土地需求减少，来自土地出让的收入减少带来的冲击较小。而对于那些土地出让金所占比重较大的地区，房价下降——土地出让金收入减少给地方财力带来的负面影响，相对更为严重。

第三，由于各个地区财政对土地出让金依赖程度的时间并不一致。部分土地市场正处于上升时期地区，其来自出让金收入可能受政府宏观调控政策影响较大。和其他地区相比，这些地区的财力所受冲击更大。上级政府在发债和转移支付等方面应该考虑这一因素。

附　录

附表 1　2007 年土地出让分省指标

名称	土地收入	土地/预算内	土地/公共部门收入	土地/支出	土地/全部支出	面积	价格
河北省	**3848991.58**	48.78%	14.65%	25.55%	18.36%	8524.65	451.5132
山西省	**1069194.45**	17.88%	6.45%	10.18%	7.72%	2394.88	446.4501
内蒙古	**1631947.52**	33.15%	10.16%	15.08%	8.68%	5780.4	282.3243
辽宁省	**7082055.77**	65.41%	20.62%	40.14%	32.67%	7887.86	897.8425
吉林省	**1234793.05**	38.50%	8.78%	13.97%	10.05%	3706.06	333.1822
黑龙江	**952338.37**	21.62%	5.06%	8.02%	3.95%	2579.2	369.2379
江苏省	**15022609.99**	67.13%	25.50%	58.83%	51.91%	21666.6	693.3511
浙江省	**16794672.12**	101.82%	33.47%	92.95%	74.03%	10667.8	1574.327
安徽省	**4945701.08**	90.96%	22.82%	39.76%	20.71%	9815.49	503.867
福建省	**7118864.02**	101.78%	32.99%	78.17%	19.81%	4001.98	1778.835
江西省	**1889287.18**	48.46%	12.76%	20.87%	5.54%	4475.04	422.1833
山东省	**8474104.76**	50.58%	19.39%	37.47%	29.29%	15578.8	543.9493
河南省	**2388400.93**	27.71%	8.50%	12.77%	8.70%	7254.5	329.2303
湖北省	**3741939.11**	63.38%	16.14%	29.30%	21.72%	6555.76	570.7865
湖南省	**3212709.04**	52.97%	13.53%	23.67%	11.81%	4751.56	676.1377
广东省	**11322059.94**	40.64%	18.34%	35.83%	29.64%	8204.39	1380
广西区	**2117402.37**	50.56%	12.88%	21.48%	12.30%	4432.98	477.6476
海南省	**555966.24**	51.34%	14.24%	22.67%	5.49%	2031.95	273.6122
四川省	**8440953.98**	99.20%	24.13%	47.98%	20.96%	7417.06	1138.046
贵州省	**813675.48**	28.54%	7.29%	10.23%	6.51%	1633.95	497.9806
云南省	**1042104.06**	21.41%	6.73%	9.18%	8.52%	4801.89	217.0196
西藏	**37646.3**	18.69%	1.15%	1.37%	0.74%	241.29	156.021
陕西省	**2015038.33**	42.40%	11.86%	19.12%	12.02%	2602.86	774.1632
甘肃省	**372053.11**	19.49%	3.92%	5.51%	3.35%	2216.35	167.8675
青海省	**16400.88**	2.89%	0.46%	0.58%	0.29%	551.21	29.75432
宁夏	**509821.26**	63.70%	12.58%	21.08%	15.08%	1277.08	399.2086
新疆	**612916.5**	21.44%	5.08%	7.71%	5.32%	649.48	943.7034

附表 2　各省 1999-2008 年土地出让平均价格

表 1：各省土地出让平均价格 单位：万元/公顷										
地区	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年
全国	114.94	128.51	145.82	197.56	294.72	355.96	358.83	348.00	519.95	618.58
北京	103.86	623.15	465.47	397.26	626.00	869.40	589.82	754.11	1537.97	3094.04
天津	226.37	170.93	277.92	155.15	25.44	154.79	125.58	177.66	951.72	1151.10
河北	136.00	96.39	161.31	200.51	27.61	92.36	98.98	102.64	435.49	378.41
山西	77.97	93.73	93.15	146.18	43.65	119.24	119.62	104.08	232.85	544.81
内蒙古	40.05	26.67	23.18	78.02	12.48	27.23	70.26	64.72	197.86	212.45
辽宁	107.37	124.21	236.02	274.44	58.39	127.15	140.36	93.45	646.37	786.66
吉林	83.81	49.22	96.96	148.84	63.88	152.82	123.37	105.55	301.25	298.26
黑龙江	83.96	88.52	62.37	130.96	52.13	119.37	211.83	148.55	294.79	382.35
上海	214.01	154.63	159.34	190.57	38.48	206.73	180.13	147.96	1744.78	23104.81
江苏	199.86	247.83	242.99	314.65	24.40	50.71	79.61	84.67	504.37	608.56
浙江	104.23	191.94	242.28	214.29	12.50	75.23	128.41	107.08	922.98	969.16
安徽	75.89	78.10	179.30	164.21	23.34	83.23	131.48	95.65	385.04	46.64
福建	94.14	276.50	183.10	360.04	27.48	49.35	119.41	158.34	715.30	581.98
江西	42.49	57.08	285.18	239.63	13.85	152.05	181.47	126.40	305.92	342.94
山东	55.72	58.51	63.08	121.54	44.29	131.01	154.34	164.94	419.58	555.87
河南	39.26	87.03	51.97	117.49	25.64	112.35	186.92	179.27	291.03	462.54
湖北	49.84	47.81	75.27	161.22	38.82	100.49	119.65	122.93	436.14	496.86
湖南	99.28	84.67	95.13	227.88	32.39	52.11	75.21	91.69	395.77	532.01
广东	270.62	175.68	220.17	198.26	14.34	64.37	92.48	73.91	645.10	823.27

表 1：各省土地出让平均价格 单位：万元/公顷										
广西	77.10	34.88	19.01	131.56	37.41	88.01	78.80	0.12	364.10	305.58
海南	21.63	25.09	68.84	71.55	36.56	205.66	331.00	0.23	314.43	603.65
重庆	77.00	88.38	50.69	152.11	60.03	166.50	175.80	0.20	590.38	842.33
四川	71.20	83.45	70.74	98.60	54.88	252.02	307.63	0.19	864.24	633.64
贵州	135.31	145.76	108.80	161.31	28.55	89.96	155.03	154.38	431.83	492.63
云南	90.92	76.64	60.50	53.06	17.35	51.96	46.44	41.13	172.81	408.11
西藏	46.68	0.35	12.15	86.30	55.46	177.12	149.42	202.11	263.48	323.75
陕西	43.82	14.88	85.72	100.76	46.85	61.75	77.11	104.66	670.78	611.44
甘肃	68.27	31.99	43.79	74.33	26.04	27.14	19.07	34.41	160.00	232.03
青海	6.01	31.60	89.50	132.20	4.21	61.62	20.44	29.66	135.39	60.08
宁夏	37.71	36.47	30.88	56.51	14.16	75.43	77.62	54.35	120.36	167.81
新疆	6.48	26.37	20.16	74.36	32.67	46.09	44.93	40.27	108.50	386.29

附表 3　1999-2008 年各省土地出让规模

表 2：各省土地出让规模										
地区	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年
全国	45390.6	48633.22	90394.12	124229.84	193603.96	181443.32	165586.08	233017.88	234960.60	165859.67
北京	8262.39	1148.32	2572.52	3416.58	4681.60	6225.38	1606.36	2515.51	2438.75	2218.92
天津	630.63	455.75	619.65	1719.98	5380.07	5298.31	4449.33	3867.07	3949.27	3419.22
河北	1348.00	2213.22	3702.77	6069.84	7094.47	7311.44	6451.34	9272.67	8838.24	8524.65
山西	180.97	309.62	574.04	1848.38	2846.07	1935.30	2105.92	2544.95	4591.68	2394.88

表 2：各省土地出让规模										
内蒙古	341.46	874.63	2088.13	1277.57	2333.78	3386.17	3067.26	3144.41	8247.91	5780.40
辽宁	1565.59	1707.54	3016.21	3783.42	6237.57	7895.61	7319.62	21333.78	10956.67	7887.86
吉林	450.50	1207.88	1428.19	1297.41	2013.93	2157.89	3042.52	4879.02	4098.89	3706.06
黑龙江	361.26	506.73	797.10	1153.00	1923.51	2364.03	1809.46	3594.87	3230.53	2579.20
上海	2006.74	2252.76	5228.33	6729.94	6985.85	7135.04	6491.31	7680.13	2180.60	2468.15
江苏	2212.15	3300.14	8891.47	14447.22	30653.19	16462.10	22679.68	25918.33	29784.79	21666.67
浙江	3560.23	6135.59	10038.30	21571.29	31538.45	18018.44	14029.88	18588.41	18196.06	10667.84
安徽	819.13	1335.71	1489.14	4115.03	7263.89	8345.82	5671.14	13329.42	12844.78	9815.49
福建	1334.94	1184.94	2363.83	2766.24	5146.29	7883.02	5705.49	11100.36	9952.23	4001.98
江西	672.91	662.79	840.31	2503.89	3214.79	4392.56	4344.84	5952.05	6175.72	4475.04
山东	2241.13	3907.72	5971.83	14672.79	23784.82	19359.94	17959.49	24379.87	20196.41	15578.85
河南	1504.41	1467.07	3542.72	3048.91	4826.33	6197.83	4503.20	7046.85	8206.81	7254.50
湖北	768.69	158.78	2799.86	3112.80	5068.35	7296.13	4791.80	7830.92	8579.70	6555.76
湖南	840.36	1139.21	3274.45	3834.81	4792.09	6816.59	6075.81	5840.31	8117.52	4751.56
广东	5119.15	3712.49	6604.61	6769.79	10270.01	10694.00	13374.56	14460.27	17550.77	8204.39
广西	1139.09	2528.19	8704.15	2342.96	2978.23	4733.51	3297.39	4792.18	5815.48	4432.98
海南	1351.38	81.11	1100.07	988.34	747.54	371.99	721.41	980.58	1768.17	2031.95
重庆	1048.00	1065.03	1973.90	2002.58	3548.40	4295.07	4036.05	5950.95	6080.09	2775.71
四川	2447.23	2426.75	4596.66	6746.05	8472.86	8384.99	8549.71	8844.37	9766.90	7417.06
贵州	184.51	387.54	724.18	682.19	1195.29	1400.02	882.11	1546.40	1884.23	1633.95
云南	654.03	1082.82	1619.66	2784.63	3507.42	3465.66	2509.22	3815.81	6030.30	4801.89
西藏	10.80	1435.08	43.21	65.86	34.45	67.01	217.97	257.74	142.88	241.29

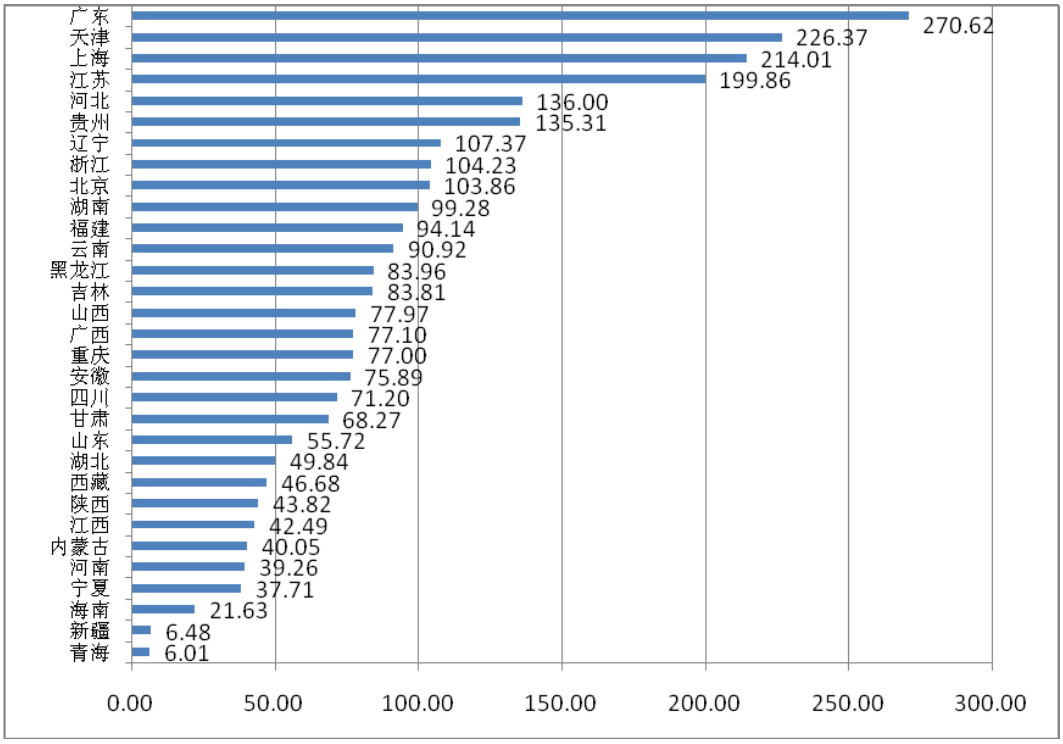
表 2：各省土地出让规模										
陕西	1077.88	3393.73	1589.19	1590.04	2145.49	2900.02	2076.86	2354.16	3004.02	2602.86
甘肃	245.52	419.15	490.93	923.20	1246.73	1654.13	3098.30	2471.88	2325.27	2216.35
青海	189.71	224.03	120.21	195.35	344.09	209.15	500.66	691.56	121.14	551.21
宁夏	149.91	582.10	283.38	340.44	567.96	859.59	792.63	1637.68	4235.69	1277.08
新疆	2671.98	1326.80	3305.12	1429.31	2760.44	3993.59	3424.76	6395.37	5649.10	649.48

附表 4　1999-2008 年各省对土地收入的依赖程度（指标 1）

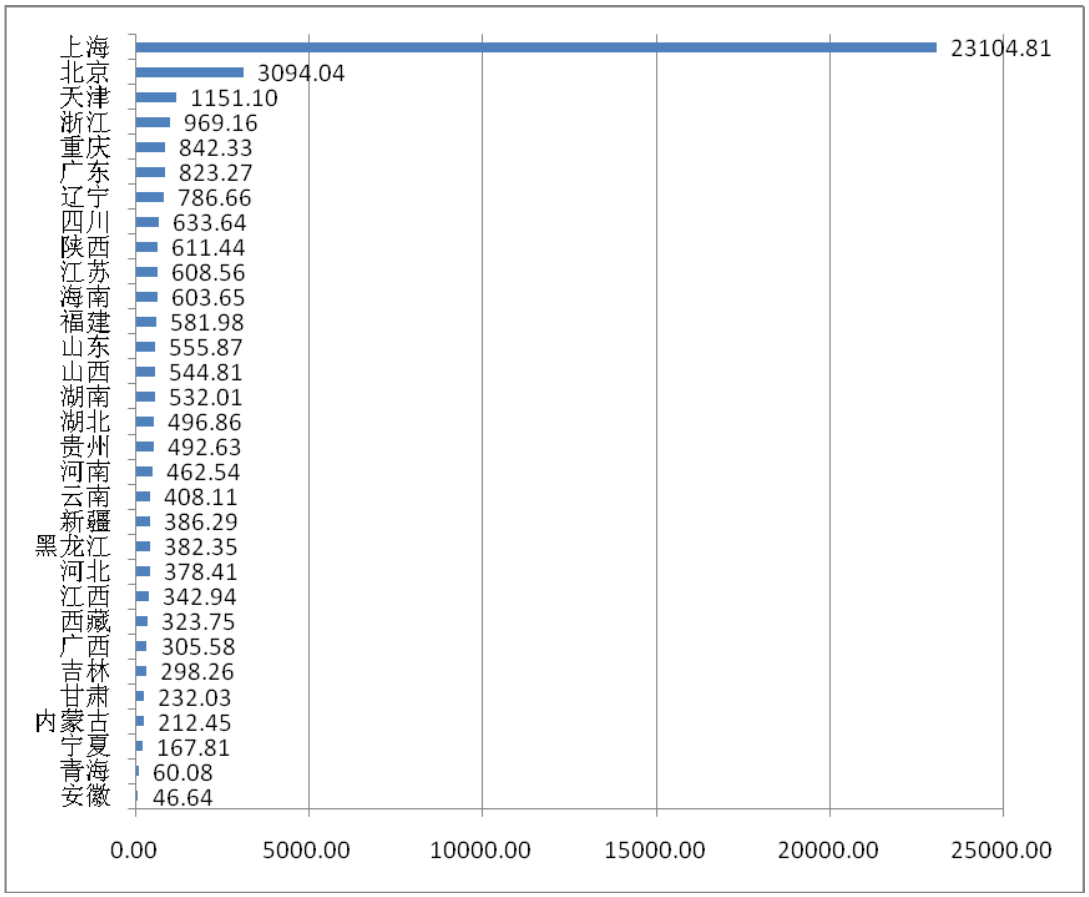
地区	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
全国平均	5.11%	7.23%	12.17%	22.89%	5.56%	15.53%	15.53%	14.05%	47.79%	30.68%
河北	8.21%	8.58%	21.07%	40.26%	5.83%	16.56%	12.38%	15.34%	48.78%	34.04%
山西	1.29%	2.54%	4.03%	17.91%	6.68%	9.00%	6.84%	4.54%	17.88%	17.44%
内蒙古	1.58%	2.45%	4.87%	8.83%	2.10%	4.69%	7.77%	5.93%	33.15%	18.87%
辽宁	6.01%	7.17%	19.22%	25.98%	8.15%	18.96%	15.21%	24.38%	65.41%	45.76%
吉林	3.73%	5.73%	11.44%	14.69%	8.35%	19.83%	18.12%	21.00%	38.50%	26.14%
黑龙江	1.78%	2.42%	2.33%	6.51%	4.03%	9.75%	12.05%	13.80%	21.62%	17.05%
江苏	12.88%	18.24%	37.76%	70.62%	9.37%	8.51%	13.65%	13.25%	67.13%	48.27%
浙江	15.12%	34.36%	48.57%	81.55%	5.58%	16.82%	16.89%	15.33%	101.8%	53.48%
安徽	3.57%	5.84%	13.89%	33.75%	7.68%	25.29%	22.32%	29.79%	90.96%	6.32%
福建	6.02%	13.99%	15.78%	36.50%	4.64%	11.66%	15.75%	32.48%	101.7%	27.95%
江西	2.72%	3.39%	18.16%	42.69%	2.65%	32.46%	31.17%	24.62%	48.46%	31.41%
山东	3.09%	4.93%	6.57%	29.22%	14.76%	30.62%	25.83%	29.65%	50.58%	44.25%
河南	2.64%	5.18%	6.88%	12.07%	3.66%	16.24%	15.66%	18.60%	27.71%	33.26%

地区	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
湖北	1.97%	0.35%	9.09%	20.61%	7.58%	23.62%	15.27%	20.22%	63.38%	45.82%
湖南	5.01%	5.45%	15.16%	37.81%	5.78%	11.08%	11.56%	11.20%	52.97%	34.98%
广东	18.08%	7.16%	12.53%	11.17%	1.12%	4.85%	6.84%	4.90%	40.64%	20.40%
广西	6.58%	6.00%	9.26%	16.51%	5.47%	17.52%	9.18%	0.02%	50.56%	26.13%
海南	8.09%	0.52%	17.30%	15.29%	5.33%	13.41%	34.77%	0.03%	51.34%	84.67%
四川	8.24%	23.21%	11.99%	22.79%	13.81%	54.78%	54.83%	0.03%	99.20%	45.12%
贵州	3.36%	6.63%	7.90%	10.16%	2.74%	8.44%	7.49%	10.53%	28.54%	23.14%
云南	3.44%	4.59%	5.12%	7.15%	2.66%	6.84%	3.73%	4.13%	21.41%	31.91%
西藏	1.10%	0.94%	0.86%	7.78%	2.34%	11.85%	27.07%	35.77%	18.69%	31.39%
陕西	4.44%	4.39%	10.03%	10.66%	5.67%	8.33%	5.82%	6.80%	42.40%	26.91%
甘肃	2.87%	2.19%	3.07%	9.00%	3.70%	4.31%	4.78%	6.02%	19.49%	19.41%
青海	0.80%	4.27%	5.43%	12.24%	0.60%	4.77%	3.03%	4.86%	2.89%	4.63%
宁夏	3.00%	10.19%	3.17%	7.27%	2.68%	17.31%	12.89%	14.51%	63.70%	22.56%
新疆	2.43%	4.42%	7.01%	9.13%	7.03%	11.82%	8.53%	11.73%	21.44%	6.95%

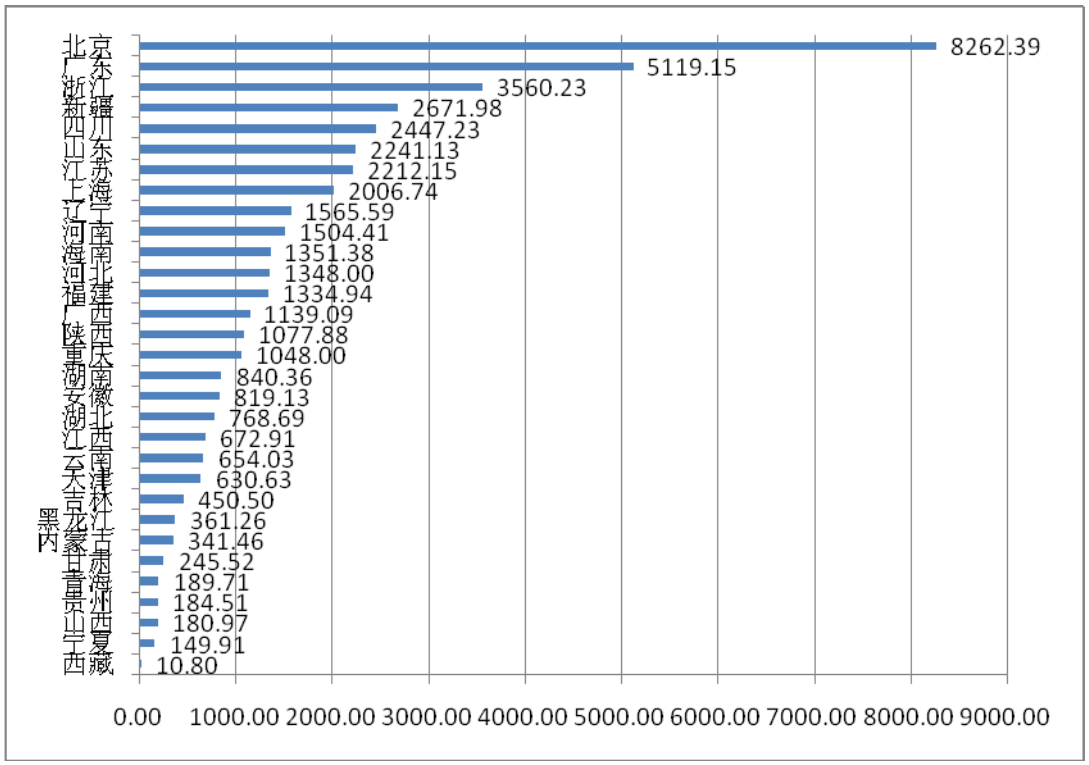
附图 1　1999 年各省土地出让价格排名



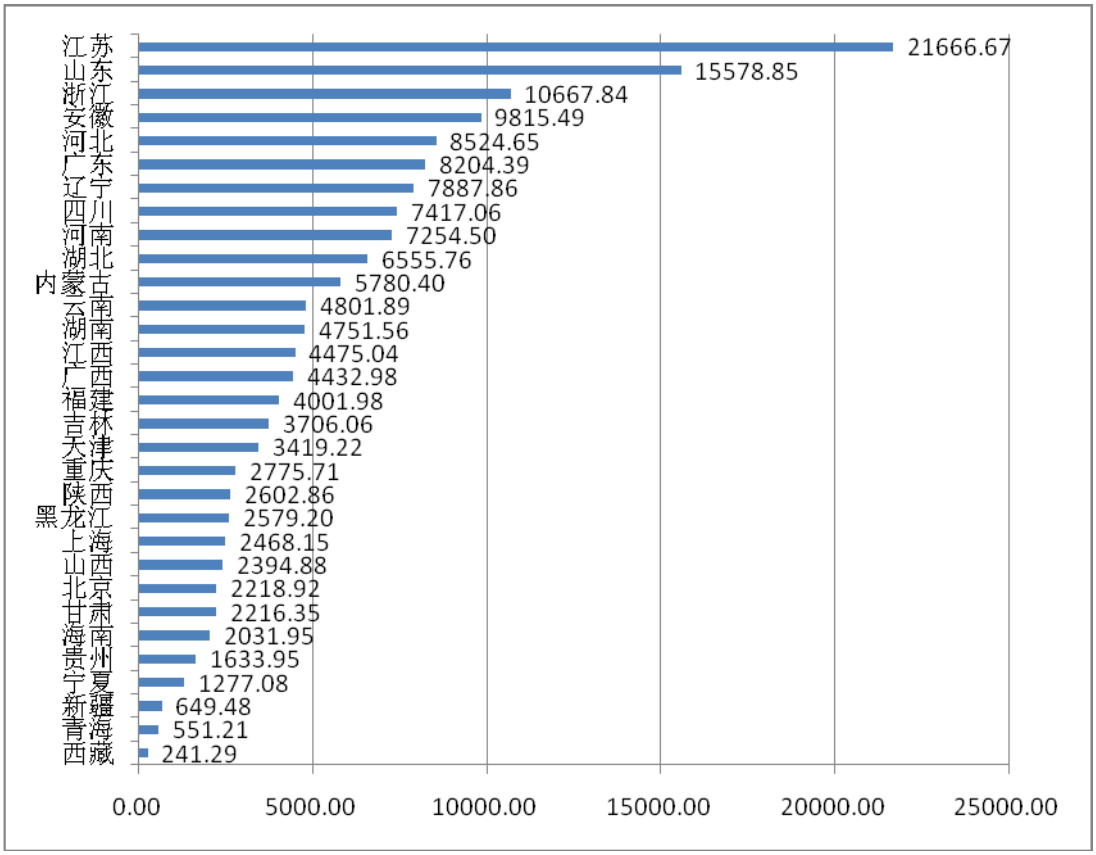
附图 2　2008 年各省土地出让价格排名



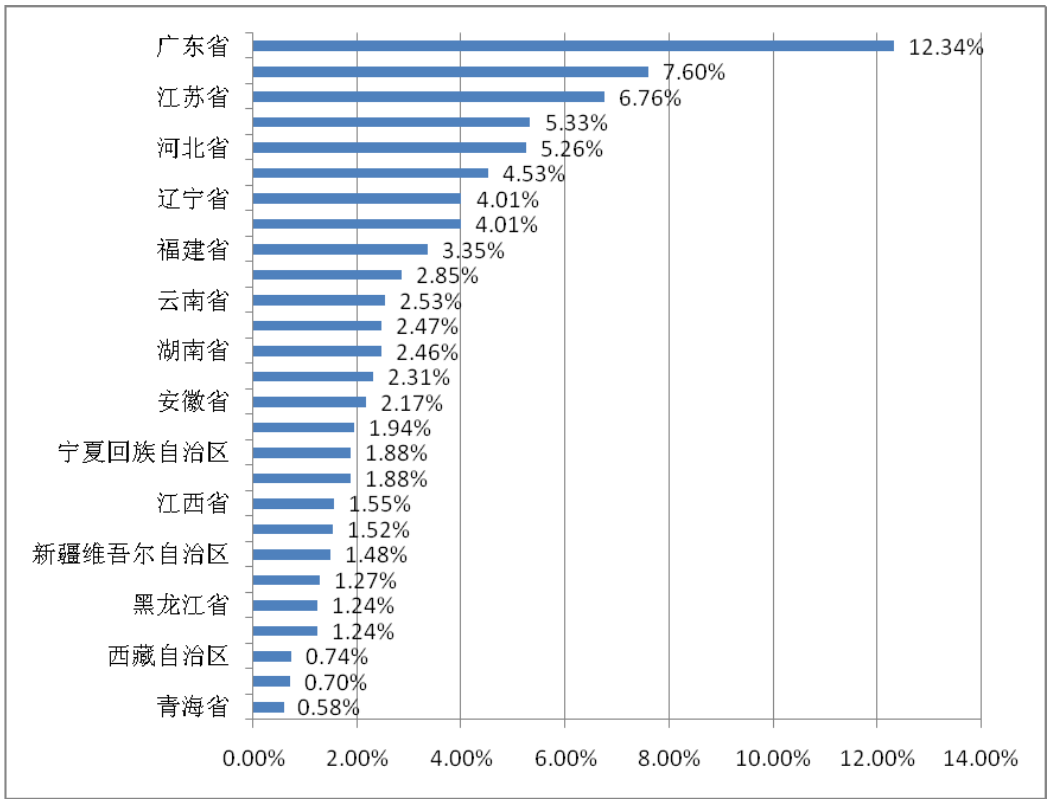
附图 3　1999 年各省土地出让规模排名



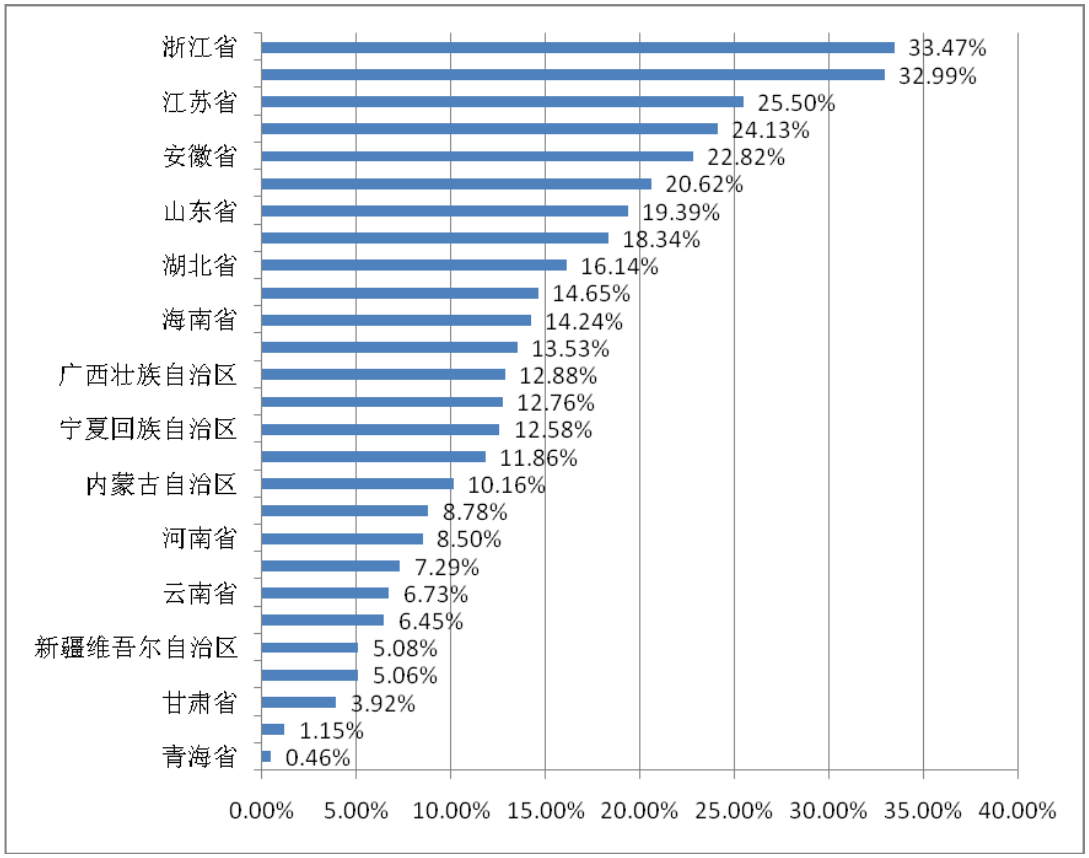
附图 4　2008 年各省土地出让面积排名



附图 5　1999 年各省财政对土地收入的依赖程度（指标 2）排名



附图 6　2007 年各省财政对土地收入的依赖程度（指标 2）排名



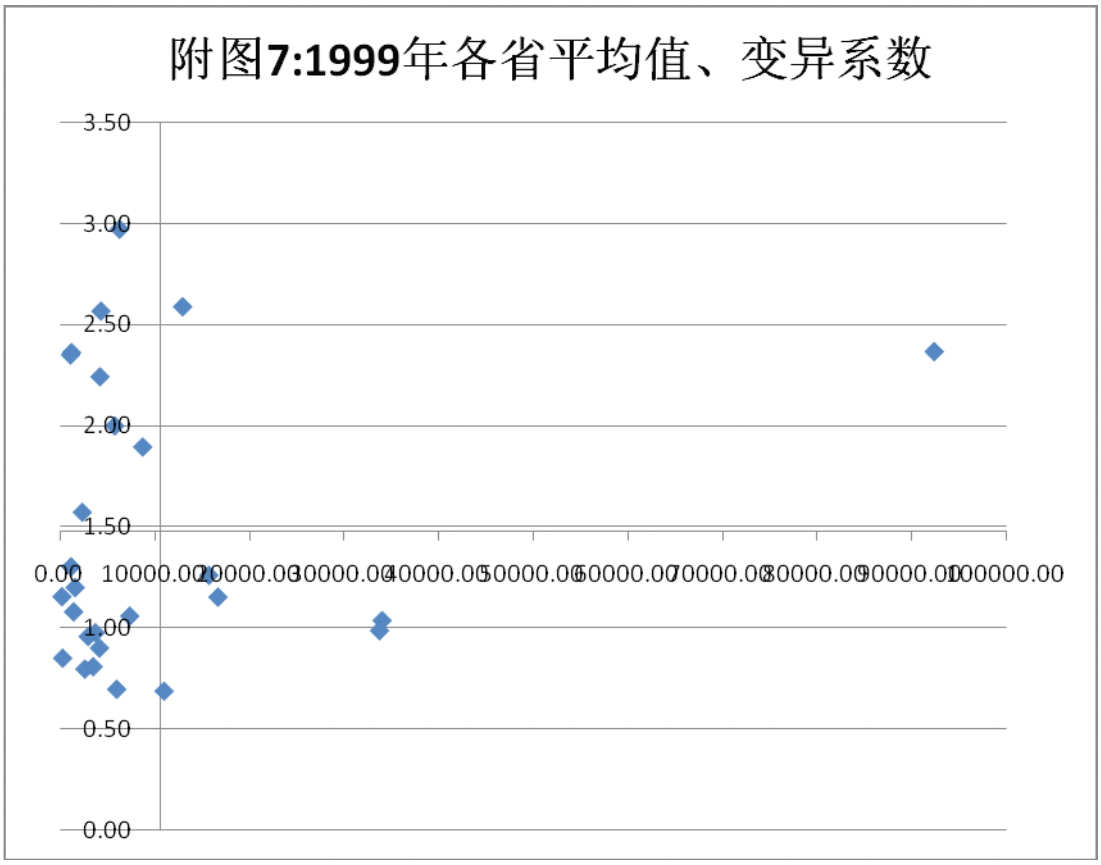
附表 5　各省土地出让收入平均值

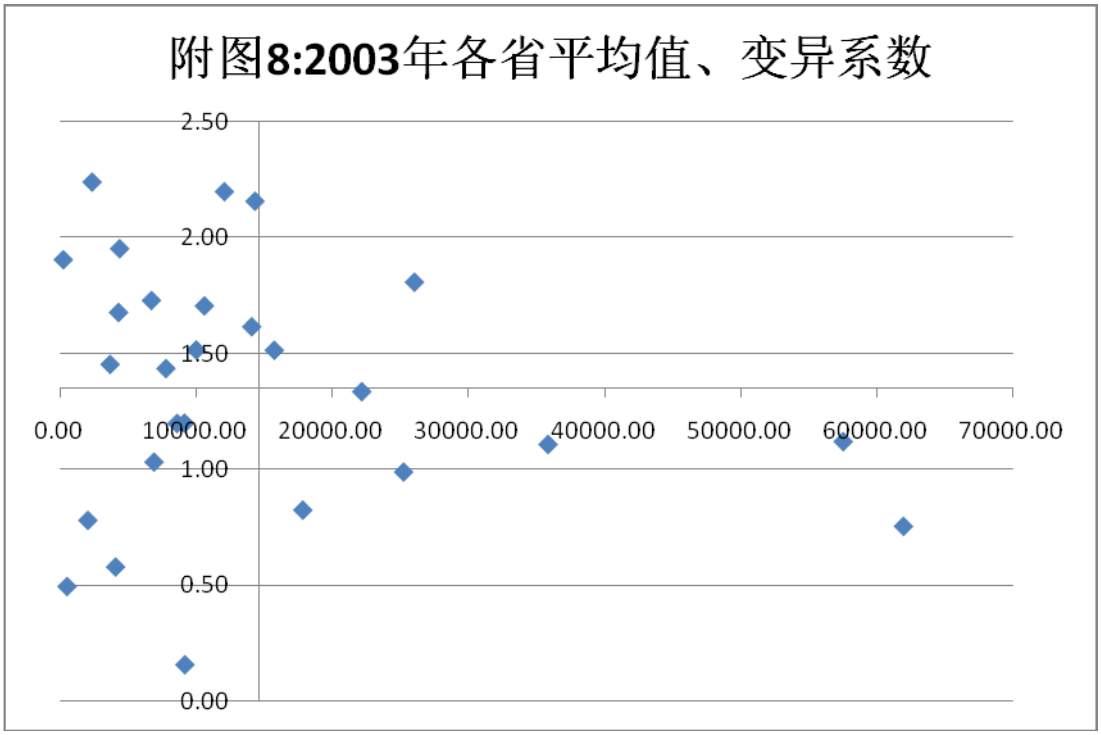
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
平均	10554.41	14250.61	31490.39	61254.01	14541.13	41086.96	52172.35	64783.96	306543.63	276905.96
河北省	16666.73	19393.14	54298.31	110644.37	17808.53	61392.22	58052.88	86523.71	349908.33	260999.21
山西省	1567.70	2899.34	5191.27	26374.87	12046.29	22423.13	24551.44	29429.75	97199.50	187705.97
内蒙古	1139.51	2120.74	4400.37	8306.46	3641.42	7684.47	21549.41	20349.33	135995.63	102336.42
辽宁省	12930.55	15149.33	50849.93	74167.16	26015.71	71711.44	73386.22	142396.46	505861.13	443218.42
吉林省	4194.96	6606.11	15386.91	21456.56	14293.78	36640.66	41705.38	57219.98	137199.23	122820.85
黑龙江	2333.25	4077.93	3824.54	10066.69	6684.48	18813.33	25553.01	33376.65	59521.15	61510.51
江苏省	34009.17	62914.21	166198.16	349680.34	57528.43	64209.77	138883.64	168812.49	1155585.38	1014263.51
浙江省	33736.36	107057.90	221097.45	420224.86	35832.20	123227.77	163773.87	180946.81	1526788.37	1841715.17
安徽省	4144.32	6136.16	15705.98	39748.04	9974.98	40861.65	43860.66	74999.01	290923.59	257501.74
福建省	15709.10	36403.38	48089.62	110663.17	15715.07	43222.56	75696.42	195292.58	790984.89	258781.74
江西省	2599.11	3439.35	21785.47	54546.54	4047.87	60715.18	71676.97	68395.04		
山东省	7346.02	13450.39	22158.50	104903.66	61960.29	149193.05	163053.79	236535.76	498476.75	509402.29
河南省	3474.26	7093.52	10227.87	19900.10	6874.10	38686.27	46763.27	70181.61	132688.94	186415.97
湖北省	2946.81	690.10	15051.29	33455.66	14055.37	52370.41	40952.42	68758.94	267281.37	232661.98
湖南省	5959.12	6889.40	22174.12	61989.37	10575.92	25370.63	32640.61	38251.12	229479.22	180563.15
广东省	92354.95	38364.62	76533.03	63914.08	7750.25	32781.59	58898.25	39961.45	539145.71	321638.92
广西	6272.90	6299.60	11821.47	22016.68	8569.77	29756.10	18559.41	42.78	151243.03	96758.45
海南省	10971.80	185.03	18931.96	17679.64	9111.26	25500.54	79595.69	73.65	185322.08	257128.56
四川省	8711.65	9643.09	15484.37	31675.86	22141.55	100627.24	125243.38	50697.57	401950.19	223797.38
贵州省	5755.87	8556.51	8754.42	12226.83	4265.56	13993.90	15194.45	26525.43	90408.39	89436.41

云南省	3716.58	5186.93	6124.27	9235.23	4347.53	13852.31	7283.73	9810.15	65131.50	122480.03
西藏	252.08	168.79	131.25	947.31	477.62	1978.16	5428.25	10418.17	6274.38	13019.43
陕西省	4294.11	5051.33	11352.53	14564.47	9138.61	16279.57	16013.91	22398.48	183185.30	144681.78
甘肃省	1197.19	957.88	1535.39	4901.21	2318.49	3206.54	4545.34	6542.69	26575.22	36732.47
青海省	189.94	1011.34	1793.12	3689.44	206.74	1841.24	1462.16	15646.23	2733.48	78785.43
宁夏	1413.39	5306.61	2187.62	4809.27	2010.28	12967.62	12304.81	17801.70	101964.25	141106.00
新疆	1081.60	9713.72	19151.23	22070.40	25218.31	40040.46	42024.19	77779.37	38307.28	

附表 6　各省土地出让收入变异系数

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
全国均值	1.47	1.34	1.42	1.32	1.35	1.24	1.23	1.18	1.37	1.43
河北省	1.15	0.61	0.80	0.84	0.82	0.64	0.63	0.78	0.67	0.73
山西省	1.20	1.35	1.97	1.11	2.20	0.93	0.93	1.03	0.69	1.29
内蒙古	1.30	1.12	0.73	1.07	1.45	0.86	1.34	1.25	1.06	0.98
辽宁省	2.59	1.53	1.21	1.76	1.81	1.79	1.64	1.73	2.02	1.76
吉林省	2.24	2.36	2.31	2.02	2.16	2.21	1.43	1.59	1.65	1.53
黑龙江	1.57	1.80	1.55	2.19	1.73	1.50	1.75	1.55	2.03	2.20
江苏省	1.04	0.82	0.97	1.18	1.12	0.82	0.61	0.96	0.77	0.67
浙江省	0.99	0.76	0.78	0.62	1.11	0.81	1.08	0.79	0.86	1.62
安徽省	0.90	1.34	1.74	1.32	1.51	1.27	1.85	0.95	0.76	1.26
福建省	1.26	1.35	1.54	1.12	1.51	0.92	0.93	1.03	1.03	0.75
江西省	0.80	0.80	2.17	1.89	0.58	0.59	1.15	0.89		
山东省	1.06	0.91	1.01	0.97	0.75	0.97	0.87	1.07	0.83	0.90
河南省	0.81	1.96	1.55	1.10	1.03	1.68	1.75	1.51	0.86	1.48
湖北省	0.96	1.01	1.12	1.91	1.61	1.09	1.31	1.26	2.02	1.91
湖南省	0.70	0.94	1.74	1.62	1.70	1.27	0.93	1.02	1.26	1.67
广东省	2.37	2.39	2.70	2.23	1.43	1.74	1.79	2.47	1.35	1.37
广西	2.97	2.48	1.58	1.53	1.20	1.43	0.93	1.33	1.33	0.74
海南省	0.69	1.26	0.79	0.96	1.20	0.55	0.86	0.68	0.50	0.63
四川省	1.89	1.51	1.28	1.45	1.33	2.64	2.57	0.75	3.32	3.24
贵州省	2.00	1.85	1.18	1.08	1.68	1.59	1.25	1.25	1.45	1.54
云南省	0.98	1.13	1.03	1.10	1.95	1.94	1.39	1.51	1.15	1.97
西藏	0.85	0.69	0.82	0.83	0.49	1.17	0.74	1.53	1.94	2.01
陕西省	2.57	0.40	2.54	0.19	0.15	0.20	0.51	0.57	1.88	0.22
甘肃省	2.36	1.84	1.52	1.41	2.24	0.85	1.17	0.81	1.39	1.54
青海省	1.15	1.49	2.13	2.29	1.90	2.04	1.79	1.93	1.47	1.48
宁夏	1.08	1.43	0.59	1.04	0.78	1.06	1.25	0.85	1.31	1.68
新疆	2.35	0.90	0.88	0.83	0.99	0.83	0.83	0.92	2.07	2.07


附图7:1999年各省平均值、变异系数
3.50
3.00
2.50
2.00
1.50
1.00
0.50
0.00
0.00
10000.00
20000.00
30000.00
40000.00
50000.00
60000.00
70000.00
80000.00
90000.00
100000.00


附图8:2003年各省平均值、变异系数
2.50
2.00
1.50
1.00
0.50
0.00
0.00
10000.00
20000.00
30000.00
40000.00
50000.00
60000.00
70000.00

分报告 6：

中国的产业结构调整与宏观经济波动：1986-2008

内容摘要：本文利用方差分解方法，分别研究了支出法和生产法GDP核算时各产业（部门）结构调整和各产业（部门）波动对宏观经济波动的影响，尤其是将产业（部门）结构调整与宏观经济波动的关系从宏观经济和各产业（部门）本身的波动中分离出来，使我们更加清楚地理解结构调整对减缓宏观经济波动的作用。结果发现:（1）无论是以支出法还是生产法来衡量GDP，宏观经济波动下降的主要原因都是波动效应，而不是结构效应。（2）结构调整之所以稳定宏观经济的作用有限，是因为中国自1986年以来的结构调整方向有一定偏差。（3）第二产业内部的结构调整具有一定的宏观经济稳定化作用。（4）要发挥结构调整稳定宏观经济的作用，需要提高消费占GDP的比重，提高波动性小的第三产业各行业占GDP的比重，同时减少波动性大的第二产业各行业占GDP的比重;进一步发展第二产业内部的低波动性行业，同时控制高波动性行业的发展速度或努力使其波动性下降。

关键词：宏观经济波动　结构调整　宏观经济稳定化

一、引言

改革开放以来，我国的产业结构和经济周期波动特征都发生了重大变化。本文试图研究我国产业结构调整与宏观经济周期波动之间的关系。无论是政界还是学术界，对此问题都需要做出明确的回答。举例来说，经济下滑时期政府将会出台某些产业振兴规划以稳定宏观经济，这就需要我们回答，产业结构调整是否能够起到熨平宏观经济波动的作用，如果能，那么具体哪些产业具有更强的宏观经济稳定化的作用，以便我们以此为依据进行相应的产业结构调整。这意味着从理论上讲，有两个重点问题需要我们回答，第一，中国的经济周期波动是总量性的还是结构性的；第二，产业结构调整对市场化改革以来经济周期波动的减缓有多大作用。

对于第一个问题，虽然从直觉上说，经济周期波动可能既是总量性的，又是结构性的，但学术界对我国经济周期却集中在以GDP为指标的总量性经济周期波动上。如刘金全和范剑青（2001）、刘树成、张晓晶和张平（2005）、陈浪南和刘宏伟（2007）对中国经济周期波动总量特征的研究，雎国余和蓝一（2005）、刘金全和刘志刚（2005）对中国经济周期总量波动原因的研究，黄赜琳（2005）、陈建斌（2006）对财政政策和货币政策如何影响经济周期的研究，龚敏和李文溥（2007）、王少平和胡进（2009）对中国总量经济波动中的总供给冲击、总需求冲击和随机冲击作用的研究等。研究产业结构与总量经济波动之间关系的文献较少，仅有的几篇包括孙广生（2006）、李云娥（2008）、石柱鲜等（2009）的论文。但这些研究都有需要改进之处。如石柱鲜和李云娥等人的论文对产业划分的线条太粗，只研究了三大产业的波动与宏观经济波动的关系，无法揭示更细致的产业结构调整对经济周期的作用；孙广生的研究运用了二位数产业的数据，在这方面前进了一步，但他只考察了各产业波动与总量经济波动的相关性，而不是将总量的经济周期波动分解为各产业部门的波动，这不但忽略了各个产业的产出份额变动（即产业结构变迁）对经济周期波动的影响，而且使各产业波动与总量经济波动的相关系数中，还包含了各个产业的产出份额变动对该产业波动性的影响，由于二者没有被分离开，将会导致我们无法准确估计各产业波动对宏观经济波动的影响（Horstein, 2000）。

对于第二个问题，目前经济周期的稳定化（即经济周期波动趋于缓和）是一个全球性的趋势，中国也存在这个趋势（曹永福，2007）。如果产业结构调整能够促进经济周期的稳定化，则结构调整政策必将起到熨平经济波动的作用。这个

问题国外学术界已有了一些研究，如Blanchard and Simon (2001)按照支出法GDP(投资、消费、政府开支和净出口)的分解方法，否认结构变动会促进经济周期稳定化,认为是每个组成部分自身波动性的减小造成了整体经济的稳定。Warnock and Warnock (2000)、Stock and Watson(2002)运用就业数据发现，部门间的劳动力流动对美国GDP的波动性没有影响。而Eggers and Ioannides(2006)运用方差分解方法发现,产业结构的演进对经济稳定贡献的比例高达50%,其中起主要作用的是波动性较大的制造业比例显著下降,相对稳定的金融业和服务业比例有所上升。Alcala and Sancho(2004)h和Horstein（2000）分别利用方差分解方法和相关性分析方法，也得出了产业结构变动降低了经济周期波动的结论。迄今国外学术界对此问题尚无一致结论。而国内学术界对此问题的研究非常缺乏。前述孙广生等人的研究虽然涉及了产业结构与宏观经济波动的关系，但他们无一例外都只是研究了各个产业波动与宏观经济波动的关系，没有将产业结构调整（即产业之间的要素流动引起的各产业产出份额的变化）对宏观经济波动的影响从各个产业的波动中分离出来，因此实际上没有研究产业结构调整对经济周期稳定化的作用[1]。据我们的检索，目前尚无专门对中国产业结构调整影响宏观经济波动进行实证研究的文献。

上述第二个问题对中国来说可能更有研究的必要，原因是中国市场化改革以来的产业结构变迁与美国的产业结构变迁方向并不一致。Filardo(1997)指出，制造业波动幅度一般较大，而金融业和服务业波动幅度相对较小。美国的经济周期稳定化与产业结构变迁的方向正好吻合。Eggers and Ioannides(2006)列举的数据表明，1982-2001年与1947-1982年相比，制造业占美国总产出的比重由26%下降到18%，同期金融业和服务业占总产出的比重之和由23%左右上升到36%以上。也就是波动幅度大的产业比重下降了，波动幅度小的产业比重上升了。而中国的情况与此不同。1986-2008年，中国的第二产业增加值占GDP的比重由43.7%增加到48.6%，而第三产业增加值占GDP的比重由29.1%增加到40.1%。这意味着，在此期间中国波动幅度大的产业和波动幅度小的产业占GDP比重都出现了上升。所以，中国的产业结构变迁对宏观经济波动究竟起什么样的作用，不是仅凭直觉就能看出来的，而是需要具体的实证研究。

本文试图在这两个方面有所进步。我们运用方差分解方法和二位数产业、GDP总量的年度数据，分别对各产业波动、产业结构调整、各产业间联动性和宏观经

[1] 孙广生（2006）计算了各个产业增加值占 GDP 份额的变化规律，但他并没有计算各个产业产出份额变化对宏观经济波动的影响程度。

济波动之间的关系进行实证研究，这意味着我们可以将产业结构调整缓解宏观经济波动的作用从产业波动中分离出来。将宏观经济的总量波动分解为各产业波动、产业结构调整和各产业间的联动性，不但有助于我们制定有针对性的抑制宏观经济波动的产业政策，而且有助于我们了解抑制宏观经济波动所需要的产业结构调整方向，因此，本文的研究有很强的政策含义。

本文的结构如下：第二部分介绍了本文研究所需要的方差分解方法；第三部分介绍了本文所需数据和产出波动性的分解方法,并对数据进行简单处理；；第三部分是利用数据和方差分解方法得到的估计结果，以及据此对中国产业结构调整与宏观经济波动之间关系的分析；最后是本文的结论及政策含义。

二、数据来源和研究方法

（一）产出波动性的分解方法。本文运用方差分解方法，把总量的经济波动分解成各组部门的内部波动（波动效应）、各部门的比重变化（结构效应）以及波动效应与结构效应之间的互相影响（联动效应）。本文试图研究的主要问题是，结构性因素对改革开放以来我国经济周期的稳定化起了多大的作用。借鉴Blanchard and Simon (2001)，我们首先把改革开放以来的经济周期波动划分为两段，前一段是经济周期波动较剧烈的时期，后一段是经济周期波动出现突变性下降的时期，然后再看转折点前后的波动效应、结构效应和联动效应对经济周期波动下降的贡献率。要做到这一点，首先要知道经济周期稳定化的转折点是哪一年。在最近的一项研究中，张成思（2010）通过未知断点检验发现，改革开放以来中国经济周期稳定化的转折点是1995年第四季度。由于本文应用的是年度数据，因此我们将1996年作为中国经济周期稳定化的转折点。为了更精确的计量这三个因素对总量波动的影响，我们进行了下面的分解计算。

首先把GDP增长率表示成各部门增长率的加权和形式，其中以各部门增加值占GDP的份额作为权重。这样GDP增长率可以表示为:

$$\hat{Y}_{\mathrm{t}} = \sum_{i} x_{i,t-1} \cdot \hat{X}_{it} \tag{1}$$

其中 $\hat{Y}_t$ 表示GDP在 t 时期的增长率， $\hat{X}_{it}$ 表示第 i 部门在 t 时期的增长率，$x_{i,t-1}$ 表示第 i 部门在 $t-1$ 时期占GDP的比重。假设各个部门占GDP的份额在转折点前（1986-1995）的时间段内和转折点后（1996-2008）的时间段内不变，即 $x_{i,t-1} \equiv x_i$，那么包含两部门（比如i部门和j部门）经济体的产出增长率方差就可以写为

$$Var(\hat{Y}_t) = x_i^2 \cdot Var(\hat{X}_{it}) + x_j^2 \cdot Var(\hat{X}_{jt}) + 2x_i \cdot x_j \cdot Cov(\hat{X}_{it}, \hat{X}_{jt}) \quad (2)$$

在进行总量产出波动的分解时，我们可以将上述公式应用到GDP核算的两种方法（生产法和支出法）中。在生产法下，GDP的组成部分包括二位数产业各部门的增加值；在支出法下，GDP的组成部分包居民消费、政府支出、投资、出口和进口。对于每个部门和每个时期（1987-1995和1996-2008），我们可以计算出各部门产出增长率的方差，各部门增加值占GDP的比重，以及两个部门之间的协方差。这样，我们就可以将GDP增长率的方差（即总量经济波动）分解成三部分：由前后两个时期之间各个部门产出比重的变化解释的部分（结构效应），由各个部门产出增长率的方差和协方差变化解释的部分（波动效应），和由部门产出比重、部门波动性的相互影响解释的部分（联动效应）。以两部门为例进行方差分解，可以把总产出增长率方差的变化表示为，

$$\Delta \mathrm{V}ar(\hat{Y}) = Var(\hat{Y}_2) - Var(\hat{Y}_1) \quad (3)$$

其中 $t=1$ 表示1996年之前的时期，$t=2$ 表示1996年之后的时期。如果我们用A和B分别表示部门增加值占GDP的比重和部门产出增长率的方差，则两个时期之间总产出增长率方差的任何变化 $A_2 \cdot B_2 - A_1 \cdot B_1$ 都可以改写为 $(A_1+\Delta A)\cdot(B_1+\Delta B) - A_1 \cdot B_1$，展开后得 $\Delta A \cdot B_1 + \Delta B \cdot A_1 + \Delta A \cdot \Delta B$。这样我们就可以将方程（2）代入方程（3）并进行整理，可得：$\Delta \mathrm{V}ar(\hat{Y}) = Var(\hat{Y}_2) - Var(\hat{Y}_1)$

$$= \Delta x_i^2 \cdot Var(\hat{X}_{i1}) + \Delta x_j^2 \cdot Var(\hat{X}_{j1}) + 2\Delta(x_i \cdot x_j) \cdot Cov(\hat{X}_{i1}, \hat{X}_{j1}) \quad (4)$$

$$+ x_{i1}^2 \cdot \Delta Var(\hat{X}_i) + \Delta x_{j1}^2 \cdot \Delta Var(\hat{X}_j) + 2x_i \cdot x_j \cdot \Delta Cov(\hat{X}_i, \hat{X}_j) \quad (5)$$

$$+ \Delta x_i^2 \cdot \Delta Var(\hat{X}_i) + \Delta x_j^2 \cdot \Delta Var(\hat{X}_j) + 2\Delta(x_i \cdot x_j) \cdot \Delta Cov(\hat{X}_i, \hat{X}_j) \quad (6)$$

其中（4）式表示的是“结构效应”，即表示由于各部门比重变化而引起的 $\Delta \mathrm{V}ar(\hat{Y})$；算式（5）表示的是“波动效应”，即表示由于各部门内部波动而引起的 $\Delta \mathrm{V}ar(\hat{Y})$；算式（6）表示的是“联动效应，”即表示由于以上两者的相互作用而引起的 $\Delta \mathrm{V}ar(\hat{Y})$。由（4）-（6）可以看出，结构效应是部门产出份额变动率的总和，各个部门第一期的方差和协方差是权数；而波动效应是部门方差和协方差变动率的总和，各部门第一期的产出份额是权数。多部门的情况可以根据多项式的展开公式和（4）-（6）式类推得到。

还需要指出的是，假定各个部门在某一个时期内的产出份额不变，对GDP总量的波动性影响甚微。这其实并不奇怪，因为部门产出份额的波动远远小于部门

产出增长率的波动。我们对此进行了简单计算，首先假定1986-1995年和1996-2008年部门产出份额不变，然后计算支出法和生产法核算的GDP增长率方差；然后再引入1986-2008年期间部门产出份额的实际数据，重新计算支出法和生产法核算的GDP增长率方差，并把两种方法计算出的GDP增长率方差进行对比。结果见表1。表1说明，固定产出份额时的GDP增长率方差非常接近于实际的GDP增长率方差，而且用两种方法计算的两个时期之间GDP增长率方差下降幅度非常接近。除此之外，我们还用同样的程序计算了固定份额时的第二产业生产法GDP增长率方差和实际的第二产业生产法GDP增长率方差，并得出了同样的结果，见表1最右边的一列。这证明我们假定某个时期内部门产出份额不变，不会影响对产业结构变动与GDP总量波动之间关系的估计结果。

表1　固定部门产出份额时的GDP增长率方差与实际的GDP增长率方差比较

		生产法GDP	支出法GDP	第二产业的生产法GDP
固定部门产出份额时的GDP增长率方差	1996年前 1996年后 GDP增长率方差下降幅度%	8.75E-03 2.67E-03 69.48	8.62E-03 1.97E-03 77.14	4.91E-03 4.54E-04 90.75
实际的GDP增长率方差	1996年前 1996年后 GDP增长率方差下降幅度%	8.28E-03 2.32E-03 71.98	8.25E-03 2.24E-03 72.84	4.39E-03 3.90E-04 91.12

（二）产业部门的划分及数据处理

在生产法核算中，本文采用的是二位数产业部门的相关数据。其中重点是对第二产业中工业部门数据的推算和整合，而第一产业（农业）、第三产业和第二产业中建筑业的数据可以直接从统计年鉴上得到。

在统计年鉴中，工业部门按行业细分的增加值数据只涉及规模以上工业企业，而本文要对GDP总量数据进行分解，需要运用的是全部规模的工业企业数据。因此，我们需要用统计方法对数据进行修正，主要方法是根据投入产出表推算出按行业细分的全部规模工业部门增加值数据。我们假定在短时期内行业内部的市场结构不变，即短时期内每个行业内部全部规模企业的增加值与规模以上企业增加值的比例不变。根据这个假定，我们可以利用1987、1990、1992、1995、1997、2002、2007年度投入产出表中22个产业全部规模的增加值数据，推算出其他年份的22个产业全部规模工业增加值数据。其中上述年份的工业部门增加值数据以该

年的投入产出表为准，而其他年份，如1988-1991年的数据，就用1987年全部规模数据与规模以上数据的比例来推测1988-1991年的各产业增加值数据，其他年份的数据同理可得。这样我们就得到了1987-2008年22类工业部门的全部规模增加值数据[2]。

然而，由于投入产出表与《中国统计年鉴》中的产业部门分类方法并不一致，为了在估算各产业全部规模增加值的时候保持口径一致，我们借鉴孙广生(2006)的产业分类方法，对工业行业进行了重新划分。表2列出了本文工业部门分类方法与投入产出表中工业部门分类方法的关系。

表2　生产法中工业行业划分方法

本文工业部门分类标准	投入产出表中工业部门分类标准
冶金工业	金属矿采选业　　金属冶炼及压延加工
电力工业	电力蒸汽热水生产供应业
煤炭工业	煤炭选采业
石油工业	石油和天然气开采业　　石油加工业 炼焦煤气及煤制品业
化学工业	化学工业
金属制品工业	金属制品业
机械制造业	机器设备修理业　　机械工业 仪器仪表文化办公用机械
交通运输设备制造业	交通运输设备制造业
电气机械及器材制造业	电气机械及器材制造业
建材及其他非金属	非金属矿采选业　　建筑材料及非金属矿物制品
森林工业	木材加工及家具制造业
食品工业	食品加工业　　食品制造业
纺织缝纫皮革工业	纺织业　　缝纫及皮革制造业
造纸及文教用品工业	造纸及文教体育用品制造业

除工业部门之外，我们将第三产业部门划分为五个行业，分别是：运输邮电业、商业饮食业、公共事业及居民服务业、金融保险业、行政及其他第三产业。而第一产业和第二产业中的建筑业不再做细分。

综合以上推算及整合的过程，最终我们得到22类产业部门分类，其中15类工业部门分类，5类第三产业部门分类，农业部门和建筑部门单独成类。相应的数据来源于1987-2009年《中国统计年鉴》、《投入产出表》、《中国国内生产总值核算历史资料》。所有数据都利用《中国统计年鉴》中提供的行业价格指数进行了平减。其中第三产业各行业的价格指数没有在年鉴中公布，我们利用统计年

[2] 国家统计局没有公布 1986 年以前各行业的增加值数据，因此本文研究的起始点是 1986 年。

鉴上的第三产业可比价格计增加值指数与名义增加值增长率推导出第三产业的隐含价格指数，以这个第三产业价格指数代替内部各行业的价格指数。其计算公示如下：

$$某产业隐含价格指数=\frac{当年该产业增加值}{上年该产业增加值\times可比价格计增加值指数}$$

在支出法核算中，我们将国内生产总值分为四个部分，分别是：居民消费、政府支出、投资、净出口。数据来源于1998-2009年《中国统计年鉴》。由于无法得到与居民消费、政府消费、投资、净出口相对应的价格指数，所以我们用GDP平减价格指数代替各个部门的价格指数。

三、估计结果及分析

（一）宏观经济波动的分解。按照上一节给出的分解方法，我们将1986-2008年GDP时间序列的总方差分解为结构效应、波动效应和联动效应，分解的结果参见表3。

表3　总产出增长率变化的方差分解

	生产法	支出法	第二产业内部
结构效应（%）	15.17	-3.48	28.76
波动效应（%）	87.27	105.11	88.11
联动效应（%）	-2.44	-1.63	-16.87

从表3可以看出，结构变动对于宏观经济波动的稳定化作用，与GDP的核算方法有关。支出法GDP各组成部分（GDP=消费+投资+政府支出+净出口）的结构性变动，对于总量经济周期的稳定化并未产生正面作用（结构效应系数是-3.48%），这个结果与Blanchard and Simon (2001)对美国支出法GDP组成结构变动的稳定化作用研究结论相似。而当我们按照二位数产业的生产法GDP来分解时，二位数产业的结构变动对整体宏观经济波动有一定的稳定化作用，结构效应系数为15.17%。根据这个结果，1986-2008年期间15.17%的宏观经济波动下降都归因于产业结构的变动。而二位数产业的波动效应，即各产业自身波动性的下降，对于整体宏观经济波动的稳定化起到了主要的作用，波动效应系数达到了87.27%。最后，我们发现无论哪种GDP核算方法，联动效应都是负数，这意味着各产业部门的相互影响加剧了宏观经济波动。总的来看，各产业自身波动性的下降是宏观经济波动下降的主要原因，而产业结构的调整对宏观经济波动下降的作用有限。这个结果与Eggers and Ioannides(2006)对美国产业结构的研究结果不同，根据他们

的研究，美国1982年以来的宏观经济波动放缓，有59.8%应归因于生产法GDP核算下的产业结构变动。这说明，我国通过产业结构调整来抑制宏观经济波动的潜力还很大。

由于我国第二产业占GDP的比重较大，因此我们又专门计算了1986-2008年第二产业内部生产法GDP时间序列的总方差分解为结构效应、波动效应和联动效应的情况，结果见表3的最右边一列。该结果说明，第二产业内部各产业自身波动性下降(即波动效应)对第二产业整体波动的稳定化作用(波动效应系数88.11%)，与考虑整体宏观经济波动时的波动效应差不多；但第二产业内部的结构效应（系数为28.76%）高于整体宏观经济波动的结构效应（15.17%）。这个结果说明，中国产业结构调整对宏观经济的稳定化作用，更多地体现为第二产业内部的调整，而不是第一、第三产业内部或一、二、三产业之间的调整。除第二产业内部调整之外的其他产业结构调整，对宏观经济稳定化的作用更弱，从而也有更大的潜力。

表4和表5给出了1986-1995、1996-2008年期间，支出法和生产法核算下各部门占GDP比重平均值和各部门产出增长率标准差的变化，这可以让我们看出细分的各部门波动效应和结构效应。从表4可以看出，在1996年前和1996年后这两个时期，支出法下各个部门产出占GDP的比重变动，要大大小于各个部门的标准差变动。而且从各部门的标准差可以看出，支出法中波动较大的组成部分是投资和出口，而这两个部门的产出占GDP的比重，在1996年后反而比1996年之前有所上升；相反，在支出法中波动较小的组成部分中，居民消费占GDP的比重下降，政府消费的比重仅有微弱的上升。这解释了为什么支出法GDP各组成部分的结构性变动，对于总量经济周期的稳定化没有产生正面作用。因此，要通过调整支出法GDP的结构来稳定总量经济波动，需要抑制投资和出口占GDP的比重上升，同时提高消费占GDP的比重。

表4　支出法下各部门比重与产出增长率标准差的变化

	居民消费		政府消费		投资		出口		进口	
	比重	标准差	比重	标准差	比重	标准差	比重	标准差	比重	标准差
1996年前	0.532	0.069	0.124	0.075	0.340	0.126	0.146	0.243	-0.143	0.164
1996年后	0.477	0.035	0.125	0.028	0.357	0.063	0.249	0.110	-0.211	0.122

表5清楚地揭示了生产法GDP核算下的各部门比重和标准差的变化。从表5可以看出，在1996年前和1996年后这两个时期，大多数部门产出增长率的标准差都出现了较大幅度的下降，有13个部门产出增长率的标准差下降了50%以上，只有少数部门（如食品工业、化学工业、机械工业）出现了上升。这说明，在经济周

期波动的转折点1996年前后，大多数行业内部的波动性出现了比较明显的下降，这进一步证实了我们先前的结论，即二位数产业的波动效应对整体宏观经济波动的减缓起到了重要作用。同时我们还发现，无论在1996年之前还是之后，第三产业的产出增长率标准差量值都是最低的，包括商业饮食业、运输邮电业、公共事业及居民服务业、金融保险业、行政及其他第三产业等。1996年前上述五个行业产出增长率标准差的平均值为0.160，1996年后的平均值为0.074。而第二产业各行业1996年前的产出增长率标准差平均值为0.303，1996年后的平均值为0.193。第一产业（农业）1996年前的平均值为0.266，1996年后的平均值为0.251。这意味着虽然一、二、三产业都出现了产出增长率标准差的下降，但是在任何时期中产出波动性最小的都是第三产业的各行业。如果第三产业的五大行业占GDP的比重不断提高，则必然通过结构效应带动整体宏观经济波动的下降。我们发现，在1996年前后的两个时期中，第三产业各行业占GDP比重之和确实有一定的提高。1996年前，商业饮食业、运输邮电业、公共事业及居民服务业、金融保险业、行政及其他第三产业占GDP的比重之和为 33%，而1996年后上述五个行业占GDP的比重之和为38.8%，提高了5.8个百分点，但其中商业饮食业、金融保险业的比重出现了下降。而与此同时，第二产业在1996年前后的波动性都比第三产业大得多，但它的16个二位数产业占GDP的比重之和却也有一定提高，从1996年前的45.6%提高到1996年后的48.0%，提高2.4个百分点。16各二位数产业中有9个产业占GDP的比重上升，其中不乏一些产出增长率标准差大（即波动性大）的产业，如煤炭工业、石油工业、冶金工业、电力工业等。尽管波动性大的第二产业和波动性小的第三产业比重都有所提高，但第二产业的比重仍大大高于第三产业。这样我们就可以明白，为什么1986-2008年期间只有15.17%的宏观经济波动下降归因于产业结构的变动，而美国1982年以来的宏观经济波动放缓，有59.8%应归因于生产法GDP核算下的产业结构变动。原因是中国的产业结构中，波动性小的第三产业占总产出的比重虽有一定上升，但并未超过第二产业；而波动性大的第二产业占总产出的比重不仅没有下降，反而也出现上升；而Eggers and Ioannides(2006)对美国产业结构的研究，美国波动小的金融业和服务业占GDP比重在转折点1982年前后上升很快，而波动性大的制造业占GDP比重在此期间下降较快，因此自然就出现了美国的结构效应较大，而中国的结构效应较小的情况。这个结果说明，中国自1986年以来的产业结构调整方向有一定的偏差。如果我们希望能像美国那样发挥结构效应对宏观经济波动的稳定化作用，需要提高波动性小的第三产业各行

业占GDP的比重，同时减少波动性大的第二产业各行业占GDP的比重。

表5　生产法下各部门比重与产出增长率标准差的变化

	比重		标准差			比重		标准差	
	96年前	96年后	96年前	96年后		96年前	96年后	96年前	96年后
农业	0.214	0.130	0.266	0.251	金属制品工业	0.015	0.013	0.399	0.118
煤炭工业	0.013	0.017	0.383	0.210	交通运输设备制造	0.015	0.022	0.237	0.114
石油工业	0.044	0.061	0.170	0.164	电子机械及器材	0.016	0.020	0.326	0.095
冶金工业	0.040	0.045	0.335	0.170	电子通信设备制造	0.012	0.027	0.263	0.126
食品工业	0.041	0.049	0.109	0.251	机械工业	0.037	0.032	0.170	0.369
纺织缝纫皮革工业	0.049	0.037	0.396	0.109	建筑业	0.024	0.035	0.194	0.104
森林工业	0.008	0.007	0.418	0.190	商业饮食	0.090	0.085	0.182	0.071
造纸文教用品工业	0.022	0.014	0.615	0.520	运输邮电	0.055	0.057	0.084	0.044
电力工业	0.021	0.030	0.216	0.095	金融保险	0.053	0.044	0.279	0.161
化学工业	0.049	0.039	0.095	0.319	行政其他第三产业	0.108	0.172	0.071	0.032
建材及其他非金属	0.050	0.032	0.517	0.134	公共事业居民服务	0.024	0.030	0.182	0.063

（二）第二产业的作用。如表5所示，第二产业在整个经济中占有很大的比重，同时也是产出增长率波动很大的一个部门。考虑到第二产业的重要性，考察第二产业的波动性和结构变动对整体宏观经济波动的作用是有一定意义的。表3的结果已经说明，第二产业内部的结构效应（系数为28.76%）高于整体宏观经济波动的结构效应（15.17%），即中国产业结构调整对宏观经济的稳定化作用，更多地体现为第二产业内部的调整。下面我们将具体考察第二产业内部的结构调整对整体宏观经济稳定的作用有多大，以及具体哪些产业的比重变化起到了稳定宏观经济的作用。

首先，我们可以通过总产出增长率方差的分解公式（4）-（6）式，求出1996年前后的宏观经济波动下降有多大比例应归因于第二产业内部的结构调整。如果根据（4）-（6）式和多项式展开公式，将生产法核算的总产出增长率方差分解为22个部门的结构效应、波动效应和联动效应，则展开式中总共有66个方差因式和231个协方差因式。其中可以由第二产业各部门解释的总方差变化包括45个方差因式和105个协方差因式，其余的方差和协方差因式可以由非第二产业来解释。

这样我们就可以计算出可以由第二产业的各方差因式所解释的总产出增长率方差变化，和可以由第二产业的所有因式解释的总产出增长率方差变化，结果见表6。

表6　第二产业对总产出增长率波动的作用

	总产出增长率的方差变化	可以由第二产业方差因式解释的总方差变化	可以由第二产业所有因式解释的总方差变化	由第二产业引起的方差变化（%）	
				方差因式	所有因式
总效应	-6.08E-03	-1.42E-03	-6.23E-03	23.36	102.47
结构效应	-9.22E-04	-7.82E-04	-1.76E-03	84.82	192.41
波动效应	-5.31E-03	-1.15E-03	-5.48E-03	21.66	103.39
联动效应	1.48E-04	5.16E-04	1.05E-03	348.66	709.46

表6的最右边两列表明，仅仅由第二产业所有因式引起的总方差变化，就可以全部解释总产出增长率方差变化的总效应、结构效应和联动效应，非第二产业的所有因式只是引起了一些相反方向的总方差变化。不过，这还并不足以揭示第二产业的作用，因为表6最右边两列中方差因式的解释百分比与所有因式的解释百分比有很大差额，这个差额其实就是与第二产业有关的协方差因式解释总方差变化的百分比。而协方差因式包括了第二产业各行业和其他产业的共同作用，不能完全归因于第二产业。相比之下，由第二产业方差因式所引起的总方差变化，可以视为纯粹归因于第二产业。而表6的数据表明，虽然第二产业的45个方差因式对总产出增长率方差变化的总效应和波动效应解释力有限（分别为23.36%和21.66%），但对总产出增长率方差变化的结构效应解释力相当高（达84.82%）。这进一步证实了我们在表3中得出的结论，即中国产业结构调整对宏观经济的稳定化作用，主要体现为第二产业内部的调整。

下面我们需要考察的是，第二产业内部哪些行业的此消彼长带来了稳定宏观经济的结果。这里我们需要重新观察表5的计算结果。我们可以发现，如果以第三产业各行业产出增长率标准差的最高点（1996年前后均为金融保险业）为衡量标准，则1996年前第二产业有8大行业的产出增长率标准差低于金融保险业，它们分别是石油工业、食品工业、电力工业、化学工业、交通运输设备制造业、电子通信设备制造业、机械工业和建筑业。而1996年后第二产业也有8大行业的产出增长率标准差低于金融保险业，分别是纺织缝纫皮革工业、电力工业、建材及其他非金属工业、金属制品工业、交通运输设备制造业、电子机械及器材制造业、电子通信设备制造业和建筑业。可见1996年前后波动性小的行业有相当大的差

别。而在转折点1996年后产出增长率标准差较低的8大行业中，有5个行业的产出比重在1996年之后与之前相比是上升的，分别是电力工业、交通运输设备制造业、电子机械及器材制造业、电子通信设备制造业和建筑业。此外，在转折点1996年后产出增长率标准差较高的8个行业中，有3个行业的比重出现了下降，分别是森林工业、造纸文教用品工业、化学工业和机械工业。这表明，由于上述5个低波动性行业的比重增长和3个高波动性行业的比重下降，使第二产业内部的结构调整带来了经济周期波动的稳定化。而要继续发挥第二产业内部结构调整稳定宏观经济的作用，需要进一步发展1996年后的8个低波动性行业，特别是其中的5个既波动性低又比重上升的行业，因为这5个行业既有波动性下降的趋势，又代表了产业结构演进的方向。而对于1996年后的高波动性行业，应控制其发展速度或努力使其波动性下降。

四、结论及政策含义

本文利用方差分解方法，分别研究了支出法和生产法核算 GDP 下各产业（部门）结构调整和各产业（部门）波动对宏观经济波动的影响，尤其是将产业（部门）结构调整与宏观经济波动的关系从宏观经济和各产业（部门）本身的波动中分离出来，使我们更加清楚地理解结构调整对减缓宏观经济波动的作用。本文的计量结果可以归结为以下四点：

1、无论是以支出法还是生产法来衡量GDP，宏观经济波动下降的主要原因都是波动效应，而不是结构效应。这一方面说明我国自1986年以来的产业结构调整尚未起到明显的稳定宏观经济的作用，另一方面也说明，我国通过结构调整来抑制宏观经济波动的潜力还很大。

2、结构调整之所以没有带来稳定宏观经济的作用，对支出法GDP来说，是因为波动较大的组成部分（投资和出口）的产出占GDP的比重，在1996年后反而比1996年之前有所上升，而波动较小的组成部分中，居民消费占GDP的比重下降，政府消费的比重仅有微弱的上升；对生产法GDP来说，是因为中国自1986年以来的产业结构调整方向有一定的偏差，波动性小的第三产业占总产出的比重上升有限，而波动性大的第二产业占总产出的比重不仅没有下降，反而也出现上升的趋势。

3、目前产业结构调整对宏观经济有限的稳定化作用，主要地体现为第二产业内部的调整，而不是第一、第三产业内部或一、二、三产业之间的调整。而第

二产业内部的结构调整对经济周期波动的稳定化作用，主要体现为在转折点1996年前后，第二产业内部5个低波动性行业的比重增长和3个高波动性行业的比重下降。

4、要进一步发挥结构调整稳定宏观经济的作用，对支出法GDP来说，需要抑制投资和出口占GDP的比重上升，同时提高消费占GDP的比重；对生产法GDP来说，需要提高波动性小的第三产业各行业占GDP的比重，同时减少波动性大的第二产业各行业占GDP的比重；对第二产业内部来说，需要努力发展电力工业、交通运输设备制造业、电子机械及器材制造业、电子通信设备制造业和建筑业这5个既有波动性下降又有比重上升的行业，进一步发展纺织缝纫皮革工业、建材及其他非金属工业、金属制品工业这三个波动性下降的行业，同时控制其他高波动性行业的发展速度或努力使其波动性下降。

本文是对产业结构调整与宏观经济波动之间关系研究的一个尝试，很多更具实际意义的问题尚未涉及。比如，由于缺乏月度、季度数据和三位数产业数据，我们尚不能更细致地揭示产业结构调整与宏观经济波动的关系，也无法研究更加细分的产业波动、产业结构变动与整体宏观经济波动的关系。这些都需要在数据可得的基础上做进一步研究。

参考文献

曹永福：《美国经济周期稳定化研究述评》，《经济研究》2007 年第 7 期。

陈建斌：《政策方向、经济周期与货币政策效力非对称性》，《管理世界》2006 年第 9 期。

陈浪南、刘宏伟：《我国经济周期波动的非对称性和持续性研究》，《经济研究》2007 年第 4 期；

龚敏、李文溥：《中国经济波动的总供给与总需求冲击作用分析》，《经济研究》2007 年第 11 期；

李云娥：《宏观经济波动与产业结构变动的实证研究》，《山东大学学报》2008 年第 3 期；

刘金全、范剑青:《中国经济周期的非对称性和相关性研究》,《经济研究》2001 年第 5 期；

刘树成、张晓晶和张平：《实现经济周期波动在适度高位的平滑化》，《经济研究》2005 年第 11 期；

刘金全和刘志刚:《我国经济周期波动中实际产出实际产出波动性的动态模式和因果分析》,《经济研究》2005 年第 3 期。

雎国余、蓝一：《中国经济周期性波动微观基础的转变》，《中国社会科学》2005 年第 1 期；

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 年第 6 期；

王少平、胡进：《中国 GDP 的趋势周期分解与随即冲击的持久效应》，《经济研究》2009 年第 4 期.

石柱鲜等：《关于我国产业结构调整与经济周期波动的实证研究》，《数理统计与管理》2009 年第 3 期。

孙广生：《经济波动与产业波动（1986-2003）--相关性、特征及推动因素的初步研究》，《中国社会科学》2006 年第 3 期

张成思：《中国宏观经济波动的结构性转变与启示》，《经济理论与经济管理》2010 年第 1 期

Alcala, F, and I. Sancho, 2004, “Output Composition and US Output Volatility Decline,” *Economics Letters,* 82, 115-120.

Blanchard , O. and Simon , J . 2001 ,“The Long and Large Decline in U. S Output Volatility”, *Brookings Papers on Economic Activity* , Vol .32 (1) , 135 —164.

Eggers , A. and Ioannides , Y. , 2006 , “The Role of Output Composition in the Stabilization of U. S. Output Growth”, *Journal of Macroeconomics* , Vol . 28 (3) , 585 —595.

Filardo, A.J., 1997. Cyclical implications of the declining manufacturing employment share. *Economic Review* (QII), 63－87.

Hornstein, Andreas,2000， The business cycle and industrial comovement. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* Volume 86/1

Stock, J.H., Watson, M.W., 2002. Has the business cycle changed and why? In: Gertler, M., Rogoff, K. (Eds.), *NBER Macroeconomics Manual*. The MIT Press, Cambridge.

Warnock, M.V.C., Warnock, F.E., 2000. The declining volatility of US employment: Was Arthur burns right? *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper* Number 677, August.

分报告 7：

中国经济会崩溃吗？

——基于金融系统宏观压力测试的分析

内容摘要：2009 年信贷扩张时期房地产相关贷款和地方政府融资平台贷款扩张比较迅猛，蕴含了潜在的银行坏账率上升，导致部分声音担忧泡沫破裂会引发信贷紧缩，触发金融危机的风险。因为这两类贷款的主要风险因素为房地产价格下跌，所以，本文利用 VAR 方法测试了房价下跌与宏观经济风险因素（GDP 缺口冲击）相互交织下宏观金融稳定性。测试结果表明，房价下跌虽然会提高坏账率，但是影响较小，除非发生大幅度降价，否则，银行系统是稳健的。为此，我国应该增强对于房价的双向调节机制，防止价格大起大落，同时进一步关注银行传染性。

关键词：房地产相关贷款、地方政府融资平台贷款、宏观金融稳定

一、导言

2009 年，面对全球金融危机冲击，我国依然取得了经济增长 8.7%的成果。不过，因为新增贷款增长速度过快，经济增长在很大程度上依赖房地产投资和地方基础建设推动，一些声音开始提出“中国崩溃论”。例如，吉姆·奇努思(Jim Chanos)在接受媒体采访时指出，“中国的国内生产总值大约有 60%依靠的是建筑。”罗格夫在今年 2 月份指出，在中国，一个由债务为燃料吹起的泡沫在十年内将会引发地区性经济衰退。

这些中国崩溃论观点的传导渠道是房地产价格破裂，导致房地产贷款和以土地收入为抵押的地方债务恶化，拖累中国银行系统，产生金融紧缩，进而导致中国经济进入下降通道。这里面的核心机制是中国的银行系统能否承受住这些冲击，为此本文采用宏观压力测试方法分析我国金融系统的稳健性。压力测试是金融机构和监管当局常用的风险测量和管理工具。如果分析对象是单个金融单位，那么是微观压力测试。如果测量对象是整个金融系统，称为宏观压力测试。本文希望通过压力测试回答我国银行系统是否对于经济存在顺周期性。如果我国银行系统存在很强的顺周期性，那么当房地产价格波动导致经济波动时候，金融系统会起到放大作用，加强经济波动幅度，从而不利于经济稳定。反之，如果不具有很强的顺周期性，我国的金融系统就会比较稳健。

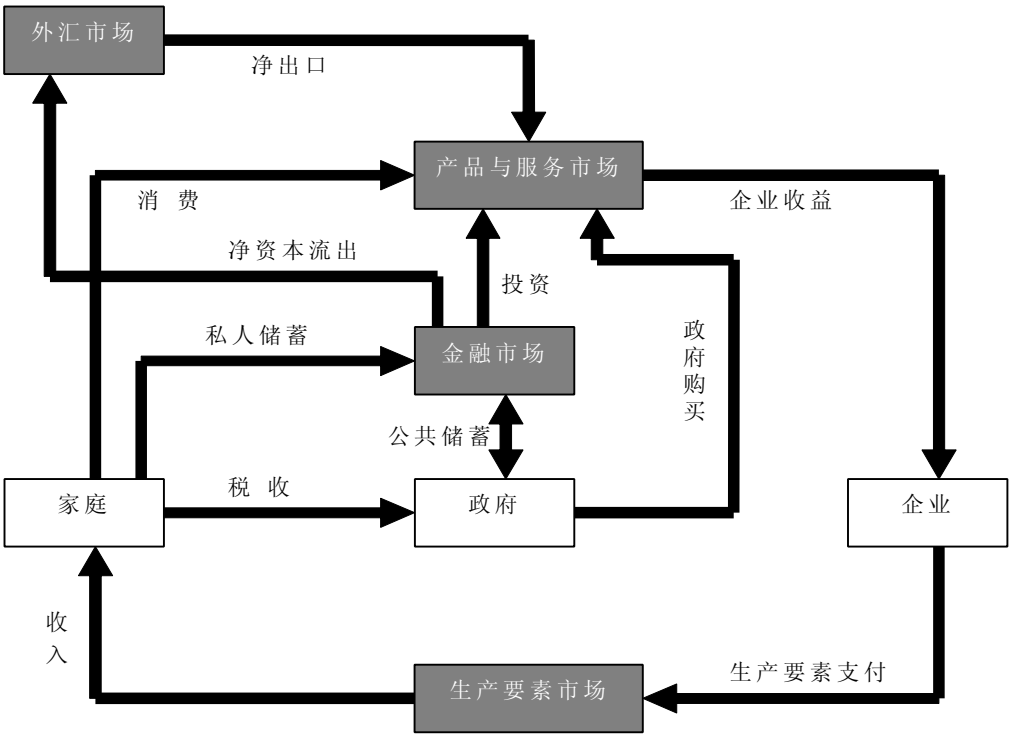
宏观压力测试有很多方法，本文采用向量自回归(VAR)方法。这种方法 Hoggarth et al(2005), Marcucci and Quagliariello(2005), Filosa(2007)分别用于英国和意大利银行系统。一般来说，宏观压力测试分为三种：敏感性分析、情景测试和传染性分析。宏观压力测试相对于微观压力测试更关注传染性，如果当一家或者一些商业银行因为某些原因破产，其他银行可能会受到传染，当银行系统对于传染的抵御低的时候，爆发金融危机的可能性就会更大。这点利用 VAR 方法无法完成，将分析算商业银行相互风险暴露来完成。

接下来第二部分讨论我国目前经济的主要风险因素。这些风险因素对于商业银行而言产生的影响主要是信贷风险，所以，第三部分就利用坏账率等信贷风险指标构建 VAR 模型。第四部分通过脉冲响应函数进行敏感性分析。第五部分是结论和政策建议。

二、宏观风险因素

宏观经济的一般循环流转过程可以概括为图 1，通过这个图，可以看出宏观经济稳定的核心是金融体系运转良好。如果投资产生问题，必然导致银行等金融企业资产缩水，引起金融紧缩。如图所示，投资可以分为国外净资产、国内投资和政府债务。我国的国外净资产主要为美国国债，其主要风险为美元贬值和主权债务危机，对于现阶段而言，美元作为避险资产使得这二者风险都较小，所以本文不进行考虑。国内投资中，因为目前银行贷款较为集中在房地产相关贷款，例如开发商贷款和消费者购房贷款，所以就成为了风险主要来源地。在政府债务中，地方政府债务也是一个较大的风险来源。下面就分别来看一下这两个风险来源。

图1　宏观经济流转图



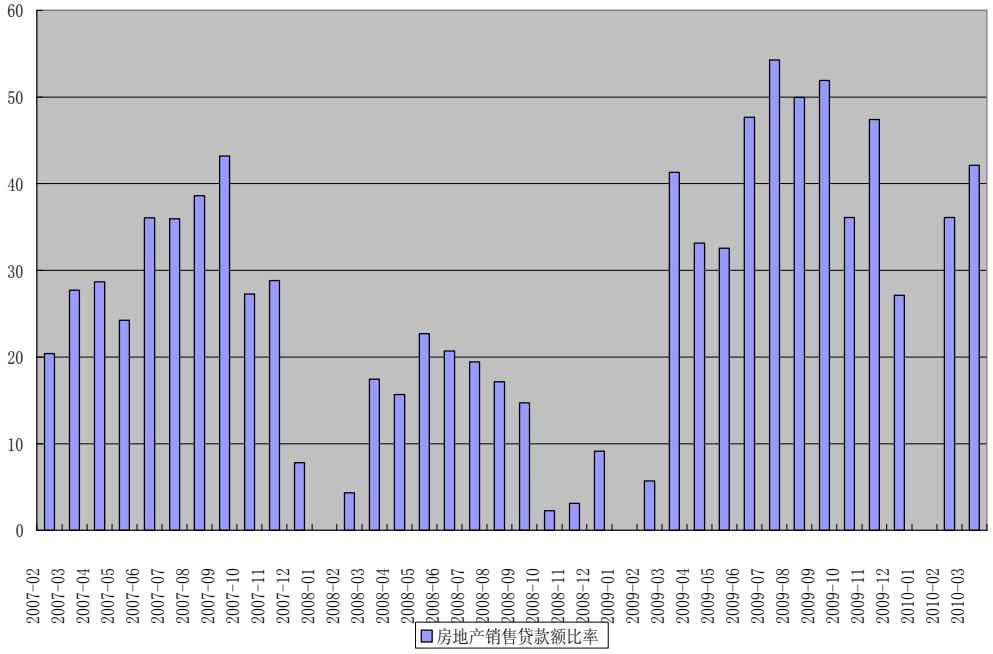
（一）房地产贷款

2009 年中国房地产相关信贷占贷款增量和整个贷款余额的 20%左右,接近日本泡沫经济破灭前的 25%。这在一定程度上意味着我国房地产贷款可能构成银行风险的一个主要因素。一旦房地产贷款出现问题，那么银行进行资产减记，就会降低贷款供给量，造成信贷紧缩，引发金融和经济危机。

不过从另一方面来看，我国房地产贷款总额虽然很大，但是消费者购房时现

金支付比重也较大，这在一定程度上抵消了消费者购房贷款风险。虽然没有每个月房地产贷款数据的详细数据，不过因为居民长期消费贷款主要为房地产的款，所以我们可以利用其近似表示房地产贷款，当然，这会高估每个月的房地产贷款。利用居民长期消费贷款除以每个月房地产销售额，我们发现，我国居民购房额中贷款比重并不高（图 2），2009 年 7 月最高达到了 54%。由于数据的高估，可以稳健地认为，平均来说，我国消费者在购房时候现金支付比重占房价的 5 成以上。从这个角度看，房地产贷款较为安全。

图2　房地产销售额贷款比率



不过，图 2 也显示，2009 年以来，房屋销售中贷款所占比重处于高位运行，明显高于 2008 年同期。这意味着，伴随着 2009 年房价上涨和信贷扩张，新增房地产贷款较高，因此，这部分房地产贷款可能有较大风险。

（二）地方政府融资平台贷款

1994 年实行分税制改革以来，财权重心上移，中央财政所占比重逐步上升。另一方面事权层层下放。这导致地方政府财力非常紧张。因为《预算法》规定一般情况下地方政府不允许发债，为了促进地方经济发展，推进城市化建设，一些地方政府创立融资平台，解决地方政府财政不足问题。地方政府融资平台是地方政府发起设立、通过划拨土地不动产、股权、管理资产来组建一个资产和现金流均可达到融资标准的地方国有企业和企业集团。地方政府融资平台的融资方式主要以银行贷款为主，有银信合作、银行理财、证信合作等方式，融到的资金一般

用于投入基础设施建设、公共事业领域。

银监会主席刘明康在4月20日银监会召开的2010年第二次经济金融形势分析通报会议上提到，至2009年末，地方政府融资平台贷款余额为7.38万亿元，同比增长70.4%，占一般贷款余额的20.4%，全年新增贷款3.05万亿元，占全部新增一般贷款的34.5%。地方平台在融资的过程中常常依靠地方财政担保。而地方的财政变相担保是建立在对土地价格上涨的预期的基础上。如果土地价格上涨，土地顺利出让，而且价格比较高的话，地方政府就可以得到丰厚的土地出让金，顺利的偿还贷款。如果地价下跌，土地出让困难，贷款就会面临风险。

总的来看，房地产贷款和地方政府融资平台贷款占据了2009年全年新增贷款的5成以上，如果这两部分贷款出现问题，那么必然导致商业银行增加拨备，导致信贷紧缩。这两本部分贷款的关键风险因素是房价。房地产贷款中开发商贷款对于房价会有比较直接的反应，如果房屋价格大幅下跌，那么开发商可能产生还款困难，导致违约。消费者购房贷款的问题在于，如果房价下降，可能导致房价低于原先贷款数量，消费者选择放弃还款。不过，由于我国消费者购房支出中现金比重较大，这个情况发生的可能性较小，除非发生房价极端下跌。对于地方政府融资平台贷款，如果房价下跌，会导致土地出让困难，土地出让金下降，贷款产生危险。因此，要说明我国经济是否面临崩溃的风险，就必须考虑房价与银行稳健性之间的关系。

三、VAR模型设定

宏观压力测试的方法有很多种，这些方法的区别在于（Filosa, 2007)：

- 考虑的风险，例如信贷风险、市场风险、流动性风险等，特别是，这些风险是单因素分析，还是放在一个统一框架下一起分析；
- 相关机构选择：银行、保险公司或者整个金融系统等；
- 场景类型：单因素冲击还是多因素冲击；
- 测试方法：时间序列，例如VAR，或者结构宏观方程。

本文采用时间序列中的VAR方法。这是Hoggarth et al(2005), Marcucci and Quagliariello(2005), Filosa(2007)分别用于英国和意大利银行系统的方法。为了构建VAR模型，类似于Hoggarth et al(2005)，我们先构建包含房价的宏观经济模型，以此为指引，选择变量，建立VAR计量模型。本文分析的金融机构限于我国的商业银行，这是因为商业银行是2009年信贷扩张的主力军，是目前关注的风险

传播的主渠道。

（一）房地产投资和宏观经济模型

假设建设新房的生产函数为：

$$I^H = AX^\beta, \quad 0<\beta<1$$

我们假设要素按照比率使用：

$$L = aX, \quad Q = bX$$

如果 W 表示工资，p^Q 表示建筑材料价格，一单位复合投入 X 的价格等于：

$$P = aW + bp^Q$$

房地产企业的利润为：

$$\Pi = p^H I^H - PX = p^H I^H - P\left(I^H / A\right)^{\frac{1}{\beta}}$$

其中 p^H 为房屋价格。利润最大化一阶条件为：

$$p^H - \frac{P}{\beta A}\left(\frac{I^H}{A}\right)^{(1-\beta)/\beta} = 0 \Leftrightarrow$$

$$I^H = k\left(\frac{p^H}{P}\right)^{\beta/(1-\beta)}, \quad k = \beta^{\beta/(1-\beta)} A^{1/(1-\beta)}$$

房屋价格是怎么形成的呢？

利用房地产市场的供给和需求模型。我们假设消费者的需求函数为：

$$u(H,C) = H^\eta C^{1-\eta}$$

其中 H 表示消费者的房屋面积。那么消费者的效用最大化问题为：

$$\begin{cases} \max U = H^\eta C^{1-\eta} \\ s.t.\ \ C + (r+\delta) p^H H = Y \end{cases}$$

一阶条件为：

$$\frac{\partial U/\partial H}{\partial U/\partial C} = (r+\delta) p^H$$

所以住宅需求为：

$$H^d = \frac{\eta Y}{(r+\delta) p^H}$$

假设住宅总供给在短期内是固定的，那么住宅的市场出清价格为：

$$p^H = \frac{\eta Y}{(r+\delta)H}$$

代入住宅投资函数，得到：

$$I^H = k\left(\frac{\eta Y}{(r+\delta)HP}\right)^{\beta/(1-\beta)}$$

或者更一般形式：

$$I^H = h\underset{(+)}{(Y}\underset{(-)}{,H}\underset{(-)}{,r)}$$

给定 Y 和 r 住宅市场是如下一个系统：

$$p^H = \frac{\eta Y}{(r+\delta)H}$$

$$I^H = k\left(\frac{p^H}{P}\right)^{\beta/(1-\beta)}$$

$$H_{t+1} = H_t(1-\delta) + I_t^H$$

将住宅投资结合进一般意义的 IS 曲线，开放条件下的总需求可以表示为：

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2\left(i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t\right) + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_{IS,t}$$

其中 y 表示产出缺口，i 表示名义利率，$E_{t-1}\pi_t$ 表示 t-1 时期对于 t 时期通货膨胀的预期，x_{t-1} 表示对数实际汇率，$\varepsilon_{IS,t}$ 表示需求冲击。

假设如下的总供给曲线：

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta y_{t-1} + \rho\Delta x_t + \varepsilon_{\pi,t}$$

其中 Δx_t 表示 x_t 的一阶差分，$\varepsilon_{\pi,t}$ 表示供给冲击。

给定货币和财政政策，总需求和总供给曲线结合在一起就可以描述整个经济。如果这样，我们的 VAR 模型就可以据此选择变量。

（二）VAR 模型

结合我国目前面临的风险分析和宏观模型，可以设定如下的 VAR 模型：

$$Z_t = \Gamma + \sum_{j=1}^{p}\Phi_j Z_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中 Γ 是常数向量，Φ_j 是参数矩阵，ε_t 表示冲击。Z_t 表示内生向量，在我们这里面包括银行坏账率、房价、土地销售收入和产出缺口。

这个模型的传导过程是房地产价格下降，土地销售收入随之下降，那么银行坏账率可能上升，银行就会减少对于经济的贷款供给，从而导致经济衰退，GDP

缺口为负，进而导致房价进一步下降，如此等等。

为了进行脉冲响应分析，变量的排序就是很重要的。排序的标准是变量对于冲击的反应速度。在 VAR 模型最前面的变量当期影响下面的变量，但是受到后面变量冲击滞后一期的影响。在 VAR 模型最下面的变量，仅仅是滞后一期影响前面的变量，但是会受到自身当期的影响。根据这个原则，我们的排序是银行坏账率、产出缺口、土地销售收入和房价。

四、模型结果

（一）数据概括

本文采用 2004 年第一季度到 2010 年第一季度的季度数据，数据来自于中经网、中国人民银行和银监会网站。

产出缺口利用季度实际 GDP 的 HP 滤波获得。坏账率是商业银行全部不良贷款比率表示。土地销售收入利用销售收入的同比增长率表示。房地产价格利用住宅销售额除以销售面积获得，为全国平均值，然后计算同比增长率。

为了进行 VAR 分析，需要各变量为平稳值。从变量定义看，这些变量应该是平稳的。同时，进行单位根检验，结果如下表：

变量名称	含义	ADF 检验值（含截距）	ADF 检验值（含截距和趋势）
loanrate	坏账率	-2.21*	-3.43**
dlnloan	不良贷款增长率	-5.33**	-5.35**
gdpgap	GDP 缺口	-3.032*	-8.33**
land	土地销售同比增长率	-5.30**	-5.04**
housingprice	房价同比增长率	-6.50**	-6.30**

注释：*表示 10%水平显著没有单位根，**表示 5%水平显著没有单位根

因为目前单位根检验的各种方法都不是很稳健，在这种情况下，结合我们的定义和统计结果，我们可以初步判断各变量是平稳的，可以进行 VAR 分析。

（二）估计结果

首先考虑模型为{dlnloan, gdpgap, land, housingprice}。利用 AIC 等信息值，选择滞后阶数为 1。模型的估计结果如下：

	D(LNLOAN)	GDPGAP	LAND	HOUSINGPRICE
D(LNLOAN(-1))	-0.095208	0.454875	43.92930	-11.83667
	(0.17984)	(4.44824)	(13.1984)	(11.7826)
	[-0.52941]	[0.10226]	[3.32839]	[-1.00459]
GDPGAP(-1)	-0.011167	0.426247	-1.594038	-0.010880
	(0.01077)	(0.26649)	(0.79071)	(0.70589)
	[-1.03644]	[1.59948]	[-2.01597]	[-0.01541]
LAND(-1)	0.001120	-0.008241	0.516726	-0.142355
	(0.00225)	(0.05572)	(0.16532)	(0.14759)
	[0.49730]	[-0.14790]	[3.12562]	[-0.96455]
HOUSINGPRICE(-1)	0.011248	-0.003871	0.268122	0.279571
	(0.00326)	(0.08064)	(0.23925)	(0.21359)
	[3.45042]	[-0.04800]	[1.12066]	[1.30892]
C	-0.181900	0.132237	0.809160	6.994392
	(0.05097)	(1.26074)	(3.74074)	(3.33948)
	[-3.56873]	[0.10489]	[0.21631]	[2.09445]
R-squared	0.433883	0.141402	0.609958	0.188325
Adj. R-squared	0.308080	-0.049397	0.523282	0.007953
Sum sq. resids	0.418136	255.8159	2252.119	1794.881
S.E. equation	0.152413	3.769880	11.18560	9.985771
F-statistic	3.448893	0.741104	7.037225	1.044090
Log likelihood	13.45001	-60.33867	-85.35311	-82.74338
Akaike AIC	-0.734784	5.681623	7.856792	7.629859
Schwarz SC	-0.487937	5.928470	8.103639	7.876706
Mean dependent	-0.054933	0.326982	-0.784695	11.23128
S.D. dependent	0.183229	3.680082	16.20051	10.02572
Determinant resid covariance (dof adj.)		2539.160		
Determinant resid covariance		952.5083		
Log likelihood		-209.4220		
Akaike information criterion		19.94974		
Schwarz criterion		20.93712		

这个 VAR 模型的特征根矩阵如下：

Root	Modulus
0.387551 - 0.342474i	0.517189
0.387551 + 0.342474i	0.517189
0.476169	0.476169
-0.123935	0.123935

因为，没有特征根位于单位圆之外，所以，该模型是稳定的。从结果中可以看到，我国的不良贷款变化具有一定的顺周期性，但是不强，因此，金融稳定性较高。不过，这还需要脉冲反应来进一步考察。

下面考虑模型为{loanrate, gdpgap, land, housingprice}。利用 AIC 等信息值，选择滞后阶数为 1。模型的估计结果如下：

	LOANRATE	GDPGAP	LAND	HOUSINGPRICE
LOANRATE(-1)	0.870406	-0.017050	-0.632430	0.387158
	(0.06783)	(0.26807)	(1.03213)	(0.73116)
	[12.8318]	[-0.06360]	[-0.61274]	[0.52951]
GDPGAP(-1)	-0.058489	0.436554	-1.174298	-0.040831
	(0.07197)	(0.28442)	(1.09507)	(0.77575)
	[-0.81271]	[1.53492]	[-1.07235]	[-0.05263]
LAND(-1)	0.002394	-0.015985	0.569667	-0.165626
	(0.01537)	(0.06073)	(0.23384)	(0.16565)
	[0.15576]	[-0.26319]	[2.43612]	[-0.99983]
HOUSINGPRICE(-1)	0.044443	-0.003113	0.267748	0.280941
	(0.02000)	(0.07904)	(0.30431)	(0.21558)
	[2.22221]	[-0.03938]	[0.87984]	[1.30321]
C	-0.158661	0.128351	1.798154	5.230475
	(0.60831)	(2.40400)	(9.25600)	(6.55694)
	[-0.26082]	[0.05339]	[0.19427]	[0.79770]
R-squared	0.949075	0.164064	0.336456	0.131647
Adj. R-squared	0.938354	-0.011923	0.196763	-0.051164
Sum sq. resids	16.58328	258.9939	3839.443	1926.746
S.E. equation	0.934240	3.692053	14.21534	10.07014
F-statistic	88.52425	0.932252	2.408535	0.720127
Log likelihood	-29.61861	-62.59953	-94.95487	-86.68093
Akaike AIC	2.884884	5.633294	8.329572	7.640078
Schwarz SC	3.130312	5.878722	8.575000	7.885506
Mean dependent	6.721667	0.180286	-0.635861	11.34802
S.D. dependent	3.762750	3.670238	15.86118	9.822006
Determinant resid covariance (dof adj.)		200005.7		
Determinant resid covariance		78561.85		
Log likelihood		-271.4778		
Akaike information criterion		24.28982		
Schwarz criterion		25.27153		

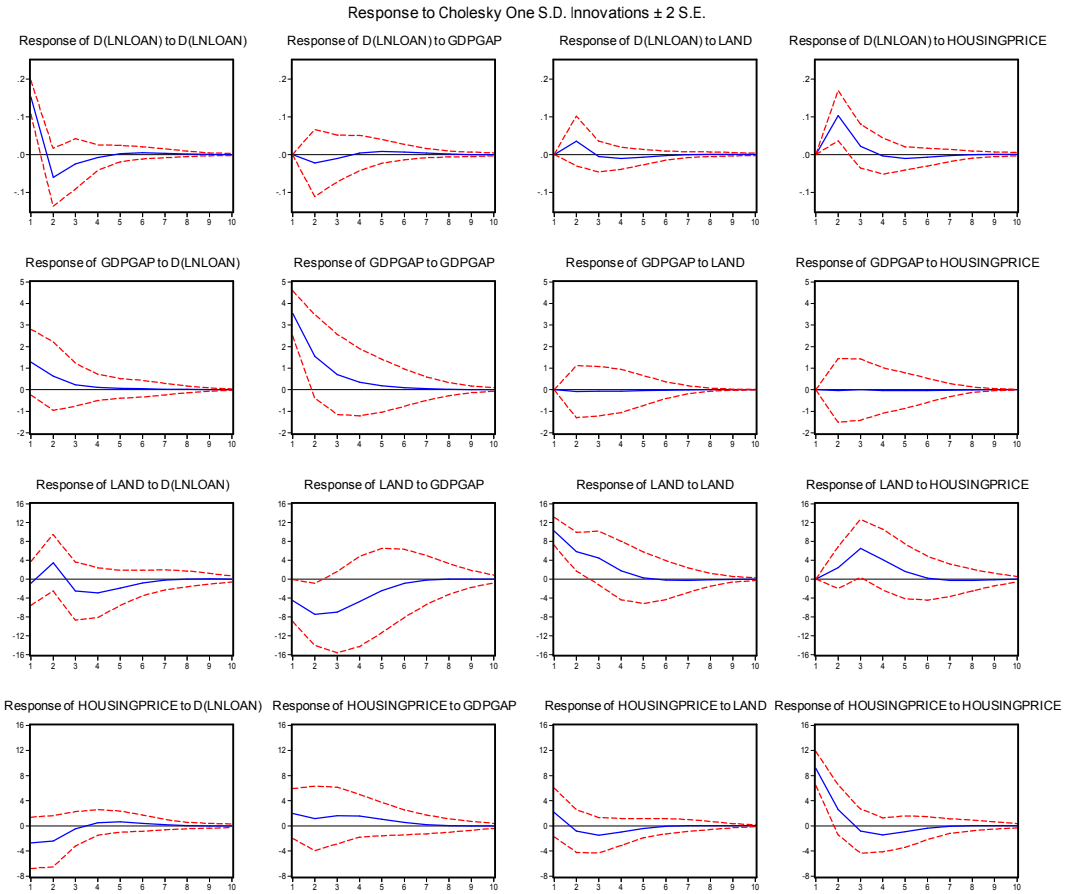
这个 VAR 模型的特征根矩阵如下：

Root	Modulus
0.908602	0.908602
0.553045	0.553045
0.347961 - 0.140447i	0.375236
0.347961 + 0.140447i	0.375236

同样因为，没有特征根位于单位圆之外，所以，该模型是稳定的。从结果中再次可以看到，我国的不良贷款变化具有一定的顺周期性，但是不强，因此，金融稳定性较高。不过，这还需要脉冲反应来进一步考察。

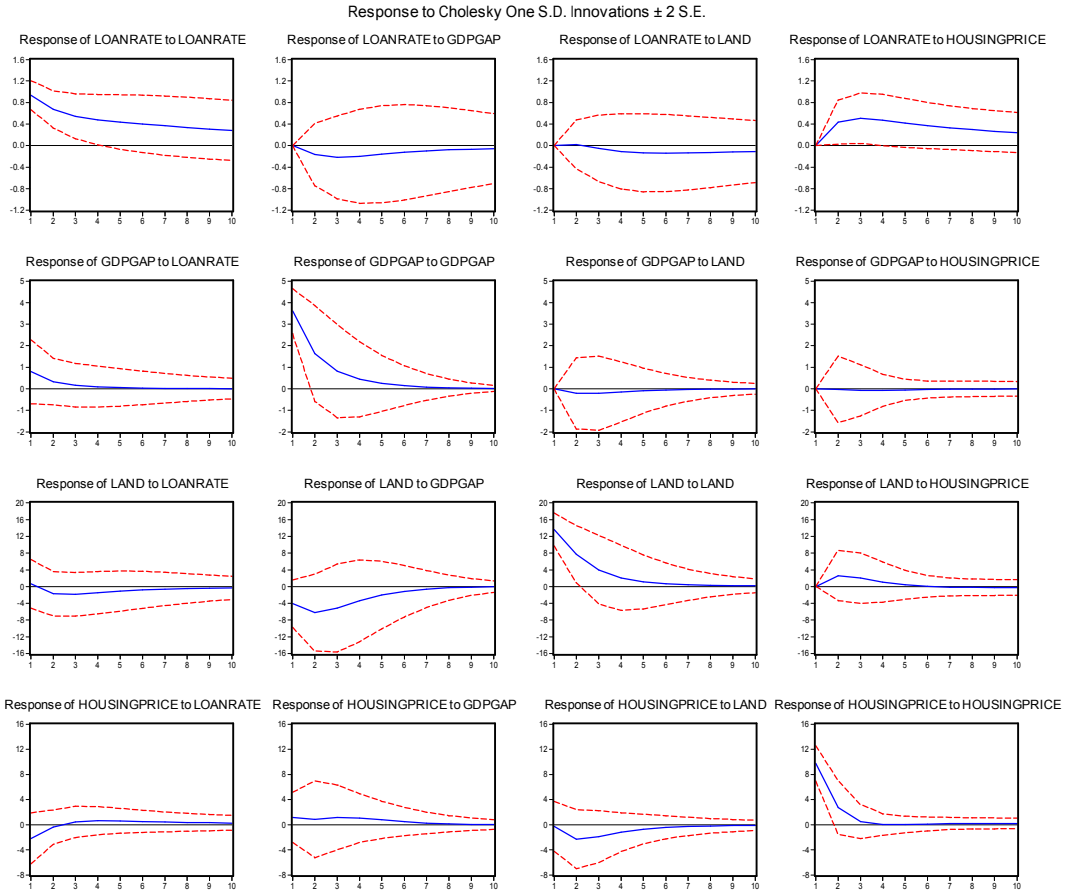
（三）脉冲响应函数

我们首先考察模型{dlnloan, gdpgap, land, housingprice}。其脉冲响应如下图:



可以看出，房价对于不良贷款增长率的最大影响就在第一期，为-2.7，然后逐渐降低，恢复到原来水平，考虑方差最大影响为-4.7。

其次考察模型{loanrate, gdpgap, land, housingprice}。其脉冲响应如下图：



可以看出，房价对于不良贷款增长率的最大影响就在第一期，为-2.18，然后逐渐降低，恢复到原来水平，考虑方差最大影响为-4.21。

综合这两个脉冲反应，房价下跌对于银行坏账率却有影响，但是在我们的分析中极限增加值为 4.21%，不良贷款增长率增长 4.7%。因此，单位冲击的影响非常有限，除非发生房价大幅度下跌，否则金融稳定性问题不大。例如，如果房价下降 40%，不良贷款率会恢复到 2004 年 16%左右的水平，这可能导致一定的经济风险。

五、政策建议

从上面的分析可以看出，虽然在 2009 年信贷扩张时期房地产相关贷款和地方政府融资平台贷款扩张比较迅猛，蕴含了潜在的银行坏账率上升，从而导致信贷紧缩，触发金融危机的风险。因为这两类贷款的主要风险因素为房地产价格下跌，所以，本文利用 VAR 方法测试了房价下跌与宏观经济风险因素（GDP 缺口冲击）相互交织下宏观金融稳定性[1]。测试结果表明，房价下跌虽然会提高坏账

[1] 利用银行坏账率衡量金融系统的稳健性。

率，但是影响较小，除非发生大幅度降价，否则，银行系统是稳健的。针对这种情况，政策建议如下：

（一）控制房价

虽然房价下跌的宏观金融稳定影响较小，但是也必须考虑到房价迅猛下跌的后果。今年以来，我国对于楼市实施了较为严厉的调控措施。例如，银监会要求所有银行在 6 月底之前提交贷款情况的评估报告，并称房地产风险敞口大，要严控炒房行为。银监会表示，银行不应对投机投资购房贷款，如无法判断，则应大幅提高贷款的首付款比例和利率水平。4 月 14 日，国务院常务会议要求，对贷款购买第二套住房的家庭，贷款首付款不得低于 50%，贷款利率不得低于基准利率的 1.1 倍。另外，对购买首套住房且套型建筑面积在 90 平方米以上的家庭，贷款首付款比例不得低于 30%。同时，国务院常务会议指出，全球金融危机的影响仍在持续，将保持货币信贷适度增长，坚决抑制住房价格过快上涨，并将加快研究制定合理引导个人住房消费的税收政策。这些措施主要是通过抑制炒作，为楼市降温。从这段时间的成交量来看，政策已经初步发挥了效果。

另一方面来看，这些措施更多的是抑制房价过快上涨，但是没有建立一个房地产市场价格调节机制。在这种单项价格调整机制下，开发商知道房地产市场的重要性，就会相信这些政策并不会长期持续，从而大幅降低房价，影响经济，所以选择硬抗、打折等手段，而不是真正降低房地产开盘价。因此，为了有效地应对房价迅猛下跌的后果，重要的是建立一套房地产价格控制体系，从而可以通过一些价格手段控制房地产价格，在该升的时候升，该降的时候降，使其稳定在合理价格区间内。

如果要控制新开发楼盘的价格，那么根据经济学原理，就需要将存量房市场与新房市场沟通，通过控制存量房市场，进而控制新建房市场。存量房持有人一般有三个用途，自住、出租和出售。这三个用途之间的转换取决于各自的成本，如果持有成本上升，存量房持有人多余的住房就会从出租转为出售，降低存量房市场价格，从而拉低新房价格。要调节存量房成本，房产持有环节征税是一个合理选择[2]。不过，仅仅征收房产税并不能调整存量房的出售数量，也就不能调控存量房的价格。原因是，因为住房需求的弹性很小，房东可以将房产税转嫁给租房者。因此，如果单纯征收房产税，结果是房租上涨。

要让房产税发挥作用，就需要控制房租。因此，本文建议我国应该停建经济

[2] 因为目前对于房地产持有环节征税名称未确定，下文以房产税代替。

适用房和两限房等住宅，将这部分建设资金全面转移到建设廉租房，大规模建设廉租房。廉租房的房租由政府控制，这个房租就可以构成房租市场的重要决定因素。如果廉租房存量较大，那么，当征收房产税后，如果房东选择涨房租，那么租房者可以转而申请廉租房。这样，廉租房成为了存量房租房市场的替代品，通过控制廉租房房租，就可以控制存量房市场房租。这种情况下，当征收房产税后，房屋持有人成本上升，将会考虑出售，从而改变存量房屋销售供给。

通过这种手段，如果房价低迷，那么政府可以通过提高廉租房房租，减低房产税的方式提高房价。此时，房租上升，房屋持有成本下降，那么存量房主会选择出租而非出售，存量房供给下降，价格上升。如果房价持续上升，那么可以通过降低廉租房房租，提高房产税抑制房价。此时，房租下降，房屋持有成本上升，存量房主会选择出售而非出租，存量房攻击上升，价格下降。

总之，房地产市场调控的关键是能够建立一套价格体系控制房价，而不是单向影响房价。为了达到这个目的，可以通过存量租房市场、存量房销售市场和新房市场的联系达到。本文建议在目前的信贷政策和土地政策之外，大规模建造廉租房，当廉租房存量足够之后，开征房产税。通过控制廉租房房租和房产税税率，可以双向调控房价，使之稳定在理想区间，避免暴涨暴跌。

（二）关注银行传染风险

虽然前面的发现表明目前宏观金融稳定性较强，但是，如果在特定情况下，一家银行出现问题，我国金融系统是否会发生传染呢？

银行间传染的途径主要是银行互相持有的资产，如果一家银行出现问题，那么持有这家银行资产的其他银行就会产生连锁反应。在我国，持有银行及非银行金融机构债券、存放境内银行同业和拆出资金（境内银行同业）是主要的银行间资产相互持有方式，也是风险暴露的主要渠道。持有银行及非银行金融机构债券是银行持有的其他银行和非银行金融机构发行的长期和短期债券，持有长期债券主要是为了计算资本充足率的时候可以抵扣。因为我国目前非银行金融机构发行债券较少，所以这一项可以近似理解为银行间相互持有的债券，当某一家银行发生苦难的时候，这些债券就可能存在风险。下表是 2009 年底我国主要上市银行这三种资产在总资产中的比重：

我国主要上市银行风险暴露表

	持有银行及非银行金融机构债券		存放境内银行同业		拆出资金（境内银行同业）		总资产（百万）
	绝对值(百万)	占比	绝对值（百万）	占比	绝对值（百万）	占比	
工商银行	125,383.00	1.06%	135,736	1.15%	17,508	0.15%	11,785,053
中国银行	42239	0.48%	355,849	4.07%	29,194	0.33%	8,751,943
建设银行	469,978.00	4.88%	89,955	0.93%	21,160	0.22%	9,623,355
中信银行	28,598	1.61%	17,014	0.96%	42,958	2.42%	1,775,031
招商银行	110,750	5.36%	34,949	1.69%	14,512	0.70%	2,067,941
民生银行	—	—	61,848	4.34%	7,793	0.55%	1,426,392
宁波银行	—	—	8,217	5.03%	537	0.33%	163,352

资料来源：各银行 2009 年年报

从上表中不难看出，这三个传染渠道在我国商业银行中都不是非常明显，在各银行资产中总和不超过 8%。这与我国银行间市场并不太发达，银行的经营模式主要是存贷款为主有关。

虽然总的来说，我国银行传染性并不强，但是建设银行和招商银行持有的银行及非金融机构债券数量较大，这表明银行间债券持有是目前较大的潜在风险来源。因此，目前需要未雨绸缪，利用监管措施使得商业银行关注传染性。

参考文献：

Filosa, Renato(2007): '*Stress Testing of the Stability of the Italian Banking System:a VAR Approach*', Working Paper.

Hoggarth, G., Steffen Sorensen and Lea Zicchino(2005): '*Stress Tests of UK Banks Using a VAR Approach*', Bank of England, WP282.

Marcucci and Quagliariello(2005): '*Is Bank Portfolio Procyclial? Evidence From Italy Using A Vector Regression*', WP no. 05/09.

分报告 8：

信贷激增与经济金融风险

——基于新兴市场的视角

内容摘要：近 10 年来，信贷增长过快是新兴市场经济国家普遍面临的问题。本文在分析金砖四国和欧洲新兴市场信贷快速增长的趋势、原因以及资金来源的基础上，对信贷增长的门槛值（基准值）的度量方法进行了文献梳理。关注信贷的增长是经济基本面的正常客观需要，还是赶超效应刺激的结果，如果是前者，则有利于经济的发展；如果是后者，将会影响宏观经济和金融业的稳定。本文探讨了信贷“过度”增长对经济和金融影响的渠道和潜在的风险，提出了信贷激增可能出现的几种后果，结合中国的实际进行了比较分析，最后提出了政策建议。

关键词：信贷快速增长　新兴市场　经济金融风险

近 10 年来，信贷增长过快是新兴市场经济国家普遍面临的问题。次贷危机前，全球经济处于高增长和低通胀的黄金时期。对于新兴市场来说，金融的自由化使银行的竞争和效率明显提升，货币化进程促进了金融需求，伴随着经济的强劲增长，信贷繁荣。次贷危机后，各国政府均采取了积极的财政和货币政策刺激经济，信贷量猛增。已有的研究表明，信贷激增通常被认为是潜在风险的早期预警指标，新兴市场信贷的过度膨胀会导致经济过热、外部失衡和银行货币危机，从而危及宏观经济和金融业的稳定。

就中国来说，宏观经济挑战主要来自资产价格上涨、地方财政和银行不良贷款，而这三方面均与信贷的快速增长密切相关。

一、信贷激增的趋势、原因和资金来源

我们选取巴西、中国、印度、俄罗斯金砖四国以及欧洲一些新兴市场经济国家 2000-2008 年的数据进行对比分析。

（一）新兴市场经济国家信贷扩张的趋势

首先对比经济发展水平和成长速度。

表 1　人均 GDP 水平（以 2000 年不变价格计算）　单位：美元

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
巴西	3701	3697	3743	3736	3899	3975	4087	4274	4448
中国	949	1021	1106	1209	1323	1452	1612	1812	1965
印度	453	469	479	512	546	589	637	686	718
俄罗斯	1775	1870	1968	2122	2286	2444	2644	2866	3030
保加利亚	1563	1658	1742	1840	1973	2107	2261	2413	2570
克罗地亚	4823	4992	5264	5525	5761	6000	6287	6637	6796
匈牙利	4690	4893	5123	5359	5623	5854	6097	6180	6228
罗马尼亚	1651	1770	1888	1992	2165	2260	2444	2596	2845

注：数据根据世界银行世界发展指数在线数据库的数据整理得到

从表 1 中可以看出，拉美国家和欧洲国家等新兴市场的经济发展水平普遍高于亚洲的中国和印度。一方面，金融业的发展可以促进经济增长；另一方面，经

济的发展能够提升金融业的服务水平和质量，具体来说，一个国家财富和收入的增加客观上增加了对金融服务业的需求，经济成长和金融发展两者互为因果关系。

按照新古典增长理论，资本、劳动力和技术是经济增长的基本要素。新兴市场经济国家在近 10 年来经济持续快速增长的过程中，银行信贷的推动作用功不可没。

表2　银行业提供给国内的信贷/GDP（%）

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
巴西	75	72	74	74	73	74	87	95	102
中国	120	123	143	152	140	136	136	132	126
印度	53	55	59	57	59	60	63	64	72
俄罗斯	25	23	25	27	25	21	22	26	26
保加利亚	18	20	24	30	35	43	43	59	67
克罗地亚	41	46	54	56	58	64	71	73	75
匈牙利	54	49	53	57	58	62	68	74	81
罗马尼亚	14	13	14	16	17	21	24	35	41

注：数据根据世界银行世界发展指数在线数据库的数据整理得到

容易观察到，大多数新兴市场国内信贷增长量普遍超过 GDP 的增长量；信贷水平稳步提高，对比看来，中国的信贷/GDP 的水平一直在高位徘徊，处于最高水平。

近 10 年来，由于新兴市场强烈的赶超欲望和压力，从世界范围内看，信贷增长速度明显高于其他国家。与中国不同的是，大多数新兴市场私有化进程较为彻底，银行业对政府以及国有企业贷款数量很少，私人部门是经济成长的主体和动力所在。国外对信贷快速增长的文献主要集中在对新兴的市场经济国家（非洲、拉美、中东欧和亚洲等地区）的研究，关注的是银行对私人部门的信贷，采用的指标主要是银行给私人部门信贷的增长率和银行给私人部门信贷占 GDP 的比重。

表3　国内给私人部门的贷款/GDP（%）

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
巴西	33	30	31	29	29	31	40	49	56
中国	112	111	119	127	120	114	113	111	108
印度	29	29	33	32	37	41	45	47	5
俄罗斯	13	16	18	21	24	26	32	39	41
保加利亚	13	15	20	27	36	44	47	--	--
克罗地亚	32	37	44	46	49	53	60	63	65
匈牙利	31	33	35	42	46	51	55	61	70

注：数据根据世界银行世界发展指数在线数据库上的数据整理得到

从表 3 中可以看出，大多数新兴市场对私人部门的贷款稳步增长，与其他新兴市场横向相比，中国银行对私人的信贷水平远远高于其他国家。

具体看中国近年来金融机构人民币信贷总额及增速。次贷危机后，受刺激经济政策和“保八”的影响，2009 年信贷总量陡增了 9.59 万亿，增幅约 32%，贷款增速创十年新高。贷款已经成为推动经济增长的最重要的因素。在中国近 30 年经济增长过程中，资本对经济增长的贡献率高达 55%[1]，大资金带动大增长成为中国经济增长的基本模式。

图1　2003-2009年金融机构人民币信贷总额

注：根据中国人民银行官方网站数据绘制。

表4　金融机构人民币信贷增长率（%）

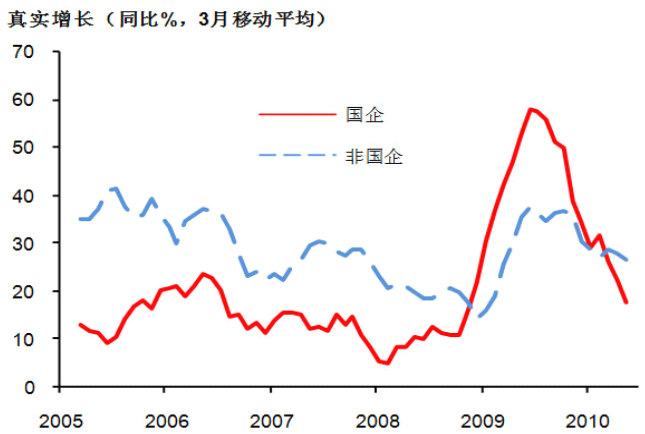
年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009
增长率	11.55	9.77	15.71	16.16	15.94	31.74

注：数据根据中国人民银行网站数据整理得到。

根据世界银行 2010 年 6 月发布的《中国经济季报 》信息（图 2），2009 年以后，国有企业的投资突然发力，打破了前些年低于非国有企业的态势，投资增速超过非国有企业，而国有企业投资的主要资金来源于银行的信贷，这个迹象值得关注。国有银行和股份制商业银行主导的信贷膨胀表明，中国银行业要成为真正的市场主体，任重而道远。中国政府在投资和银行信贷资源的配置中仍然具有绝对的影响。

图2　国有企业与非国有企业投资情况

[1]周小知 ，2009 年 7 月，《经济刺激计划与银行信贷增长》，《银行家》



（二）信贷激增的原因

新兴市场信贷的快速扩张主要源于在较低的经济基础下较高的赶超意愿和动力。Boissay et al (2005)认为，金融深化也是信贷激增的重要因素。Crowley(2008)认为，金融发展的初始水平较低的国家具有较高的信贷增长率，对赶超假说提供了证据支持，

Hilber 等(2005)对信贷快速增长原因进行了理论总结，认为主要来自三方面的动力：(1)在经济发展阶段，信贷的增长快于产出(Favara,2003, King and Levine, 1993; and Levine, 1997)。实证研究支持了“金融深化”理论，即金融业的开放和发展有助于提升经济增长。(2）按照加速器理论（Fuerst，1995；IMF，2004)，由于企业投资和营运资本的需要，在周期性好转的初期，在信贷扩张快于产出。(3)超额的信贷扩张会通过金融市场使风险发生变化，出现非理性的反映。根据金融加速器理论，对资产的未来估值收益的过分乐观导致热钱的涌入，抵押品的价值上升（同时增加非交易品的相对价格），银行放任企业和消费者去借钱负债消费。如果业绩低于预期，资产价格和抵押品价值会下降，他们的贷款能力和取得新贷款的可能性随之下降。当企业遭受到经济中的正向冲击或负向冲击，其净值随之升高或降低时，经由信贷市场的作用，将会放大这种冲击对经济的影响，延伸繁荣或增加衰退的广度和深度。

从需求方看，新兴市场处于经济起飞初期，整体的经济发展水平较低，基础设施较差，投资欲望和需求普遍高于发达国家。信贷的扩张被经济的强劲增长和名义利率的下降所推动。从理论上讲，实体经济的增长强化了消费者的信心和商业繁荣的气氛，消费和投资的兴旺带动了资金需求。信贷的需求与借款成本负相关，与个人的收入和财富、借款人对未来收入和资产估值以及资本的收益率正相关。居民收入的明显提高、住房商品化，赶超效应和良好的收入预期，企业较好

的投机或投资机会，使信贷需求的强劲。

从供给方来看，信贷增长的动力来源于银行对利润最大化的追求。较低的金融发展的初始水平使新兴市场的信贷增长的空间很大。在近 10 年中，在金融深化的背景下，新兴市场的金融机构私有化进程明显加快，利益取向凸显，风险溢价降低，投资环境改善，本币升值压力加大，高收益的市场机会等因素吸引了大量的外资涌入。在许多新兴市场国家，来自发达国家外资银行主宰了银行业。外资的进入和竞争不仅提升本土银行的市场化程度和风险管理水平，还有助于母银行和外资资金的进入，同时竞争使市场利率下降。Sirtaine(2007)提供的数据表明，欧洲新兴市场信贷资金是企业主要的外部融资来源，信贷增长的部分主要是由外资银行贡献的。

从宏观经济环境来看，各国政府普遍实行的是宽松和开放的宏观经济政策。较好的经济发展预期、较低的通货膨胀率、贷款利率水平下降以及实际汇率升值等因素等都有利于信贷扩张。

具体到中国，2001 年加入 WTO 后，四大国有银行开始了股份制改革、上市等一系列改革，银行业的市场化程度和效率明显提升。伴随着中国经济的快速增长，银行信贷不断的扩张。信贷的快速增长推高了银行的利润，市场竞争迫使银行争夺优质贷款资源，最大限度地满足客户的要求。次贷危机后，信贷的供给在很大程度上来自政府大干快上的刺激。从固定资产投资看，很多地方是“政府搭台，银行唱戏”。按照规划，4 万亿元的投资计划中中央资金仅占 30%，地方及银行贷款占 70%。统计数据表明，地方政府将资金缺口通过政府的融资平台，将落实项目资金的重任推向了商业银行。

概括来说，新兴市场的政府、商业银行、厂商和消费者对经济增长的偏好和压力以及收入增长的合力，直接推动了信贷的扩张。

（三）信贷快速增长的资金来源

由于微观经济主体的企业经营状况和个人收入正在步入良性化发展轨道，较快的信贷增长主要来源于国内企业的存款和个人的储蓄以及较快的贷款周转率，其次来源于外资的大量流入。而且在经济快速增长的压力下，大多数新兴市场国家的政府为了使经济进入快速增长的轨道，将货币供给视为外生变量，主动采取宽松的货币政策，刺激了信贷激增。同时一些经济依靠出口起飞的国家外汇储备的增加，成为基础货币超量投放、最终信贷和广义货币扩张的主要源泉。

中国是一个典型的、间接融资的银行主导型金融体系。2002 年中国存款为 17

万亿元，2008 年增长到 46.6 万亿元，六年年均增长 18.2%。存款给银行信贷提供了雄厚的资金来源。根据中国人民银行 2009 年末资产负债表提供的数据，在中央银行 22.75 亿元的总资产中，其中用于购买外汇的资产为 17.52 亿元，占比高达 77%[1]，中国高额的外汇收入对货币发行的贡献可见一斑。

二、“信贷激增”衡量和预警

现有文献在忧虑新兴市场信贷增长速度过快对经济金融稳定的影响的同时，也非常关注如何定义和区分信贷的“过度”（excessive）问题。

理论上来说，经济发展需要信贷支持，信贷的增长应该是一个内生变量，它是由收入、储蓄、投资和消费等因素所决定的，即由经济体系中的实际变量以及微观主体的经济行为等因素决定。Sirtaine(2007)对决定信贷的主要宏观因素进行了总结，认为人均 GDP(经济增长)、实际利率（信贷成本）、通货膨胀（波动成本和信贷约束）、公共债务（挤出效应）、金融自由化指数（金融深化）、银行监管、会计标准和资产价格（财富效应和抵押品）等因素起着重要作用。

Boissay 等（2005）认为，理论上来说，定义“过度”信贷增长需要满足以下条件之一：（1）银行的信贷成为坏账，威胁到金融稳定；（2）使宏观经济发展受到严重影响，例如外部环境恶化导致借入和归还外债不可持续。但是这两种效应都不容易度量或预测。

我们需要判断信贷的增长是经济基本面的正常客观需要，还是赶超效应刺激的结果，如果是前者，则有利于经济的发展；如果是后者，将会给宏观经济和金融业的带来风险。信贷膨胀被定义为在某个阶段的信贷极端地偏离正常趋势，即这种偏离是不被经济的基本面所支撑的（Iossifov and Khamis,2009）。已有文献的基本思路是寻找和量化正常趋势的门槛值或基准值，超过这个值，就被认为是“过度的”（Gourinchas et al., 2001; Ottens et al., 2005）。不少文献指出（Duenwald er al.,2005），从计划经济到市场经济的转轨国家（例如俄罗斯、中东欧和中国等国家），一是可研究的时间序列较短，二是经济体制和结构处于剧烈变动的不平稳状态，研究满足经济增长的基准信贷增长值较为困难。

一些学者采取了不同的方式来辨别信贷的行为，例如采用 Hodrick-Prescott 滤波模型来区分正常类型（趋势）和过量的增长(Cottarelli et al,2003; Schadler et al,2005)。举例来说，IMF(2004b)的研究认为，如果超过国家信贷增长趋势 1.75

[1] 数据来源于中国人民银行官方网站。

倍个标准差，就可认为是“信贷膨胀（Boom）”。选择这个门槛值是因为，假设信贷增长的观察值服从正态分布，它们落在超过 1.75 倍外的标准差的概率只有 5%。在转轨时期，由于无法采用历史数据预测未来的信贷增长，Schadler et al(2004)基于对欧元区现有的成员国经历的研究，来推断未来的新成员可能的发展趋势。采用向量误差修正模型(VECM)对欧元区的季度数据进行估算。模型中信贷需求包括信贷/GDP、信贷成本的替代量（政府债券长期的实际利率）和人均收入三个变量。从这些变量的长期均衡的协整关系中，可以得到一些关于信贷未来发展的结论。例如，从长期来看，人均收入增长 10%，信贷/GDP 大约提高 3%。

Boissay et al(2005)对中东欧国家的信贷激增进行研究，探讨信贷增长过度的度量方式。作者认为，在从计划经济到市场经济的转轨过程中，确定信贷/GDP 的均衡值较为困难，无法直接度量。信贷不仅依赖于其传统的宏观经济基础，而且金融自由化等新的因素也会起作用，这些变化会从不同的渠道或以不同的方式影响银行业和信贷供给。例如，银行业进入门槛的降低、外资银行的进入等等。另一方面，新兴市场较为严格的监管规定也会产生反向的效应。Boissay et al(2005)将信贷增长既作为宏观经济基本面的函数，可用 GDP 的增长率和利率表示，作为实际的信贷/GDP 和其均衡水平两者差额的函数。通过对这些变量信贷弹性的估计，得出预期信贷增长的情况，将实际信贷增长和预期的信贷增长进行比较，来检验信贷是否“过度”的增长。作者分别采用两种方法估计均衡的信贷/GDP 的值：一是采用法国、比利时、德国等 11 个西欧发达国家自 1960 年以后到 80 或 90 年代长期稳定的季度数据。二是采用样本中的 8 个中东欧国家过去 7 年的数据。

Zdzienicka(2009) 认为在发展中国家，“正常”信贷行为依据的是“金融深化”的理论，而“过度”的信贷增长的基础是“金融加速器理论”或行为模型。“金融加速器”理论和行为模型通过顺周期性解释了信贷快速增长，认为这种增长源于实体和金融部门的发展。根据“金融加速器”理论，信贷扩张来自对未来收益的过分乐观，这会增加担保债务抵押品的价值和借款人的信用额度。在行为模型中，对“过量”信贷增长的解释是金融市场上对风险的误测，即金融市场在繁荣时被低估，在衰退时被高估[1]。作为对“过量”的信贷扩张的反应，当泡沫发展

[1] 有两个重要的观点解释发展中国家信贷的增长“过度”的特征。第一，信贷扩张对应于正常的周期性，在经济好转的初期，企业需要运营的资本增加，例如投资资金(“传统的加速器模型”,IMF，2004)。第二，结构的和周期性或政策性的信贷增长因素也会影响转轨时期相关的信贷决定（Arcalean et al,2007）。前者包括像放松管制、自由化和私有化的过程；后者包括政策相关的因素，例如货币政策的选择和汇率机制或政府其他行为（例如挤进或挤出效应，特别的保险计划和保障）。实证研究表明，评估增长的最优水平是困难

到一定阶段，市场很可能出现“逆转”，威胁金融和经济的稳定。

Zdzienicka(2009)采用滤波、静态和动态面板估计的方法进行估算，结果表明，样本中的几乎所有欧洲新兴市场国家都存在信贷增长超过经济金融发展的基本面问题，估计结果确认了以往文献对信贷快速增长的担忧。作者在探讨信贷增长问题时采取了两步的方法：首先，根据欧洲新兴国家的金融发展和以往发生危机的经历，研究“过量”信贷增长的门槛值。即估计一个国家的经济金融发展趋势，然后将这个趋势与实际的信贷增长进行比较。第二，为了避免转轨时期的经济调整过快的影响，采用样本外的、同一区位的经济发展较为平稳的西欧国家的情况作为均衡值，作者认为这个标准是“客观”的。即估计一个长期均衡作为经济的基本面，与实际的发展（行为方法）进行比较。在两种方法中，都是根据实际值和长期均衡值的偏离程度来判别潜在的信贷扩张是否“过度”。

找出一个地理位置相似的、发展较为平稳的区域作为均衡值或基准值，在东西欧之间较为现实（Boissay et al，2005；Zdzienicka，2009)，但是研究拉美、撒哈拉以南非洲和亚洲的新兴市场等区域则勉为其难。进一步说，虽然这些年来新兴市场的东欧国家按照发达国家的自由市场经济模式进行了变革，但是其经济发展水平和经济体制（例如汇率开放程度等）等诸多方面还存在很多的差异。新兴市场赶超效应的基础和发达国家经济增长的基础是完全不同的。因此，采用样本外市场的长期均衡值作为门槛值，存在着一定的问题。

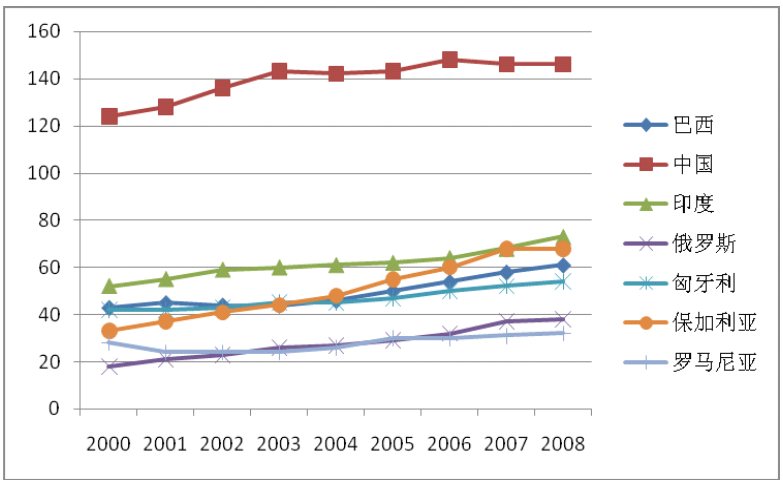
虽然信贷增长的均衡水平的基准指标或判断趋势偏离基准指标的结果是混合的，但是仍然有许多学者采用不同方法，从不同的时间、国家或角度进行探讨和摸索（Cotarelli et al，2003；Brzoza-Braezina，2005)。

对于信贷持续的快速增长与经济金融危机之间存在密切的关系，先行脆弱性指标和早期预警指标值得关注。宏观经济、金融、企业或房地产业等基本面的弱点和恐慌（市场过度反应、传染病效应、羊群效应）是经济金融危机的两个原发性因素。Sirtaine(2007)认为，先行脆弱性和早期预警的指标可以归结为三类：

1、宏观经济的方法：Demirguc-Kunt and Detragiache(1998)认为经济金融危机是宏观经济失衡的结果，监控宏观谨慎的指标非常重要。例如，M2/GDP 是一个衡量金融深化的指标，比值越大，说明经济货币化的程度越高，同时它也可以度量货币流动性的指标。

图3　M2/GDP的比重（%）

的。



注：数据来源于世界银行世界发展指数在线数据库。

从图 3 来看，中国的 M2/GDP 明显高于其他新兴市场经济国家。中国长期 M2/GDP 居高不下，暴露出商业银行的支付风险及可能的通货膨胀风险,商业银行集中的大量存款没有创造相应数量的 GDP,货币资金的边际生产力处于不断下降的水平,同时 M2/GDP 的提高意味着 M2 的增长速度大大快于 GDP 的增长速度,存在着超额货币供应量,潜在通货膨胀的压力很大。

贷款利率平均水平可以体现资金的价格。从表 5 中可以看出中国的贷款利率最低，拉美国家最高，而一般水平也在两位数左右。一方面，反映出中国的商业银行对经济的发展提供了成本较低的资金来源，另一方面，也反映出中国市场资金的充裕程度和流动性状况。中国资产泡沫和房产泡沫的症结，在于过剩的流动性、飞涨的信贷数额和过低的金融成本。

表5　贷款利率（%）

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
巴西	57	58	63	67	55	55	51	44	47
中国	6	6	5	5	6	6	6	7	5
印度	12	12	12	11	11	11	11	13	13
俄罗斯	24	18	16	13	11	11	10	10	12
匈牙利	13	12	10	10	13	9	8	9	10
保加利亚	11	11	9	9	9	9	9	10	11
罗马尼亚	54	45	35	25	26	20	14	13	15

注：数据来源于世界银行世界发展指数在线数据库。

2、银行资产负债表方法：Sahajwala and Van den Berg(2000)认为危机是银行表现不好的结果，强调监管银行健康和通过压力测试来评估银行脆弱性的必要性。主要包括银行资产质量、资本充足程度等指标。例如房价下跌 30%，对银行不良贷款的影响程度；一旦银行的资本充足率出现问题，对银行间市场传染的

影响等等。

3、市场方法：股市、房市持续暴涨，泡沫严重，往往是危机的前奏。Sirtaine(2007)提供的数据表明，在欧洲新兴市场上，与房产相关的贷款一直占据着重要的位置。Bongini et al(2002)认为股票、房地产等价格、违约的概率等市场指标可以衡量经济的脆弱性。例如，信用评级、房地产的空置率等指标。

三、信贷膨胀对经济金融稳定的影响

虽然信贷扩张给经济和金融发展带来了收益，但是消费和投资膨胀导致的经济过热和外部的不均衡、银行脆弱等潜在的风险不容忽视。

已有的研究普遍认为，信贷的快速增长与宏观经济和银行的风险之间存在密切的关系。Kaminsky er al(1997) 综述了若干文献，认为信贷膨胀是导致银行和货币危机的重要因素。Goldstein(2001)提供的证据表明，作为资本流动的结果，信贷繁荣和两个危机（银行和货币危机）之间存在着联系。IMF（2004a）认为信贷繁荣给新兴市场带来了实质的风险，往往紧随其后的是经济快速衰退和金融危机。在过去 40 年中，信贷膨胀通常与国内投资繁荣、利率上升、经常账户恶化、国际储备下降和实际的外汇升值以及潜在产出的下降等联系在一起。

信贷的持续快速增长从三方面影响经济金融的稳定：

（一）宏观经济失衡

从宏观经济来看，银行部门对信贷的快速扩张会通过刺激潜在产出和创造过热压力来影响宏观经济的稳定。在许多新兴市场经济国家，银行信贷为消费或进口需求提供支持，随后作用到对外经常账户余额，信贷的快速增长会形成食品、能源、工资和资产价格上涨的压力，出现通货膨胀，影响到货币的稳定。尤其是消费者房贷的激增造成了房地产市场的脆弱。

在许多新兴市场国家（尤其是欧洲新兴市场），贷款的激增很大部分来源于外资的流入，这增加了人们对货币的错配、外资流入的突然停止和金融的传染病效应的担忧。经常账户的赤字会反过来刺激外部的流动性，导致银行系统的恶化 。

一方面，宏观失衡影响金融稳定（通货膨胀和外部失衡）。经济的萧条和利率、汇率的震荡会恶化借款人的支付能力。另一方面，人们对金融系统稳健的担忧会加剧宏观经济的不稳定，因为市场会通过调整投资组合和货币的持有的变化对这种忧虑做出反映。

缺乏弹性的汇率制度会导致实际有效汇率的升值。以欧洲新兴市场国家

为例，从 2001 年开始，大多数国家的实际汇率升值，2005 年汇率又出现大幅上升。部分的原因是由于东欧相对便宜的劳动力和技术工人的成本、较为完善的基础设施以及未来可能成为西欧国家外包生产和服务中心等良好的投资环境。一方面本币的升值来源于经济良好的基本面，另一方面也有高估的可能。施行固定汇率轨制并通过经常账户赤字向发达国度举债，当市场对新兴市场国家能否保持固定汇率程度忧虑时，外国资本撤出造成忽然面临经常账户和资本账户双赤字。东欧和欧盟其他地区（主要的贸易伙伴）之间在通货膨胀上的差异，特别是在人们普遍对东欧国家固定汇率制忧虑的情况下，真实汇率会进一步升值。如果热钱的流入完全是投机性的，汇率的变化有可能带来外资流向的突然逆转，从而导致币值和金融市场的剧烈波动。

欧洲、中国等新兴市场经济的快速发展加大了对进口石油、铁矿石等资源类产品的依赖。总体来说，在欧洲新兴市场国家，出口在 GDP 中所占的份额增长速度较为缓慢，在工资上涨的效应超过全要素生产力(TFP)的情况下，实际有效汇率升值压力较大。伴随着投资的增加，欧洲新兴市场国家存款增加的数量较少，经常账户的大量逆差。欧洲新兴市场国家主要通过银行借入外资来弥补逆差，这使这些国家的负债不断攀升。商品的需求主要提高进口满足，导致了经常账户的逆差和较重的外债负担，汇率的上升使竞争力下降，加剧了经济的不平衡。

较高的债务会引发货币、利率和期限的风险。欧洲新兴市场债务大部分是欧元。伴随着出口在进口占比的下降，货币币种的错配会对经济发展产生不利的影响。同时债务期限的错配（导致流动性风险）的情况较为普遍。根据 Sirtaine(2007)提供的数据，在一些欧洲新兴市场国家，短期的外债/总外债超过 40%（例如，斯洛伐克、立陶宛等）；到 2005 年末，一些国家的短期公债/外汇储备非常高，爱沙尼亚达到 250%，拉脱维亚达到 350%。这里还存在重新定价的风险，因为有些债务是浮动汇率。而且大多数新兴市场基本上都采用的是赤字财政的政策。

总之，尽管近 10 年来新兴市场的经济发展速度引人瞩目，但是宏观经济失衡问题普遍存在，同时改革的不确定性和全球经济震荡的系统性风险等都会影响危及经济的稳定。

（二）银行业潜在的脆弱性

伴随着新兴市场国家经济的快速发展，银行业的利润和资本充足率有了很大

的提高，不良贷款率不断下降，银行业总体呈现出较好的发展势头。但是，信贷激增会导致银行业脆弱，损害银行业的稳定。

在经济繁荣时期，度量与整个经济环境相联系的信贷损失、评估借款人和贷款人在外界情况变化的情况下的损失较为困难，风险通常会被低估。同时金融机构短期化的激励机制进一步刺激了信贷增长，这些都会加大金融系统的脆弱性。进一步说，明确的或隐形的政府担保的道德风险或不适当的治理结构也会加速信贷增长，这些因素会刺激银行冒更大的风险。

伴随着宽松的货币政策和市场竞争的加剧，银行往往会对一些不符合条件的借款人的未来还款能力怀有侥幸心理，降低贷款标准放款，使潜在的风险不断积累。同时，与内部人或关联贷款相联系的治理问题会暴露出来。存在隐患的还有银行以及监管当局的评估风险的能力。银行需要有足够的、经过专门训练的信贷顾问来决定哪些贷款的要求应该得到满足。但是，即使顾问很专业，快速的信贷增长会使银行在信贷质量上妥协，繁荣的市场会使银行重数量轻质量，即银行的内部管理无法跟上贷款快速增长的要求。虽然相关部门的资信记录可以辅助解决一些问题，但是不可能整体上改变这种状态。

正因为银行的风险直接影响到经济的正常运行，因此对信贷快速增长所反映出来的各种迹象以及对风险特点的观察和分析就显得非常重要，这需要收集和监控更详细和准确的信息。伴随着银行业务多样化的发展，银行涉足新兴市场的创新产品越来越多，逆向的震荡是否会导致银行的巨大损失，这依赖于存贷款规模和期限的搭配、贷款的流向、集中程度、贷款抵押品、货币币种的风险、银行和借款人采用对冲工具覆盖利率和汇率风险的程度等因素。信贷的快速增长需要较强的金融结构和制度环境作为保障，包括银行风险管理的潜力和能力、银行监管、会计和审计的标准、透明度和法律框架等方面。

在信贷增长的初期，我们看不到银行的问题，这给我们一个银行安全的假象，但较快的信贷增长必然会出现不良贷款的增长，因为不良贷款率是一个滞后变量。Fabrizio(2006)发现，在信贷扩张的浪潮中，管理较差的银行信贷扩张的速度丝毫不亚于稳健的银行；信贷增长越快，银行的稳健性越差，这在住房信贷市场上表现得最为明显。其研究结论是，与信贷增长相关的谨慎风险已经上升，较差银行潜在的信贷质量问题很可能会以滞后的形式出现，除非这些银行强化了信贷发放的标准和风险管理。而这些依赖于这些银行在分配人力资源到信贷监控、事后信贷的评估和监管的加强。

信贷的快速增长伴随着其他的一些重要的失衡（例如外债、货币错配等）会增加金融风险。我们还需要关注银行资产负债表上以外汇贷款以及期限的错配问题。外汇贷款份额的增加会给银行带来直接（资产负债表的错配）和间接的信贷风险（如果借款人的收益是以国内货币计价的话）。由于消费和住房贷款是以外汇计价（在欧洲新兴市场国家较为普遍，例如欧元、瑞士法郎等），这些贷款遭遇到货币风险的可能性就会很大。而且，就本国中央银行来说，无法控制外汇贷款的利率风险。

在许多新兴市场，外资银行贡献了信贷快速增长的主要部分。由于外资母银行对新兴市场的子银行有着较大的影响，如果新兴市场或母银行出现问题，都容易引起外资银行资金的撤离。

（三）资产市场的失衡

我们从股票和房地产市场来分析资产泡沫破灭触发金融危机的渠道：

为了最大限度利用财务杠杆的效率，机构投资者通常会用已经购置的股票作为抵押品申请新贷款，将银行贷款投资于股票市场。而一旦股票市场崩盘，机构投资者不但自身损失惨重，而且没有能力偿还银行贷款。在抵押品自身严重贬值的情况下，银行也难以通过变卖抵押品来收回贷款。

近 10 年来，新兴市场的资本市场发展迅猛，交易量和股票的指数不断攀升，这同时增加了金融市场以及金融机构相互传染和扩散的潜在风险。股票价格的下降会导致国外和国内投资者逃离股市，对汇率、储备和基础货币产生影响，导致利率和流动性问题，经济容易出现较大的波动。

一般来说，新兴市场国家房地产产业在国民经济中占据重要的位置，信贷快速增长的重要部分大多是由房地产行业需求贡献的。一般来说，住房按揭被认为是银行最安全的资产[1]。房地产价格的调整可以从几个方面影响银行业：首先，一般来说，房地产开发商的资产负债率较高，很依赖银行贷款，而且往往通过土地或者房产自身来取得抵押贷款。一旦房地产市场价格下跌，开发商的资金链条将会断裂从而难以偿还银行债务。如果借款人资产和财富下降，将会增加潜在的不良贷款。同样土地价格以及房产价钱呈现明显下降，马上会影响到作为抵押品的房地产的价值，银行难以通过变抵押品来收回贷款。这会增加银行的拨备，增加银行的不良贷款和资产的损失，影响银行的收益。如果房地产作为抵押品，支出已经依赖于房产的价格，那么房地产价格的调整可能会使总需求和经济增长速

[1] 在《巴塞尔协议》（1）中，住房按揭的风险权重为 50%，而其他贷款为 100%。

度下降。第二，在新兴市场，有大量的投机资金进入房地产市场，购房不是自用，而是赚取差价，一些资金来自银行的借款，他们利用银行的杠杆融资大举负债进行投机。房地产价格的下降将直接打击投机者和贷款银行。第三，房地产市场泡沫破灭所带来的房产价值缩水，将给投资者带来严重的心理打击，很可能出现负资产的情况。在房产价值增值阶段投资者在财富效应的驱使下可能举债消费(例如贷款购置汽车)，房产价值缩水将使投资者陷进偿付危机。

综上所述，资产泡沫破灭将会通过各种渠道冲击到商业银行，信贷膨胀--资产价格泡沫--银行危机--金融危机—经济危机，几乎每次经济金融危机的出现都是沿着这个路径发展。

四、信贷激增的可能结果

Sirtaine(2007)在研究欧洲新兴市场贷款快速增长时，认为可能会出现三种结果：

（一）进入良性循环轨道

技术的转移和生产力提高使通过外资(FDI)来弥补经常账户的赤字，全要素生产力（TFP）将会提高。较低的实际工资和较高的 TFP 将缓解通货膨胀和实际有效汇率的压力，也会缓解竞争的压力，降低总需求，使经常账户进入良性循环。因此生产力的稳步增长非常重要，政府的政策应该对工资的快速增长进行限制，以确保劳动力市场更大的弹性和最大化技术的转移。用经济的增长来消化信贷的过多投放，使经济进入良性循环过程。

（二）缓慢痛苦的软着陆调整过程

住房的高需求，良好的经济预期、低利率、金融自由化带来的竞争加剧和创新的增加等因素都是信贷膨胀的直接推手。新兴市场的改革和调整不可能一蹴而就，是一个漫长的痛苦过程。

（三）出现经济金融危机的硬着陆

危机经常出现在国内银行作为媒介吸收大量的国外金融资本之后。大多数新兴市场共同特点是采用有弹性的固定汇率制度，国外热钱涌入并泛滥，股票和房地产市场泡沫严重。危机出现时外资银行资金的大量撤离会加剧流动性紧缩，而流动性紧缩又通过危机将银行内在的弱点放大出来，这又进一步加剧了危机。同

时全球经济的一体化增加了市场的敏感性和传染性。

中国与其他新兴市场有许多不同，主要表现在：

1、中国的国际收支出现持续的“双顺差”，这在新兴市场是较为少见的。中国加入 WTO 后，出口大幅增长，与此同时，国内制造业的升级换代基本完全替代了人们对进口日用品的需求，进口商品对国内消费物价指数的影响弱化。同时中国经济的快速发展，低廉的劳动力成本、良好的投资环境吸引了大量国外直接投资，国际收支状况良好。我们从表 6 经常账户的对比中看出中国与其他新兴市场的差异。近 10 年来，除了中国和俄罗斯以外，大多数新兴市场经常项目都是逆差。

表6　经常账户余额/GDP(%)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
巴西	-4	-4	-2	1	2	2	1	0	-2
中国	2	1	2	3	4	7	10	11	10
印度	-6	-5	-5	-7	-8	-7	-11	-15	-12
俄罗斯	18	11	8	8	10	11	10	6	6
保加利亚	-6	-6	-2	-5	-7	-12	-19	-25	-25
克罗地亚	-2	-3	-7	-6	-5	-6	-7	-8	-9
匈牙利	-1	0	1	1	0	-1	-1	-1	-3
罗马尼亚	-4	-6	-3	-6	-8	-9	-10	-14	-12

注：数据来源于世界银行世界发展指数在线数据库。

2、投融资体制的差异导致银行信贷风险的形成机制不同。首先，大多数新兴市场经济国家基本都是秉承着自由市场经济发展的模式，国有成分在国民经济中的地位大幅下降，私人投资占据着主导地位。其次，中国没有完全开放资本市场和资本项目，外汇市场、股票市场受外界波动的冲击较小，热钱没有合法的进入渠道。第三，本土银行和国有股份主导着中国的银行业。与其他新兴市场相比，外资银行无论是资产、还是存款和贷款的市场份额都远远低于本土银行。因此外资银行的行为不会对中国的银行业产生太大的影响。

3、中国银行业信贷膨胀的风险产生渠道与其他新兴市场存在很大差异。中国银行业的风险主要来源于：（1）银行内部管理和风险控制跟不上信贷快速增长的要求。（2）大量的信贷流向股市或房市，股市或房市泡沫的破灭直接影响到银行信贷的违约风险。（3）中国商业银行热衷于将贷款贷给地方政府（或地方政府的融资平台）或大型国有企业，尤其在这一轮的经济刺激中。一方面，国有企业和政府本身资金使用效率和监管水平不高，资金浪费较为严重；另一方面，政府在 GDP 的考核中，热衷于见效快的基建项目以快速拉动经济增长，产能过剩和决

策失误都可能导致大量的不良资产。

未来中国经济面临的最大风险来源于过热的房地产市场和银行信贷。对于中国来说，信贷激增会出现什么样的结果，取决于以下因素：

1、经济低迷持续的时间有多长。有数据表明，美国 GDP 每下降 1 个百分点，银行不良贷款就要上升 0.4 个百分点。这一规律在我国同样存在，如果 GDP 下降过多，对商业银行信贷资产质量也是一种考验。2008 年出现的中国经济成长的下行，不仅是由于美国次贷危机的影响，更是中国经济自身调整的结果，即与中国外向型的产业结构有着密切的关系。如果经济马上得到复苏，银行贷款实际上是抄底资金，风险可能不会很大；但如果持续时间很长，很多企业在经济反复震荡中难以支撑，银行信贷资金的风险随之增大。而且全球经济的恢复和调整还没有完成，将会持续较长时间。

2、房价下跌的程度。近年来由于房地产价格的飙升，个人住房按揭贷款业务中的不审慎行为加剧，政府开始出重拳抑制房地产价格的过快上涨。随着房地产市场不确定性逐步增加，房地产开发贷款的风险链条效应或将重现，信用风险隐患可能上升。根据各银行对房价下降对银行的压力测试结果，一般银行可以承受房价下降 30%的压力。根据国际经验，如果房价大幅回落超过 30％，个人住房贷款不良率平均将上升近 1 倍[1]。在重度压力下(即房价下跌 30%以上)，商业银行对房地产开发贷款不良率将会以较快速度的提高。如果房价下跌导致房地产开发商运行困难，将危及银行的安全。

3、地方政府资金是否充裕。这轮贷款增长有许多是投放在地方政府的融资平台，例如，城投、城建、交通等有政府背景的项目贷款。一般认为，政府的信誉较高，但这些地方政府融资平台项目大多用于长期基建，地方政府大多只关注扩大规模，而较少考虑还款来源。过去很多政府贷款项目都是以土地作抵押的，但由于国家这一轮对房地产调控的力度很大，地方政府的土地出让量减价跌，出让收入大幅度减少，风险在明显增加，地方政府融资平台贷款也会有不确定性。同时，地方政府的许多决策多考虑 GDP 的提升，而对项目决策缺乏科学缜密的论证和市场供求分析，容易出现重复建设和浪费问题，从而影响未来的还款。

4、银行的管理和控制风险的能力是否跟得上。一般认为一家银行贷款增长速度达 20%，其他管理上可能出现问题。在信贷人员数量和管理水平没有很大变化的情况下，在贷款调查、评估、审批等诸多环节可能会出现“萝卜快了不洗泥”

[1]郑中：《银行压力测试揭秘：房价跌三成不足惧》，《中国证券报》2010 年 6 月 8 日

的情况。

五、结论和政策建议

新兴市场普遍存在信贷快速增长超过经济和金融发展基本面的问题。信贷快速的增长主要原因是经济基础较差下的赶超的动力，是新兴市场国家对收入水平、生活质量和国力提升等愿望期待的结果。从供给方来说，金融的自由化、外资银行的进入等也促进了贷款的扩张和便利。无论从横向还是纵向看，经济和金融危机无一例外地与信贷的持续快速的增长密切相关，信贷的快速增长是宏观经济的失衡、股市和房市的泡沫、通货膨胀等一系列问题的根源，它会使宏观经济、金融业以及资产市场的脆弱性相互影响，从而增加经济衰退或危机的概率。

Hilbers et al(2005)对控制信贷的快速增长的一般性政策进行了总结，在此基础上，本文进行了一些补充，见图 4。

任何的政策反应应该建立在对信贷激增的认真评估和分析的基础上，监测和观察有关信贷的数据非常重要，例如，借款人的情况、贷款的目的等等。

由于新兴市场出现危机的爆发的频率远远高于发达国家，因此我们需要控制信贷的激增。当宏观经济出现不稳定时，最好的选择是降低信贷增速。因为各种政策的作用点以及效力存在着差异，因此政府可以根据实际情况具体分析，采取不同的手段和工具。一般来说需要收紧货币政策，以保持信贷的质量、控制风险和保证有适当的资本抵补潜在的损失。同时可以配合采取谨慎的财政政策。新兴市场国家货币政策工具会受制于汇率制度和资本账户的开放程度。各国可以根据具体情况，对可选择的措施进行取舍、组合和创新。

行政措施只有到最后一步才会考虑。如果必须采取，也应该是暂时和短期的，因为行政措施可能会产生无法预料的副作用—破坏市场的基础和信心，会对经济造成较大的伤害。

对于中国来说，在国际金融危机影响下，规模空前的非常规信贷刺激政策在恢复经济增长的同时，所带来的风险和负面效应已经显现。主要表现在增大通胀压力、助长资产价格泡沫、加大国家债务风险等方面。因此，非常规政策措施逐步向常态化的调整和回归是必然的选择。当前宏观调控的重要内容是处理好既要保持经济的平稳发展，又要调整经济结构，还要管理好通胀预期这三者之间的关系。

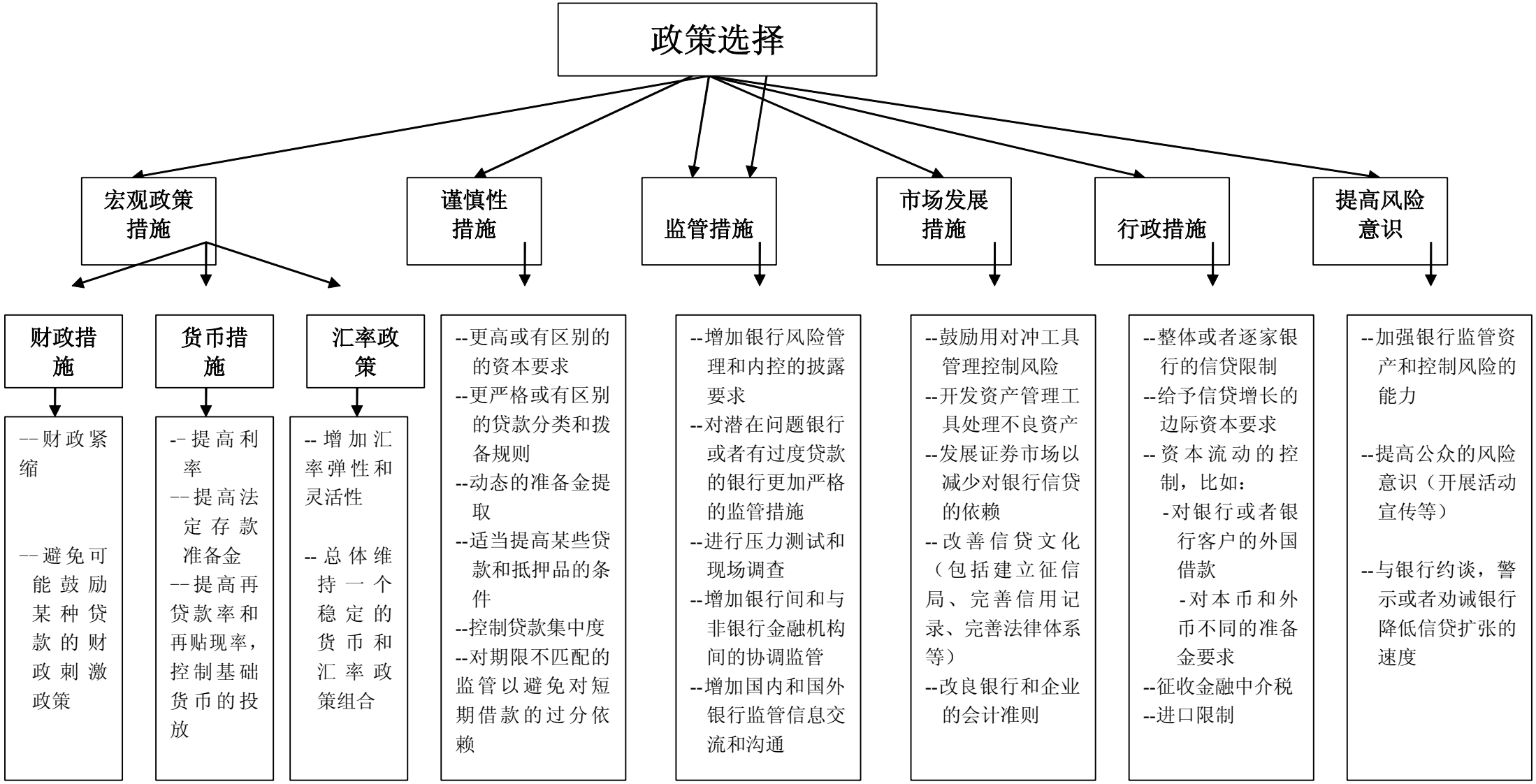
在借鉴一般性政策建议的情况下，针对中国目前的信贷膨胀状况，本文提出

以下政策建议：

1、密切关注信贷膨胀的潜在隐患，及时调整货币政策。逐步反向修正为应对金融危机而采取的激进的货币政策策略，转移到熨平经济周期波动和促进国民经济平稳发展的常规货币政策操作中来。推进银行业市场化进程和人民币汇率形成机制改革，增强人民币汇率弹性，使货币政策有更大的运作空间。

2、银行业信贷要有保有控，着力优化银行业信贷结构。推动经济结构优化调整和经济发展方式转变，关注国家产业政策、环保政策、市场变化对授信企业和项目还款能力的影响，加强敏感性分析。银行业必须严守资本充足率、拨备覆盖率、杠杆率、大额风险集中度比例控制的四条底线，并实施动态调整，以增强风险抵御和控制能力。

图 4　应对信贷快速增长的政策选择



参考文献：

Boissay F., Calvo-Gonzales O. and Kozluk T., 2005, “Is Lending in Central and Eastern Europe developing too fast?”, mimeo.

Bongini P., Laeven L. and Majnoni G., 2002, “How Good Is the Market at Assessing Bank Fragility? A Horse Race between Different Indicators.”, Journal of Banking and Finance, 26.

Brzoza-Brzezina M. , 2005, “Lending Booms in the New EU Member States – Will Euro adoption matter?”, ECB Working Paper, 543.

Cottarelli, C., G. Dell’Ariccia, and I. Vladkova-Hollar, 2003, “Early Birds, Late Risers, and Sleeping Beauties: Bank Credit Growth to the Private Sector in Central and Eastern Europe and the Balkans,” IMF Working Paper No. WP/03/213

Crowley, Joe, 2008, “Credit Growth in the Middle East, North Africa, and Central Asia Region,” IMF Working Paper, 08/184

Demirgüç-Kunt A. and Detragiache E. ， 1998， “The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries.” IMF Staff Papers 45.

Duenwald C., Guergiev N. and Schaechter A. , 2005, “Too Much of a Good Thing? Credit Booms in Transition Economies: The Case of Bulgaria, Romania, and Ukraine”, IMF Working Paper ,05/128.

Favara, G., 2003, “An Empirical Reassessment of the Relationship Between Finance and Growth,” IMF Working Paper , No. WP/03/123.

Fuerst, T., 1995, “Monetary and Financial Interactions in the Business Cycle,” Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 27

Goldstein, M., 2001, “Global Financial Stability: Recent Achievements and Ongoing Challenges,” Global Public Policies and Programs: Implications for Financing and Evaluation, Proceedings from a World Bank Workshop

Gourinchas P.-O., R.Valdés and O.Landerretche, 2001, “Lending Booms: Latin America and the World”, NBER Working Paper Series no 8249.

Hilbers, P., Otker-Robe, I., Pazarbasioglu,C., and Johnsen, G. “Assessing and Managing Rapid Credit Growth and the Role of Supervisory and Prudential Policies”, IMF Working Paper, WP/05/151,2005

International Monetary Fund, 2004a, “Are Credit Booms in Emerging Markets a Concern?”, *World Economic Outlook*, Chapter IV.

International Monetary Fund ，2004b,World Economic Outlook. April

Iossifov,P., and Khamis, M, 2009, “Credit Growth in Sub-Saharan Africa—Sources, Risks, and Policy Responses”, IMF Working Paper, WP/09/180

Kaminsky, G., S. Lizondo, and C. Reinhart, 1997, “Leading Indicators of Currency Crises,” IMF Working Paper No. WP/97/79

King, R. G., and R. Levine, 1993, “Finance and Growth: Schumpeter May Be Right,” *Quarterly Journal of Economics,* Vol. 108, No. 3, pp. 717-37.

Ottens, D., E. Lambregts and S. Poelhekke ,2005, “Credit Booms in Emerging Market Economies: A Recipe for Banking Crises?” ,DNB Working Paper No. 46, De Nederlandsche Bank, June.

Sahajwala R. and Paul Van de B., 2000， “Supervisory Risk Assessment and Early Warning Systems”, Basel Committee on Banking Supervision Working Paper 2, BIS.

Schadler, S., P. Drummand, L. Kuijs, Z. Murgasova, and R. van Elkan, 2004, “Adopting the Euro in Central Europe—Challenges of the Next Step in European Integration”, IMF Occasional Paper 234.

Schadler, S., Z. Murgasova and R. van Elkan ，2004， “Credit Booms, Demand Booms, and Euro Adoption,” paper for the Conference on Challenges for Central Banks in an Enlarged EMU, Oesterreichische Nationalbank, 20-21.

Schadler S., Drummond P., Kuijs L., Murgasova Z., van Elkan R., 2005, “Adopting the Euro in Central Europe: Challenges of the next Step in European Integration”, IMF Occasional Paper, 234.

Sirtaine,S and Skamnelos,I, 2007, “Credit Growth in Emerging Europe :A Cause for Stability Concerns?”, The World Bank, Policy Research Working Paper, No. 4281

Zdzienicka, A., 2009, “Vulnerabilities in Central and Eastern Europe: Credit Growth”,Documents De Travail Working Paper, W. P. 09-12

分报告 9：

不仅仅是汇率

——人民币汇率弹性增大背景下我国贸易条件变化影响因素分析

内容摘要：在人民币汇率弹性加大的背景下，我们面临着如何充分利用人民币升值的时机改变我国贸易条件不断恶化的不利趋势的新课题。通过对 2005 年到 2008 年我国两位数细分行业贸易条件变化影响因素的分析，我们分析了汇率和行业集中度、所有制比重、贸易数量等行业层面因素对于贸易条件的影响。我们发现，人民币升值确实能提高各行业的贸易条件，此外，其他行业层面因素对于贸易条件也有重要影响。对于不同类型的行业来说，不同因素的影响有很大的差异，这就要求我们要更有针对性地采取政策措施，力求更大地增进我国的贸易收益。

一、引言

最近几年来，关于人民币汇率的问题一直成为中国对外政治经济关系中的重要议题，关于人民币汇率存在着从政治到经济各层面的种种争论。从经济视角来考虑，汇率在经济中最基本的功能就是用来确定两国之间产品的相对价格，尽管汇率波动对于一个经济体发展会有各方面的影响，但是从汇率最基本的功能来看，汇率的波动主要变现为对一个国家进口和出口商品价格的影响上。从这个角度出发，汇率调整的最终目的其实就是对国际贸易的收益进行再分配，所以，在这里，我们暂且抛开关于人民币汇率在其他层面上的争议，而单纯分析人民币汇率弹性加大背景下我国国际贸易收益可能受到的影响。

在衡量国际贸易收益分配时，一个最直接的衡量指标就是贸易条件(Terms of Trade)，接下来，本文将分析人民币汇率波动对我国贸易条件的影响。

贸易条件是反映一个经济体或者一个行业在国际贸易中所获收益的指标，其经济学含义是每单位出口商品能够换回的进口商品的数量。在实际操作中，一般使用出口价格指数和进口价格指数之比来构造价格贸易条件指数。（我们这里关注的只是价格贸易条件，Net Barter Terms of Trade, NBTT；在一些研究中，还分别关注收入贸易条件和要素贸易条件，但这两个指标还会受到劳动生产率、收入分配等因素的影响，而我们所关注的是一个国家或者一个行业单纯通过国际贸易所获得的收益，所以在这里不做考虑。）如果在一定时期里，价格贸易条件指数上升，那就意味着出口一单位商品所能换回的进口商品增加了，也意味着该经济体或者该行业从国际贸易中所获的收益将增加。

事实上，我国的价格贸易条件在 1990 年代以来不断恶化，这一现象也很早就引起了大家的重视。赵玉敏、郭培兴和王婷（2002）较早对我国的贸易条件恶化的现象进行了分析，并指出 1994 年的外汇体制改革和人民币贬值也是导致我国 90 年代价格贸易条件恶化的因素；胡乃武和殷献民（2003）也指出，在当时困扰中国对外贸易扩大的主要因素之一是贸易条件恶化。在这些较早的研究以后，关于我国贸易条件的研究不断涌现。事实上，在进入新世纪以来，在我国外贸事业取得高速发展的同时，我国的贸易条件也一直处于不断恶化之中。从 1998 年亚洲金融危机结束以后的 10 多年里，随着我国 2001 年底的入世和世界产业转移，我国对外贸易数量有了高速增长，进出口总额从 1998 年的 3239 亿美元上升到了 2008 年的 25616 亿美元，增长了 690%；但与此同时，我国的贸易条件却不

断恶化，从 1998 年到 2008 年，我国价格贸易条件指数从 110.6 降到了 73.8，整整降低了 1/3。（见表 1）

表1　我国对外贸易总量与价格贸易条件（1998-2008）

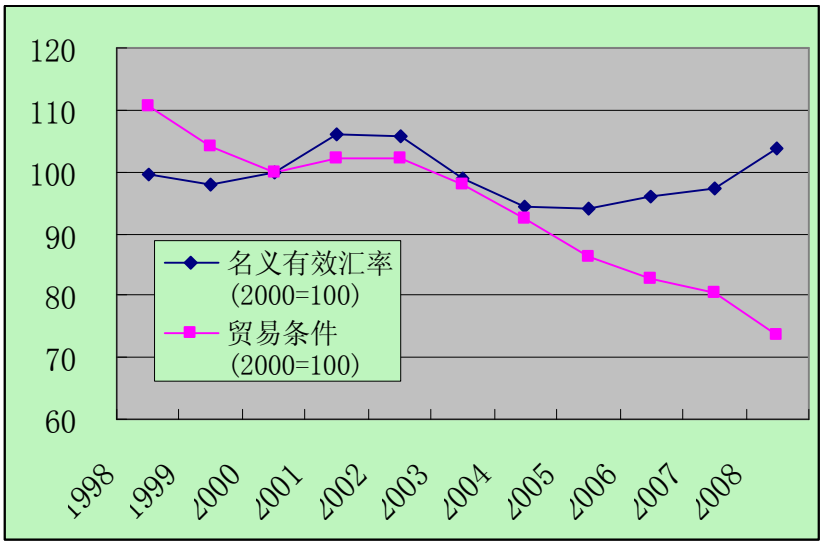
	进出口总额(亿美元)	价格贸易条件(2000=100)
1998	3239.5	110.6
1999	3606.3	104.1
2000	4743	100
2001	5096.5	102.2
2002	6207.7	102.2
2003	8512.1	98
2004	11547.9	92.4
2005	14221.2	86.2
2006	17610	82.6
2007	21737	80.5
2008	25616	73.8

数据来源：进出口总额数据来自各年《中国统计年鉴》，价格贸易条件数据来自 WDI2009 数据库。

汇率波动对于贸易条件的变动有着重要的影响。如果一国货币升值，这将意味着以本币计价的进口商品价格下降，而以本币计价的出口商品虽然价格也有下降的可能，但是一般来说出口价格下降的幅度将低于进口商品，于是导致一国贸易条件的改善，这一理论推断也是支持人民币升值的其中一个重要理由。（关于货币升值对贸易条件的影响，Robinson(1949)就进行了研究，她得到的结论是汇率波动对于贸易条件的影响取决于一国进口和出口的需求弹性及供给弹性，一般来说，在大多数情形下一国货币升值将使该国贸易条件改善。）

2005 年 7 月 21 日起，我国对人民币汇率形成机制进行了改革，开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。在此之后，人民币对美元一直维持一个稳定升值的态势，按照贸易比重加权的人民币名义有效汇率也不断升值。人民币对美元的汇率从汇改之前的 8.2765 上升到 2008 年 11 月的 6.83，累计升值幅度达到了 21.2%；而人民币名义有效汇率从 2005 年 1 月到 2008 年 11 月期间累积升值幅度更是达到了 25%。按照很多人的预期，人民币的升值将会改善我国的贸易条件，但是与这种预期刚好相反的是，我国的贸易条件从 2005 年到 2008 年这一段时期内却呈现出不断恶化的趋势，我国的价格贸易条件指数（以 2000 年为 100）从 2004 年的 92.4 下降到了 2008 年的 73.8，足足降低了 20.2%。（见图 1）

图1　人民币名义有效汇率与中国贸易条件（1998-2008）



数据来源：人民币名义有效汇率来自国际清算银行(BIS)，该数值上升意味着人民币升值；价格贸易条件数据来自 WDI2009 数据库，该数值上升，意味着中国贸易条件改善。

面对上面这样一个奇怪的现象，本文旨在通过对汇改以后（2005 年到 2008 年）更为细分的行业层面数据的分析来回答这样两个问题：（1）人民币升值是不是反而导致了我国贸易条件的恶化呢？（2）除了人民币汇率以外，还有没有其他一些产业层面的因素对我国贸易条件的变化造成了影响呢？通过对这两个问题的回答，本文力图为人民币汇率弹性增大背景下如何增进我国贸易收益提出更有针对性的政策建议。

二、文献综述

作为一个开放度很高的大国，进出口商品价格的波动对于我国经济的影响越来越重要。汇率的波动会导致进出口商品价格的波动，而这种影响的大小又取决于汇率传递程度。不少学者分别研究了我国进口和出口商品价格的汇率传递效应。

汇率变动对进口价格的影响

随着进口商品在我国宏观经济中的地位不断提高，进口商品的价格波动对于我国宏观经济的影响成为了很多学者的研究对象。关于人民币汇率波动对中国宏观经济影响的不少研究都强调了人民币汇率变动对于进口价格以及 CPI 的影响，包括关于我国进口产品价格的汇率传递程度。如范志勇和向弟海（2006）发现，进口价格波动对国内生产者价格和消费者价格都有影响，且其对生产者价格的影

响要远远大于对消费者价格的影响。刘亚、李伟平和杨宇俊（2008）也研究了人民币升值对于我国通货膨胀的影响。许伟和傅雄广（2008）从人民币汇率变化对进口价格，进而对通胀率的传导路径这个角度进行了研究，发现进口价格对汇率波动存在不完全传递现象，而且传递率只有不到30%，并且这种传导率在不同时期差异较大。陈六傅和刘厚俊（2007）利用1990年1月到2005年6月的数据发现人民币有效汇率对进口价格和CPI有一定影响，但是影响程度很低；而倪克勤和曹伟（2009）利用1995年1月到2007年12月的月度数据分析了人民币汇率变动和中国CPI之间的关系，则得出结论认为中国的汇率传递效应（0.38）大于一般发达国家（0.17），尽管传递效应随着时间推移正在减弱。

事实上，因为各种研究所使用的样本范围存在差异，得到的结果也存在差异。随着我国政府在2005年7月对人民币汇率形成制度进行改革以后，在这段时间里人民币汇率波动的传导性到底是增强还是减弱，其对宏观经济价格稳定性的影响如何也引起了大家的关注。王晋斌和李南（2009）发现，2005年汇改以来,汇率的短期和长期传递效应明显增加，汇率传递效应的这种提高有助于隔离主要贸易伙伴国的价格波动对中国的影响，从而有助于国内物价的稳定。施建淮、傅雄广和许伟（2008）发现虽然1994年至2007年期间汇率变动等外部冲击对国内价格变动只有适度的解释力,但2005年7月汇改以后,人民币升值对降低国内通货膨胀有比较显著的解释力，尽管这种解释力在不同消费品价格上存在差异。

汇率变动对出口价格的影响

与以上研究关注汇率波动如何通过进口商品价格影响国内宏观价格的研究关注点不同，国际贸易领域的学者更多的研究了汇率波动对于出口价格的影响，即出口汇率传递率，而且这些研究也往往更强调汇率波动对于不同行业影响的差异。

陈学彬、李世刚和芦东(2007)利用22个HS两分位行业2001年1月到2007年8月的数据对中国出口商品的价格变动和人民币汇率之间的关系进行了分析，发现不同行业对于人民币升值的反应不同：劳动密集型行业出口商面对人民币升值反而大幅降低其（本币标价）出口价格；而能源、原材料等类别的出口商面对人民币升值不断提高其（本币）出口价格。

毕玉江和朱钟棣(2007)也用SITC一位数行业分析了出口价格汇率传递效应,他们发现,我国商品出口价格存在不完全汇率传递现象,而且不同商品分类之间的汇率传递程度存在较大差异；而且总体上来说，中国商品本币出口价格对汇率的

敏感度在下降，说明中国商品定价权在增强。

汇率变动对贸易条件的影响

与上面分别关注汇率波动对于进口价格和出口价格的影响不同，还有一些研究直接关注汇率波动对于贸易条件的影响。在国际贸易理论上，Robinson(1949)很早就对汇率波动与贸易条件变化之间的关系进行了分析，汇率波动对于贸易条件的影响还取决于一国进口和出口的需求弹性及供给弹性。只有在满足一定的条件的情况下，本币升值才能让一国的贸易条件得到改善。

这个条件是：

$S_X S_M > D_X D_M$

其中，D_M 表示进口商品的需求弹性，S_M 表示进口商品的供给弹性；D_X 表示出口商品的需求弹性，S_X 表示出口商品的供给弹性

因为一般来说，无论是发展中国家还是发达国家，上面的条件都成立，所以在大多数情形下，一国货币升值将使该国贸易条件改善。

实证研究方面，罗忠洲（2005）是国内较早对这个问题进行的研究，他对日美贸易进行分析后发现日元升值在大部分时间里改善了日本的贸易条件。

关于中国，不少学者通过投入产出方法或者动态 CGE 模型的方法进行了分析，认为人民币升值能改善中国的贸易条件。如范金、郑庆武（2004）用社会核算矩阵技术对中国人民币升值—宏观经济影响进行了情景分析，发现人民币升值并不会改变中国的贸易顺差状况，同时还可以改善 1999 年以来我国对外贸易状况恶化的现象；类似的，胡宗义和刘亦文（2009）利用动态 CGE 模型分析也发现，人民币的小幅度渐进式升值可以改善中国的贸易条件；其他使用 CGE 模型对人民币升值影响的研究还包括了刘元春和钱宗鑫(2006)等。而一些利用行业数据进行的计量经济学分析则认为人民币升值并没能让中国贸易条件改善（如杨娉，2009）。

本文与上述研究的不同之处

首先，在汇率变动对我国价格（包括进口价格、出口价格乃至贸易条件）的影响方面很多学者已经进行了深入的分析。在这些研究中，一些学者察觉到了人民币汇率变动对于整体价格水平和外贸价格变动的影响在发生变化，但是这些研究往往以中国经济整体作为研究对象，较少考虑我国在产业结构和贸易结构方面都在持续发生的巨大变化。事实上，根据汇率传导的理论（如看市定价[Pricing to

Markets, PTM]理论）和实证研究，汇率变动对于出口和进口产品价格的影响还取决于一些产业结构因素，行业层面因素的差异将可能导致汇率传递效应的不同，从而得到不同的贸易条件变动幅度（Krugman,1986;Feenstra, 1989）。本文在两方面进行改进：一方面通过使用行业层面的数据来进行分析，区分对待不同类型的行业；另一方面引入行业层面的影响因素，来分析这些因素对于贸易条件的影响。通过这样的改进，本文希望能够得出更有针对性的政策建议。

另外，在关于贸易条件的研究方面，国际贸易领域的很多研究深入分析了贸易条件变化的行业差异性，也从产品结构和国别贸易结构等角度进行了细致的分解（如黄满盈，2008），但是这些研究往往是对现状的细致描述，较少探讨这些变化背后的影响因素，尤其是产业组织方面的因素对贸易条件的影响。而本文通过引入产业层面的变量，共同考察汇率和产业层面特征变化对于贸易条件的影响，也力图对贸易条件相关领域的研究做出贡献。

总而言之，本文首先对 2005 年汇改以后，在汇率弹性加大的背景下不同行业贸易条件变动的情况，然后我们从行业层面研究汇率以及产业组织因素对于贸易条件变动的影响，通过上面的分析，对于汇率弹性加大的背景下如何改善我国贸易收益提出更有针对性的政策建议。

本文其余部分的结构如下：首先描述我们如何构造出行业贸易条件指数，然后对于不同行业的贸易条件进行对比，简单分析造成我国贸易条件整体恶化的原因；接下来我们进行计量经济学分析来研究不同因素对于贸易条件的影响，并给出相应的政策建议。

三、行业贸易条件变化的初步分析

下面，我们首先利用海关总署的月度数据构建出分行业贸易条件定基比指数，来分析我国不同行业 2005 年以来的贸易条件变化趋势。

（一）建构月度定基比贸易条件指数

在国际贸易统计中所使用的商品分类体系为 HS 体系，而我国大部分行业统计资料中所使用的则是国民经济分类体系，这两个体系之间虽然具有较大的可比性，但是也存在一定的差异。从 2005 年 1 月开始，海关总署每个月都公布一份《中国对外贸易指数》，其中分别统计了几种分类体系（包括 HS 体系，SITC 体系和国民经济行业分类体系）下我国分行业的进出口指数（包括价格指数、数量指数和价值指数）。本文的研究主要是为了分析汇率和行业层面因素对我国贸易

条件的影响，因此，为了能更好的引入行业层面的其他影响因素，我们选用了国民经济行业分类行业的贸易价格指数来进行分析。

我们首先收集了 2005 年 1 月到 2010 年 2 月按照国民经济行业分类统计的各行业进出口指数（包括价格指数、数量指数和价值指数）。在海关总署公布的这个统计中，只有月度环比和月度同比数据，因为我们构造定基比指数的目的就是让各月度之间的数据具备可比性，所以使用月度环比数据更有利于我们实现这一目标。

月度环比数据是以上一年全年为 100 得到的指数，所以为了构建定基比指数，我们第一步就是要知道年度贸易指数。由于在 2005 年和 2006 年以后海关总署就没有公布按照国民经济行业分类的年度贸易指数，所以我们需要自行计算。以全年 12 个月的贸易数量指数作为权数，我们对全年各月的价格指数进行加权平均就得到了各年度贸易价格指数（以上年为 100）。然后把全年 12 个月的贸易价值指数进行平均，得到了各年度的贸易价值指数（以上年为 100）。利用这两个指数进行相除，就得到了各年度的贸易数量指数（以上年为 100）。（这个计算方法的原理和过程与海关总署构造这三种贸易指数的方法相一致。）

第二步，利用各年的贸易价格指数就可以构建出一个年度定基比贸易指数。

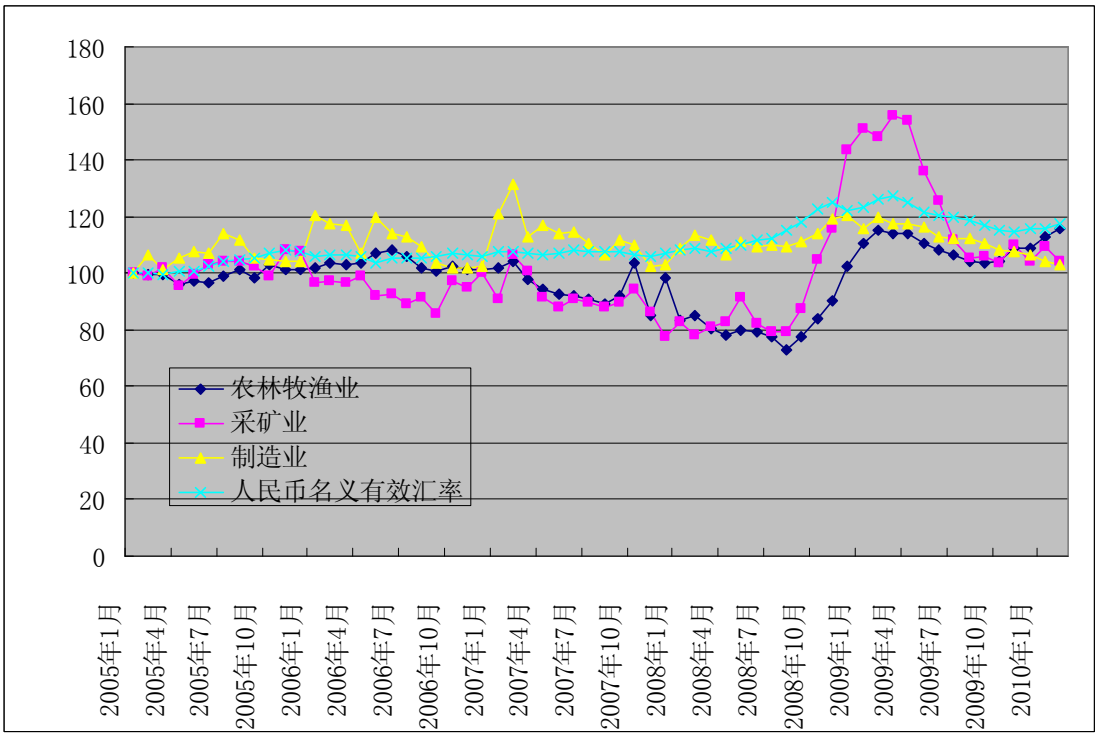
第三步，利用年度定基比数据和月度环比数据，我们就可以一个统计口径统一的月度定基比数据。

第四步，利用出口和进口的价格定基比指数，我们就可以得到价格贸易条件的定基比指数。

（二）大类行业贸易条件变化分析

利用上面所讲的方法我们得到了分行业贸易条件的变化情况。下面我们首先观察一下通过这个方法得到的三个大类行业的贸易条件从 2005 年 1 月到 2010 年 2 月间的变动趋势。（见图 2）

图2　人民币汇率与大类行业贸易条件变化（2005年1月=100）



数据来源：利用海关总署《中国对外贸易指数》计算得到，因为在主要国民经济行业大类中，只有农林牧渔业、采矿业和制造业有连续的统计数据，所以我们在这里也只关注这三个行业。为了便于比较，我们对数据进行了处理，各指数均以 2005 年 1 月作为基准点。

自从人民币汇改以来，人民币汇率和我国分行业贸易条件都大致经历了三个阶段。

从 2005 年 7 月份到 2008 年年中，人民币名义有效汇率一直处于稳步上升的状态；在这个过程中，尽管我国制造业的贸易条件得到了改善（其改善程度与汇率升值幅度大致相当），但是采矿业和农林牧渔业的贸易条件则是显著恶化，这也导致了我国的整体贸易条件发生恶化。因此，在这一时期，人民币升值确实起到了改善制造业贸易条件的作用，但是因为我国具有比较大需求刚性的大宗产品国际市场价格的大幅上涨，农林牧渔业和采矿业贸易条件的大幅恶化主导了我国整体贸易条件的恶化。

2008 年下半年世界金融危机爆发以后到 2009 年初危机达到顶点之间，虽然人民币基本上采取盯住美元的策略，但是因为美元的快速升值，人民币的名义有效汇率还是经历了一个快速的升值过程，在这个过程中，随着外围市场的不景气，我国制造业贸易条件有所恶化，与此同时，世界大宗商品价格的下降却使得我国农林牧渔业和采矿业的贸易条件得到了显著改善，这一波趋势在 2009 年初达到了顶点。

从 2009 年初到 2009 年底，随着美元的走弱，人民币名义有效汇率也开始走

低，大宗商品价格反弹使得采矿业和农林牧渔业的贸易条件也开始走低，与此同时，欧美等主要经济体仍然处于恢复之中，所以我国制造业的贸易条件也持续恶化。

总之，在人民币汇改以来的不同阶段，不同大类行业间的贸易条件走势也有所不同。因为金融危机爆发以后国际市场发生了剧烈变化，这一时期具有一定的特殊性，所以我们其实可以更加关注从 2005 年 7 月到 2008 年中这一段人民币稳步升值时期不同行业的贸易条件变化。这一时期，制造业的贸易条件提高幅度基本上与人民币升值幅度相当，而农林牧渔业和采矿业的贸易条件则不升反降，而且降低的幅度相当大，从而导致了整体贸易条件的恶化。

（三）细分行业贸易条件变化分析

接下来，我们分析两位数行业的情况。由于数据的可得性，我们只能够得到采矿业和制造业的分行业数据。各行业的年度贸易条件变化情况见表 2。

表2　两位数行业价格贸易条件变化，2005-2009（2004年=100）

行业	2005	2006	2007	2008	2009
采矿业					
煤炭开采和洗选业	111.3	118.8	114.2	116.7	144.8
石油和天然气开采业	100.8	106.5	104.7	104.6	113.7
黑色金属矿采选业	94.5	98.9	92.0	72.7	124.7
有色金属矿采选业	147.6	73.3	69.8	81.2	86.8
非金属矿采选业	106.6	113.1	119.0	132.0	146.8
制造业					
农副食品加工业	104.4	100.2	84.6	78.7	98.1
食品制造业	93.7	103.9	98.3	93.0	103.7
饮料制造业	96.6	105.4	107.2	111.2	109.2
烟草制品业	118.9	116.7	115.7	109.4	121.0
纺织业	99.1	98.3	100.5	100.5	94.1
纺织服装、鞋、帽制造业	96.5	86.9	86.0	74.5	70.3
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	104.5	102.1	105.2	116.4	142.6
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	102.5	102.2	97.2	103.6	114.1
家具制造业	110.2	128.9	144.6	157.2	179.6
造纸及纸制品业	95.8	87.1	81.4	79.4	103.0
印刷业、记录媒介的复制	101.0	103.2	111.1	114.3	103.8
文教体育用品制造业	93.5	92.6	80.9	92.8	94.9
石油、炼焦及核燃料加工业	91.8	90.0	81.6	89.9	88.8
化学原料及化学制品制造业	99.5	97.6	99.8	106.0	105.7
医药制造业	99.1	98.9	102.0	104.7	96.3

行业	2005	2006	2007	2008	2009
化学纤维制造业	102.2	97.5	99.6	97.0	85.9
橡胶制品业	122.2	141.9	143.4	150.0	209.5
塑料制品业	99.3	110.2	102.0	112.6	108.5
非金属矿物制品业	108.0	105.1	87.8	99.2	100.1
黑色金属冶炼业及压延加工	85.2	81.7	83.3	97.9	87.8
有色金属冶炼业及压延加工	96.6	102.8	99.3	106.0	113.6
金属制品业	105.5	103.0	103.2	99.5	95.2
通用设备制造业	104.2	108.3	113.8	119.8	118.1
专用设备制造业	99.9	102.8	105.2	102.7	109.7
交通运输设备制造业	98.3	97.7	108.0	120.1	122.4
电气机械及器材制造业	107.2	118.5	126.1	122.8	129.3
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	102.3	108.4	113.8	105.0	88.7
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	102.2	126.4	134.2	130.3	132.4
工艺品及其他产品制造业	102.6	109.8	111.4	117.6	118.5
废弃资源和废旧材料回收加工业	97.8	91.1	79.3	75.4	86.8

从表 2 我们可以发现，大部分行业的贸易条件在汇改以后的几年里得到了改善。以 2008 年和 2009 年为例，分别都有接近 2/3 的行业贸易条件得到了改善，而且所有行业贸易条件的简单平均值也超过了 100（见表 3），说明在不考虑各行业之间对于贸易量贡献存在差异的前提下，在两位数行业层面上贸易条件整体是改善的。

表3　贸易条件改善和恶化的行业数量，2008年和2009年

	2008	2009
贸易条件改善的行业个数(相比 2004 年)	22	23
贸易条件恶化的行业个数(相比 2004 年)	13	12
所有行业贸易条件简单平均值(2004=100)	105.6	112.8

由于 2008 年下半年开始的全球金融危机，2009 年的国际贸易发生了比较大的变化，也使得一部分行业的贸易条件发生了比较激烈的变动，这一时期的情况具有一定的特殊性，所以下面的分析中我们将以 2005 年到 2008 年这一段人民币稳定升值时期作为主要研究对象。

从上面的分析中我们虽然知道大部分行业在这一时期里贸易条件得到了改善，但是我们也注意到，在这段时间里不同行业间的贸易条件变化趋势存在着非常巨大的差异。以 2004 年为基准，到 2008 年贸易条件改善最大的家具制造业其贸易条件提高了 57.2%；而同一时期，贸易条件恶化最为严重的黑色金属矿采选业其贸易条件下降了 27.3%。那么，到底哪些行业的贸易条件得到了最大程度的

改善，而哪些行业的贸易条件恶化程度最大呢？他们又分别具备一些什么特征呢？

通过表 2 我们可以发现，从 2005 年到 2008 年，贸易条件恶化程度最大的 6 个行业包括黑色金属矿采选业，有色金属矿采选业，农副食品加工业，纺织服装、鞋、帽制造业，造纸及纸制品业，石油、炼焦及核燃料加工业，废弃资源和废旧材料回收加工业。这 6 个行业中，除了服装行业以外，基本上都是一些我国大量净进口的资源性行业，而且在近些年来我国对这些行业的净进口量均有了大幅增长。

在贸易条件改善的行业中，改善程度最大的 6 个行业包括家具制造业，橡胶制品业，非金属矿采选业，仪器仪表及文化、办公用机械制造业，电气机械及器材制造业以及交通运输设备制造业。在这六个行业中，除了非金属矿采选业以外，都是一些资本密集型制造业，而且在这些行业中，我国在过去的数年中都成功实现了大规模的进口替代和出口扩张。

通过上面的分析，我们初步得到结论，在人民币升值过程中，不同行业在贸易条件变化上存在的差异很大程度上是跟不同行业的贸易数量特征有关，贸易条件恶化最为严重的往往是一些我国进口增长比较快的资源性产业，而贸易条件改善最多的则往往是一些我国实现了大规模进口替代和出口扩张的资本密集型制造业。

（四）贸易条件变动分析——贸易数量特征不同的细分行业比较

从上面的分析可知，贸易数量特征不同的行业其贸易条件变化趋势存在较大差异。为了进一步对造成贸易条件变化的因素进行分析，我们还需要不同类型的行业分别进行分析，其中最重要的一点就是对我国处于净出口或者净进口状态的行业分开进行分析。这就需要我们掌握不同行业的进口和出口数量。但是，我国的主要统计资料中一般只公布分行业的出口数量，而对分行业进口情况则没有涉及，所以我们还需要通过其他途径自行估算分行业的进出口数量变化情况。

整个估算过程如下：

第一步，通过国泰安数据库得到 2005 年我国主要进出口商品的贸易数量和金额，然后通过对这些商品的贸易金额按照他们所属的行业进行归类合并得到了分行业 2005 年的进口金额和出口金额；

第二步，利用 2005 年的分行业贸易金额以及我们在前面计算中所得到的定基比贸易价值指数，我们就可以得到分行业的月度进口和出口金额，并进而得到月度

的净出口金额。

第三步，通过把月度数据加总就得到了分行业的年度进口、出口以及净出口金额。（我们把利用这个方法构造出来的分行业年度出口额数据跟我国统计资料中的分行业出口额对比，发现两者结果基本一致。）

估算得到的分行业年度净出口金额如表 4 所示。从表 4 的数据我们发现，从 2005 年到 2009 年我国细分行业的贸易结构基本上保持稳定，大部分行业一直保持顺差或者逆差状态，只有少数行业的贸易地位发生了改变：（1）从顺差变成逆差状态的只有煤炭开采和洗选业，这使得我国几乎在所有的资源性行业中现在都处于净进口状态；（2）从逆差变成顺差状态的行业主要是一些资本密集型的制造业，包括了黑色金属冶炼业及压延加工，专用设备制造业，交通运输设备制造业；另外一些行业如化学纤维制造业，通用设备制造业虽然还处于逆差状态，但是逆差数额急剧缩小，体现出很强的进口替代发展势头。而对于大部分行业来说，他们的贸易地位并没有发生改变，一直处于净进口状态的资源性行业贸易赤字持续扩大，而且增速较快；一直处于净出口状态的大部分制造业行业继续保持顺差状态，而且一般来说，原来净出口数量就较大的行业增速较低，而原来净出口数量较小的行业增速更高，整个贸易顺差的来源从行业分布上来说显得更加多样化。

表4　2005年到2009年两位数行业净出口金额（单位：亿美元）

行业	2005	2006	2007	2008	2009	净进口行业	净出口减少(净进口增加)行业
采矿业							
煤炭开采和洗选业	29	20	9	16	-85	*	#
石油和天然气开采业	-452	-626	-736	-1160	-811	**	#
黑色金属矿采选业	-196	-222	-396	-708	-564	**	#
有色金属矿采选业	-46	-71	-120	-119	-98	**	#
非金属矿采选业	4	4	4	4	3	*	
制造业							
农副食品加工业	-96	-110	-178	-252	-195	**	#
食品制造业	11	13	15	17	15	*	
饮料制造业	5	7	8	8	7	*	
烟草制品业	1	0	1	-1	0		#
纺织业	88	130	162	235	213	*	
纺织服装、鞋、帽制造业	1700	2270	2810	2840	2560	*	
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	97	99	110	133	126	**	
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	22	35	42	41	27	*	

行业	2005	2006	2007	2008	2009	净进口行业	净出口减少(净进口增加)行业
家具制造业	160	205	268	319	297	*	
造纸及纸制品业	-73	-70	-76	-88	-85	**	#
印刷业、记录媒介的复制	4	9	29	35	31	*	
文教体育用品制造业	130	153	179	216	175	*	
石油、炼焦及核燃料加工业	-83	-188	-184	-329	-189	**	#
化学原料及化学制品制造业	-512	-577	-660	-729	-710	**	#
医药制造业	22	25	30	36	28	*	
化学纤维制造业	-11	-7	-4	-1	-5	**	
橡胶制品业	36	49	67	76	70	*	
塑料制品业	94	115	128	147	128	*	
非金属矿物制品业	58	76	93	121	106	*	
黑色金属冶炼业及压延加工	-109	64	200	342	-82		
有色金属冶炼业及压延加工	-102	-115	-205	-191	-287	**	#
金属制品业	99	126	166	193	133	*	
通用设备制造业	-101	-89	-51	-39	-68	**	
专用设备制造业	-26	-10	77	120	93		
交通运输设备制造业	-26	-43	1	75	11		
电气机械及器材制造业	101	146	223	301	223	*	
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	925	1220	1480	1790	1590	*	
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	36	46	51	58	52	*	
工艺品及其他产品制造业	26	31	38	42	40	*	

数据来源：2005 年数据来自国泰安数据库，2006-2009 年数据根据年度贸易金额指数推算。*代表连续五年都为逆差的行业，**代表连续五年都为顺差的行业；#代表 2008 年比 2005 年顺差减少（或逆差增加）的行业。

下面，我们分别把采矿业和制造业的 34 个两位数行业按照他们在对外贸易中的地位分成两组，对比一下这两组行业之间是否在贸易条件的变化上存在显著差异。我们首先把 34 个行业按照其顺差或者逆差的状态分成两组，我们把 19 个连续五年均呈现顺差的行业分成一组，而把 11 个连续五年均呈现逆差的行业分成另一组，对这两组行业 2008 年年度贸易条件的均值是否存在差异进行 t 检验，结果见表 5。我们发现，2008 年顺差行业的平均贸易条件达到了 112.5（以2004 年为 100），即比 2004 年提高了 12.5%，这一结果要显著高于逆差行业的均值（逆差行业的贸易条件平均比 2004 年降低了 4.4%）。

接下来，我们再按照顺差变动的方向把 34 个行业按照他们的顺差（逆差）的变动方向分成两组，以 2008 年比 2005 年逆差增加（顺差减少）的 10 个行业

作为一组，以 2008 年比 2005 年顺差增加（逆差减少）的 24 个行业作为另一组，同样对这两组行业 2008 年年度贸易条件是否存在差异进行 t 检验，结果见表 6。再次的，我们发现贸易地位变动方向不同的两组行业的贸易条件变化存在显著差异。在我国从国际市场上能获得越来越多竞争优势的行业（即顺差增加的行业）其贸易条件得到了改善，其 2008 年的贸易条件平均比 2004 年提高了 11.5%；而我国在国际市场上竞争优势下降的行业（即顺差减少的行业）其贸易条件平均来说在 2008 年比 2004 年恶化了 5.5%。而且，这两组行业之间的贸易条件变化均值存在显著差异。

表5　顺差行业和逆差行业贸易条件变化对比

组别	样本数	2008 年贸易条件均值（2004=100）
连续五年顺差行业	19	112.5（4.6）
连续五年逆差行业	11	95.6（4.9）
t 值	2.39**	
Prob(T>t)	0.012	

注：括号内的为样本标准差，**表示在 5%水平下显著，***表示在 1%水平下显著。

表6　顺差增加行业与逆差增加行业贸易条件变化对比

组别	样本数	2008 年贸易条件均值（2004=100）
顺差增加(逆差减少)	24	111.5（3.8）
顺差减少(逆差增加)	10	94.5（5.0）
t 值	2.55***	
Prob(T>t)	0.008	

注：括号内的为样本标准差，**表示在 5%水平下显著，***表示在 1%水平下显著。

总而言之，在这一节，我们比较了处于不同对外贸易地位的细分行业的贸易条件变化是否存在差异。首先，我们发现，从 2005 年到 2008 年，那些处于顺差地位的行业的贸易条件得到了改善，而处于逆差地位的行业的贸易条件则总体上恶化了，这两组行业之间的贸易条件变化存在显著的差异；其次我们还发现，那些我国在国际市场上相对竞争优势提高（顺差增加）的行业的贸易条件平均来说也得到了改善，而相对竞争优势下降（逆差增加）的行业其贸易条件则平均来说恶化了，而且这两组行业之间的贸易条件变化也存在显著的差异。

四、对贸易条件变化影响因素的计量经济学分析

在上面几节中，我们对汇改以来大类行业和细分行业贸易条件的变化进行了分析，并初步发现不同贸易地位的行业其贸易条件变化趋势存在显著差异。在以下几节中，我们将使用更为详尽的月度贸易条件指数数据，同时引入更多的行业

层面和产业组织层面的变量，通过计量经济学模型来探讨造成不同行业背后贸易条件差异的原因。

（五）影响因素分析及控制变量数据来源

首先，我们看一下哪些变量可能会造成贸易条件的变化。

1）汇率：正如我们前面已经分析的那样，在控制住其他条件的情况下，汇率变化将会造成贸易条件的变化。一般来说，一国货币升值会提高该国的贸易条件（本币升值可以降低以本币衡量的进口价格，同时以本币衡量的出口价格虽然也会下降，但是因为很多成本是使用本币来衡量的，所以一般出口价格的降低幅度会低于进口价格，从而改善了贸易条件）。因为贸易条件衡量的是一个经济体与所有贸易伙伴所进行的贸易活动的价格条件，所以，我们应该使用更有代表性的名义有效汇率来代表人民币的汇率。名义有效汇率(Nominal Effective Exchange Rate, NEER)是与各贸易伙伴国货币汇率的加权平均值，更能代表一国货币在对外贸易中所体现的价格。我们分析中使用的名义有效汇率指数来自国际清算银行（BIS）。

除了汇率以外，行业层面因素的差异将可能导致汇率传递效应的不同，从而得到不同的贸易条件变动幅度，这些行业层面的因素包括：

2）贸易地位：前面的分析我们已经发现处于不同贸易地位的行业其贸易条件变化趋势存在差异，下面的分析中我们也必须考虑这个因素。我们分别使用两种方法来体现贸易地位的差异：第一种方法，我们把行业分成顺差行业和逆差行业两组，分别进行回归，看看这两组行业的变化规律是否存在差异；第二种方法，我们考察行业进口数量和出口数量的变化是否对价格变化存在影响，为此，我们引入进口数量指数和出口数量指数来分别考虑贸易地位变化对贸易条件的影响。

3）行业集中度：汇率传递率跟一个行业的集体议价能力和定价能力有关，或者说跟行业中的市场势力存在密切关系。一般来说，集中度较高的行业其定价能力也较强，从而更有可能转嫁自己的成本，在汇率波动过程中更有可能获益，因此，我们预期行业集中度提高越快的行业更容易获得贸易条件优势。由于数据方面的原因，我们无法计算出一些常用的衡量行业集中度的指标，在这里，我们使用大企业销售额占行业比重来代表行业集中度。我们使用的数据来自各年《中国中小企业发展年鉴》。

4）外商直接投资(FDI)：FDI 对于贸易条件的影响比较复杂，一方面，对于出口加工型企业来说，FDI 企业还可能通过提高进口价格、降低出口价格来进行

转移定价，降低在华子公司的利润来逃避所得税，这也会导致贸易条件的恶化；但是另一方面，当跨国公司进行内部的进出口贸易时，也有可能采取降低进口价格、提高出口价格的方式，以逃避部分关税，这种举措则可能导致贸易条件的“虚假性改善”。尽管有一些学者利用年度贸易数据发现外资企业出口可能是导致我国价格贸易条件恶化的重要原因（韩青，2006），但是我们认为，当考虑的对象为细分行业时，FDI 对于贸易条件的影响可能存在不确定性，而且对于不同类型的行业这种影响可能也会有较大的不同。我们使用三资企业从业人员年平均人数占行业比重来代表 FDI 在行业中的影响大小，数据来自中经网数据库。

5）国有企业比重：在我国，国有企业现在依然在很多战略性行业中占据重要地位。国有企业对于贸易条件的影响也比较复杂。一方面，在一些竞争性行业中，由于国有企业能够获得低成本信贷资源，同时又肩负着一定的就业保障任务，所以存在过分扩张的冲动，这可能会冲击这些行业的出口供给和进口需求，从而导致贸易条件恶化；但另一方面，在一些产业尤其是资源性产业中，由于国有企业可以依托国家的力量从事外贸活动，因此也可能以更低的成本获取资源，从而导致贸易条件改善。我们使用国有企业从业人员年平均人数占行业比重来代表国有企业在行业中的影响大小，数据来自中经网数据库。

除了以上这些因素以外，在不同行业间，还存在着一些不随时间变化的行业因素；而由于我们使用的是月度数据，在不同月份之间还可能存在着季节因素的影响。所以，在进行分析的过程中，我们还必须控制这些固定影响因素。

（六）回归方程和变量统计性质

结合上面的分析，我们将使用下面的计量经济学模型对细分行业贸易条件的影响因素进行研究：

$$Ln(\mathrm{ToT})_{it} = \alpha_i + \sum_{N=1}^{12} \gamma_N \cdot M_N + \beta_1 \cdot Ln(\mathrm{NEER})_t + \beta_2 \cdot \mathrm{CR}_{it} + \beta_3 \cdot \mathrm{FDI}_{it} + \beta_4 \cdot \mathrm{SOE}_{it}$$
$$+ \beta_5 \cdot Ln(\mathrm{ImQ_index})_{it} + \beta_6 \cdot Ln(\mathrm{ExQ_index})_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中，α_i 表示行业固定效应；M_N，$N = 1, 2, ..., 12$ 为分别代表 1-12 月的哑变量，所以用 $\sum^{12} \gamma_N \cdot M_N$ 来控制月度固定效应；ε_{it} 为误差项。其他变量的含义及简要数据来源见表 7，各变量的主要统计性质见表 8。

表7 主要变量的含义及数据来源

变量名	简写	频率	数据来源
贸易条件指数	ToT	月度	作者利用《中国对外贸易指数》计算所得
名义有效汇率	NEER	月度	国际清算银行（BIS）
大企业比例（销售额，%）	CR	年度	各年《中国中小企业发展年鉴》
国有企业比重（从业人员数，%）	SOE	年度	中经网数据库
三资企业比重（从业人员数，%）	FDI	年度	中经网数据库
进口数量指数(定基比,2004=100)	ImQ_index	月度	作者利用《中国对外贸易指数》计算所得
出口数量指数(定基比,2004=100)	ExQ_index	月度	作者利用《中国对外贸易指数》计算所得

表8 各变量的主要统计性质

变量名	均值	标准差	最大值	最小值	样本量
贸易条件指数	106.5	22.6	260.3	36.7	2665
名义有效汇率	106.7	6.9	122.9	96.3	2666
大企业比例（销售额，%）	26.2	21.7	88.1	0.0	1704
国有企业比重（从业人员数，%）	23.9	23.9	97.9	0.5	1680
三资企业比重（从业人员数，%）	26.7	19.6	75.3	0.2	1680
进口数量指数（定基比，2004=100）	136.9	79.5	1205.5	2.4	2666
出口数量指数（定基比，2004=100）	146.9	136.3	5912.2	2.2	2665

（七）回归结果分析

我们的回归分析分成两部分，第一部分是对所有行业同时进行回归得到的结果（见表 9），第二部分则是分别对顺差行业和逆差行业进行回归得到的结果（见表 10）。

从表 9 我们发现，如果我们对所有 35 个采矿业和制造业两位数行业进行回归，可以发现人民币名义有效汇率的系数为正，人民币名义有效汇率每上升 1%，则我国的价格贸易条件可以提高 0.3%左右，这与我们的预期相符，即在给定其他条件不变的情况下，人民币升值从总体上有助于改善我国的贸易条件。在产业层面相关的影响因素方面，大部分变量的显著性都不明显，其中值得关注的是我们的结果显示，行业集中度的提高有助于改善我国的贸易条件。在贸易量的影响方面，进口数量的增加有助于提高贸易条件，而出口数量增加则会恶化贸易条件，出口数量这一因素的影响有助于说明我国在部分行业上的出口扩张可能会降低我们的出口价格，从而影响贸易条件。虽然在对全部样本进行的回归中我们得到了一些跟预期相符的结果，但是整体模型的拟合程度较低，修正后的 R 平方仅有不到 0.1，这可能意味着这些行业内部存在着比较大的差异，而且一些我们所关注的控制变量没有符合我们的预期也可能与他们对于不同行业的影响存在差异有关，所以我们在第二步中将把行业按照顺差和逆差行业分成两组分别进行回

归。

表9 全样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	贸易条件指数（定基比，2004=100）				
Ln(名义有效汇率)	0.381	0.592	0.315	0.276	0.311
	(0.086)***	(0.046)***	(0.079)***	(0.096)***	(0.095)***
大企业比例(销售额,%)	0.004		0.001	0.003	0.004
	(0.002)*		(0.002)	(0.002)	(0.002)*
国有企业比重（从业人员数，%）	-0.002			-0.002	-0.003
	(0.002)			(0.002)	(0.002)
三资企业比重（从业人员数，%）	0.006			0.003	0.005
	(0.003)*			(0.004)	(0.003)
Ln(进口数量指数)	0.090				0.092
	(0.014)***				(0.015)***
Ln(出口数量指数)	-0.085				-0.085
	(0.016)***				(0.017)***
Constant	2.628	1.893	3.153	3.249	2.982
	(0.469)***	(0.214)***	(0.387)***	(0.536)***	(0.530)***
行业固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
月度固定效应	no	yes	yes	yes	yes
总样本数	1679	2665	1703	1679	1679
行业个数	35	43	36	35	35
R-squared	0.08	0.07	0.02	0.02	0.09

注：括号内的为估计系数的标准差；*代表在 10%下显著，**代表在 5%下显著，***代表在 1%下显著。

按照我们在上一部分中的初步分析结果显示，处于不同贸易地位的行业其贸易条件的变化规律存在着显著的差异。所以，接下来，我们就分别对顺差行业和逆差行业进行回归分析，结果见表 10。

通过把行业进行分组，我们发现模型的整体拟合程度有了很大的提高，修正后的 R 平方从不到 0.1 提高到了 0.3 左右，而且我们也观察到了更多有趣的现象。

首先，无论是顺差行业还是逆差行业，人民币升值都能改善他们的贸易条件，而且对于逆差行业来说贸易条件的改善幅度更大。对于顺差行业来说，人民币每升值 1%，贸易条件能改善 0.3%左右；而对于逆差行业来说，人民币每升值 1%，贸易条件的改善幅度能达到 0.6%左右，几乎是顺差行业的 2 倍。这说明，对于逆差行业来说（主要是一些资源性和基本原材料类型的行业），人民币升值对于改善他们的贸易条件意义更为重大。

其次，行业集中度的提高对于两类行业的影响也有很大的不同。对于逆差行业来说，行业中大企业的比重提高有助于提高这些行业的贸易条件，这与我们的

预期相符；行业中大企业的销售比重每提高 1%，贸易条件将会改善 0.02%。而对于顺差行业来说，大企业比重提高对于贸易条件则基本上没有影响。出现这样结果的原因可能是因为我国的顺差行业大部分都是劳动密集型或资本密集型的制造业，企业规模本身就比较大，所以尽管很多制造业中大企业的比重上升了，但是行业的整体集中度上升幅度非常有限，所以议价能力并没有明显提高，也就是说我们选取的变量也许可以比较准确地反映逆差行业的行业集中度，但是不能准确衡量顺差行业的行业集中度。

第三个需要关注的是不同类型企业对贸易条件的影响。正如我们在前面的分析中就指出的那样，FDI 和国有企业对于不同行业贸易条件的影响方式不同。FDI 对于我国顺差行业的贸易条件起到了消极作用，这可能是因为顺差行业中加工贸易的比重比较高，因此转移定价现象会比较严重，从而导致了贸易条件的恶化；而在逆差行业中，FDI 的增加则有助于改善贸易条件，这可能是因为在这些行业中的 FDI 基本上是面对中国内需市场，于是外资企业有可能降低进口价格来逃避关税，导致贸易条件的“虚高”。与 FDI 类似，国有企业在不同行业中的影响也有不同，对于顺差行业的贸易条件起到了消极作用，而对于逆差行业的贸易条件则起到了积极作用。由于大部分顺差行业为市场充分竞争的行业，而国有企业在这些行业中可能会存在过度扩张的行为，从而导致出口价格的过分下降和贸易条件的恶化；而在逆差行业中，大多为资源进口性行业，这些行业里国有企业应该可以更多地依托国家能力，以较低的成本获取资源，从而导致贸易条件改善。

最后，贸易数量对于两类行业的影响也存在差异。在顺差行业中，其影响方向与我们的预期一致，进口数量增加可以降低进口价格，从而改善贸易条件；出口数量增加则会降低出口价格，从而恶化贸易条件。但是对于逆差行业来说，进口数量增加会提高进口价格，从而恶化贸易条件，这个结果的方向与预期一致，但统计上不显著；我们的结果还显示，出口数量的增加会恶化贸易条件，这与一般的感觉不相符合，这可能是因为我国在逆差行业（资源性行业）中的出口基本上属于调剂类型的，当这些商品的国际价格下降从而我国贸易条件改善时，往往我国会增加储备，减少调剂出口；而当国际价格上升从而我国贸易条件恶化时，我国往往会减少储备，增加调剂出口。

总而言之，我们发现影响顺差行业和逆差行业的因素以及这些影响因素的方向都存在着比较大的差别。人民币升值对于逆差行业的改善作用更大；对于逆差行业来说，提高行业集中度，提高国有企业和外资企业的比重都有助于改善其贸易条件，但是正如我们前面所说的，外资企业带来的这种贸易条件改善可能仅仅是为了避税而制造的一种假象。所以，对于逆差行业来说，除了指望人民币升值

以外，整合企业，提高行业集中度，加强国家力量对于这些行业改善贸易条件，增加贸易收益都有着十分重要的作用。

而对于顺差行业来说，人民币升值对于他们的贸易条件改善较小，而因为这些行业大部分为充分竞争的产业，所以即使整合企业，增加大企业在行业中的比重对贸易条件的改善作用也不大。而同样是因为顺差行业多为充分竞争行业，所以国有企业退出有助于这些行业的竞争秩序恢复，改善贸易条件。FDI 对于顺差行业的贸易条件存在一定的消极作用，这可能是因为大部分顺差行业中都存在比较多的加工贸易，而外商企业会通过转移定价来转移收益，从而导致其贸易条件恶化，我们应该通过更加严格的管理来堵住漏洞，尽量减少这种情况的发生。对于顺差行业来说，改善贸易条件最重要的一个方面来自于对进出口数量的调整，通过降低某些行业中过度的贸易不平衡，增加进口和减少出口都将有助于贸易条件的改善。

表10　对顺差行业和逆差行业分别进行分析的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	贸易条件指数（定基比，2004=100）			
Ln(名义有效汇率)	0.654	0.607	0.327	0.307
	(0.191)***	(0.232)***	(0.115)***	(0.128)**
大企业比例（销售额，%）	0.021	0.020	-0.001	-0.000
	(0.004)***	(0.005)***	(0.004)	(0.004)
国有企业比重（从业人员数，%）	0.014	0.013	-0.005	-0.004
	(0.004)***	(0.004)***	(0.002)***	(0.002)*
三资企业比重（从业人员数，%）	0.077	0.077	-0.007	-0.007
	(0.010)***	(0.010)***	(0.003)***	(0.003)***
Ln(进口数量指数)	-0.025	-0.031	0.296	0.312
	(0.036)	(0.040)	(0.025)***	(0.027)***
Ln(出口数量指数)	-0.104	-0.106	-0.205	-0.185
	(0.023)***	(0.023)***	(0.030)***	(0.032)***
Constant	0.013	0.293	3.084	2.998
	(1.117)	(1.358)	(0.571)***	(0.646)***
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
月度固定效应	yes	yes	yes	yes
Observations	479	479	912	912
Number of id	10	10	19	19
R-squared	0.25	0.26	0.31	0.33
说明	样本年份内均为逆差的行业		样本年份内均为顺差的行业	

注：（1）括号内的为估计系数的标准差；*代表在 10%下显著，**代表在 5%下显著，***代表在 1%下显著。（2）逆差行业和顺差行业的分类见表 4。

五、结论及政策建议

在本文中，我们自己构建了国民经济两位数行业的贸易价格定基比指数，并以此分析了 2005 年汇改以后细分行业贸易条件变化的情况。

2005 年汇改以后到 2008 年中，人民币维持稳步升值，按照一般理论预期，我国整体贸易条件将趋于改善，但是这一时期我国的整体贸易条件却发生了较大的恶化。通过对大类行业的分析我们发现，这一时期人民币升值确实起到了改善制造业贸易条件的作用，但因为我国具有比较大需求刚性的大宗产品国际市场价格的大幅上涨，农林牧渔业和采矿业贸易条件的大幅恶化主导了我国整体贸易条件的恶化。

接下来本文分析了采矿业和制造业中细分行业的贸易条件变化情况，我们发现，在人民币升值过程中，不同行业在贸易条件变化上存在很大差异，而这种差异很大程度上跟不同行业的贸易数量特征有关，贸易条件恶化最为严重的往往是一些我国进口增长比较快的资源性产业，而贸易条件改善最多的则往往是一些我国实现了大规模进口替代和出口扩张的资本密集型制造业。

最后，本文利用面板数据固定效应模型对影响我国细分行业贸易条件的因素进行了分析。我们发现，影响顺差行业和逆差行业的因素以及这些影响因素的方向都存在着比较大的差别。

人民币升值对于逆差行业的改善作用更大；对于逆差行业来说，除了指望人民币升值以外，整合企业，提高行业集中度，加强国家力量对于这些行业的帮助都对改善贸易条件、增加贸易收益都有着十分重要的作用。

而对于顺差行业来说，人民币升值对于他们的贸易条件改善较小，而因为这些行业大部分为充分竞争产业，整合企业增加大企业比重对贸易条件的改善作用不大；而有着扩张冲动的国有企业从这些行业中退出将有助于这些行业的竞争秩序恢复，改善贸易条件。FDI 对于顺差行业的贸易条件存在一定的消极作用，这可能是因为转移定价带来的，因此我们应该通过更加严格的管理来堵住漏洞，尽量减少 FDI 给我们带来的负面影响，发挥其积极影响。对于顺差行业来说，改善贸易条件最重要的一个方面来自于对进出口数量的调整，通过改善某些行业中过度的贸易不平衡状况将有助于贸易条件的改善。

总而言之，在人民币汇率弹性加大的背景下，我们面临着如何充分利用人民币升值改变我国贸易条件不断恶化的不利趋势的新课题。通过对 2005 年到 2008

年我国两位数细分行业贸易条件变化影响因素的分析，我们发现人民币升值确实有助于改善我国的贸易条件。除了汇率以外，我们还考察了行业集中度、所有制比重、贸易数量等行业层面因素对于贸易条件的影响。我们发现，对于不同类型的行业来说，尤其是对于顺差行业和逆差行业来说，不同要素对他们的影响有很大的差异，这就要求我们要更有针对性地采取政策措施，来更好地改善我国贸易条件，增进我国的贸易收益。

参考文献

[1] Feenstra, Robert C. "Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition. An Empirical Test." Journal of International Economics, August 1989, 27(1/2).

[2] Krugman, P. , 1987. "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes.", NBER Working Paper No. 1926, May 1986.

[3] Robinson, J. Essays in the Theory of Employment. Oxford. Basil Blackwell, 1949.

[4] 毕玉江,朱钟棣.人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应.世界经济,2007(5).

[5] 陈六傅,刘厚俊.人民币汇率的价格传递效应——基于 VAR 模型的实证分析.金融研究,2007(4).

[6] 陈学彬,李世刚,芦东.中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究.经济研究,2007(12).

[7] 范金,郑庆武.完善人民币汇率形成机制对中国宏观经济影响的情景分析—— 一般均衡分析.管理世界,2004(7).

[8] 范志勇,向弟海.汇率和国际市场价格冲击对国内价格波动的影响.金融研究,2006(2).

[9] 韩青.中国的价格贸易条件恶化——基于影响因素的经验分析.世界经济研究,2007(10).

[10] 胡乃武,殷献民.我国对外贸易的现状,问题与对策.经济理论与经济管理,2003(2).

[11] 胡宗义,刘亦文,2009.人民币汇率变动的动态 CGE 分析.经济科学,2009(1).

[12] 黄满盈.中国价格贸易条件波动性研究.世界经济,2008(12).

[13] 刘亚,李伟平,杨宇俊.人民币汇率变动对我国通货膨胀的影响.汇率传递视角的研究.金融研究,2008(3).

[14] 刘元春,钱宗鑫.中国 CGE 模型与人民币升值.经济学动态,2006(1).

[15] 罗忠洲.汇率波动的贸易条件效应研究.上海金融,2005(2).

[16] 倪克勤,曹伟.人民币汇率变动的不完全传递研究.理论及实证.金融研究,2009(6).

[17] 施建淮,傅雄广,许伟.人民币汇率变动对我国价格水平的传递.经济研究,2008(4).

[18] 王晋斌,李南.中国汇率传递效应的实证分析.经济研究,2009(4).

[19] 许伟,傅雄广,人民币名义有效汇率对进口价格的传递效应研究.金融研究,2008(9).

[20] 杨娉.人民币汇率变动对我国各行业贸易条件的影响.经济评论,2009(5).

[21] 赵玉敏,郭培兴,王婷. 总体趋于恶化—中国贸易条件变化趋势分析.国际贸易, 2002(7).

分报告 10：

二氧化碳排放：强度减排目标与峰值研究

内容摘要：利用我国29个省市自治区1995-2007年间的面板数据，分析二氧化碳排放强度、密度同经济发展水平、以及产业结构之间的关系，本文评估了2020年碳排放强度下降45%的可行性，估计了二氧化碳排放的峰值。研究表明：1）*碳排放强度*（单位GDP二氧化碳排放）同人均GDP之间存在“N”型关系，碳排放强度随着GDP的提高先有一个以递减的速度下降再过渡到以递增的速度急剧下降的趋势；2）*碳排放密度*（人均二氧化碳排放）同GDP间同样存在“N”型关系，即碳排放密度随着GDP的提高有一个先下降再上升然后再下降的趋势；3）第二产业比重同碳排放强度和密度之间存在正相关关系，即第二产业比重越高，二氧化碳排放强和密度就越高；4）研究发现单位GDP二氧化碳排放（*碳排放强度*）一直处于下降阶段，然而即便如此，如果产业结构不改变且没有实施另外的政策，经济增长速度本身难以引致碳排放强度的大幅下降，2020年我国要实现二氧化碳排放强度下降40-45%的目标难以实现；5）对经济发展与碳排放密度之间关系进行的情景分析表明，我国人均二氧化碳排放目前还处于上升的阶段，二氧化碳排放将在2018-2021年达到峰值，这比科技部公布的时间提前了10年。

关键词：二氧化碳排放;环境库兹涅茨曲线(EKC);面板数据

一、引言

最近几年，为了因应国内转变增长方式，以及应对国际上二氧化碳减排压力，我国政府在治理仅有局部影响的温室气体，和全球影响的气体如二氧化碳等都采取了积极的措施，并从总量上、或者比率上制定了若干中长期的减排目标。例如，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》既提出了比率指标，即“十一五”期间单位国内生产总值能耗降低２０％左右；也提出了总量控制指标，即主要污染物排放总量减少１０％。另外，为了应对国际上要求中国减少二氧化碳排放的压力，2009 年１１月２６日，中国政府公布了控制温室气体排放的比率控制指标，决定到２０２０年单位国内生产总值二氧化碳排放（碳排放强度）比２００５年下降４０％到４５％。

就我国政府这一政策宣示而言，一个重要的问题是，经济发展水平提高、经济结构的演变会自动导致这些目标实现吗？若结论为“否”，则政府以数量管制还是以税收方式，亿多大的代价来实现这个目标？为了回答这个问题，我们首先有必要分析碳排放背后的决定因素。到目前为止，碳排放的研究主要集中在人均二氧化碳排放水平的决定因素，以及 GDP 达到何值时，二氧化碳排放达到峰值等。对碳排放强度方面的讨论相对较少。在有限的文献中，大部分都是以“因素分解”方法来分析碳排放强度变化背后的因素。例如，Subhes and Arjaree (2004)利用 LMDI（Log-Mean Divisia Index）分解法研究 1981-2000 泰国能耗强度和 CO2 排放强度的变化,Fan(2007)利用 AWD（Adaptive Weighting Divisia）研究中国 1980-2003 碳排放强度的变化；Zhang(2009)等利用 IDA（Index Decomposition Analysis）方法分析 1991-2006 中国与能源有关的 CO2 排放。Zhang（2009）将“因素分解”与投入产出技术相结合，从需求角度研究碳排放的影响因素，将碳排放强度分解为需求和生产技术两类因素，研究我国 1992-2006 年期间碳排放量以及强度的变化。张红霞和郑新业（2010）进一步将产业结构的影响包括在内，分析了碳排放强度变化的原因。这些研究对我们理解碳排放的决定因素、判断其发展轨迹具有重要的意义。不过，若我们希望对 2020 年的碳排放强度有一定的预测，则这类研究所提供的信息助益有限。

对于碳排放这样的问题，我们关注的重点应该是长期的，或者是结构性因素。研究表明，经济发展水平是决定碳排放强度的重要因素（Roberts and Grimes, 1997）。就中国的情况而言，我们认为产业结构对碳排放强度也有重要影响。本

文将从经验研究的角度讨论经济发展水平和产业结构对碳排放的影响。

本文对碳排放研究文献的贡献在于：（1）我们首次利用目前国际上公认的计算 CO2 的排放量方法，即我们使用政府间气候变化专门委员会（IPCC）的方法来估计中国各省市自治区在 1995-2007 年度三大能源（煤、石油和天然气）消耗所产生的二氧化碳量；（2）本文从碳排放强度（人均 GDP 二氧化碳排放量）的视角，而不是从已有的众多文献中的碳排放密度（人均二氧化碳排放量）的视角，来研究碳排放与经济发展之间的关系；[1] (3)就计量分析而言，对于本文所涉及到的面板数据分析，我们在选定合适的模型之前进行了一系列的模型设定检验(model specification tests)，这样检验的目的在于使我们的计量分析模型更令人信服，进而得到无偏的，有效的参数估计量，以及合适的统计推断（statistical inference)；(4）本文的发现为政策制定者和研究者提供了经验研究的依据和参考意见。

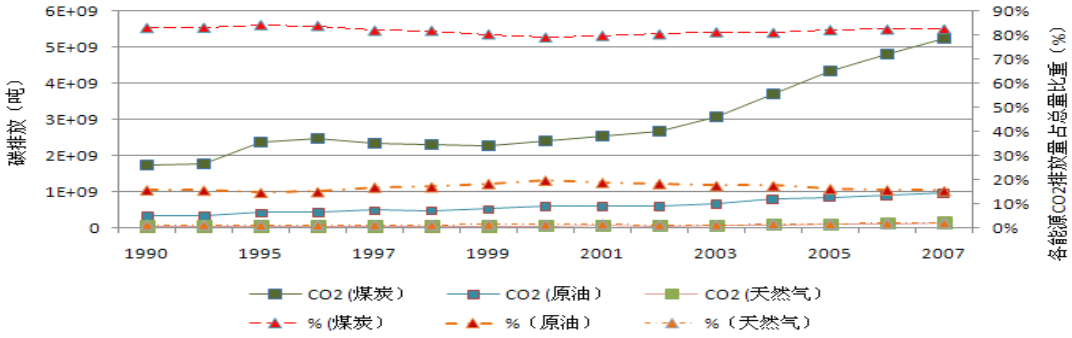
全文结构如下：在接下来的第二部分，我们介绍中国二氧化碳排放情况。第三部分讨论经济发展水平、产业结构与碳排放之间的关系，并建立经验分析所需的模型，分析计量分析方法的适用性。第四部分给出二氧化碳排放量的估算方法及描述模型所需的数据及数据来源。第五部分提供研究结果，并对二氧化碳减排强度变化进行情景分析。最后一部分总结本文并给出碳减排相关政策建议。

二、中国碳排放现状

图 1 展示了中国碳排总量的变化趋势。由图可知近十多年来中国的碳排放有了显著的增加，且排放量增加的部分主要来自于煤炭消耗。天然气的消耗量一直都很稳定，所以其碳排放的变化不是很明显；2004 年以后原油的碳排放与 2000 年以前相比有了相对的增加，但其增加的幅度不是很大；容易看出我国的碳排放一直以来都主要是源于煤炭的消耗，并且在 2001 年以后煤炭的碳排放有一个激增期，2001 年的排放量为 32 亿万吨，而在 2007 年，我国的碳排放总量为 63 亿万吨。

[1] Roberts and Grimes (1997) 是我们能找到的唯一研究碳排放强度跟不同经济发展水平相联系的文章。

图1　中国碳排总量的变化趋势（1990-2007）

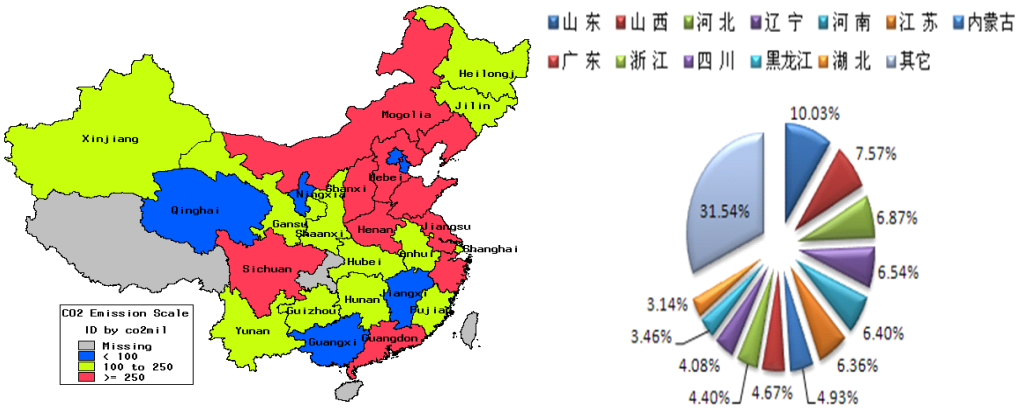


数据来源：作者的计算。[2]

主要是源于煤炭的消耗，并且在 2001 年以后煤炭的碳排放有一个激增期，2001 年的排放量为 32 亿万吨，而在 2007 年，我国的碳排放总量为 63 亿万吨。

从图 2 可知我国的碳排放的几个大省分别为：山东、山西、河北、辽宁、江苏、河南、内蒙古、广东。并且从饼状图可以看出各省的排放量分别为 9.64%、8.17%、7.03%、6.76%、6.45%、6.26%、4.5%、4.30%。也就是说排放量前四的几个省份的排放量总和就已经达到了全国排放量总和的 31.6%，而排放量前八的几个省份已经拥有了全国排放量的 53.1%。由此可见我国的碳排放都集中在少数的几个省份，这些地区和省份要么属于工业大省（例，山东、江苏、辽宁、广东），要么就属于产煤大省（例如，山西、内蒙古）。

图2　2005年中国碳排放地区分布



数据来源：作者的计算。

尽管我国的碳排放总量一直都在增加，但是从长期的趋势来看我国的碳排放强度还是呈现出下降的趋势，从 1990 年的每单位人民币 113911.9 吨下降到 2007 年的每单位人民币 23077.58 吨，降低了约 79.74%。尽管如此，中国的碳排放强度仍然远远高于世界平均水平，而且碳排放强度位居前列（图 3）。要实现到 2020

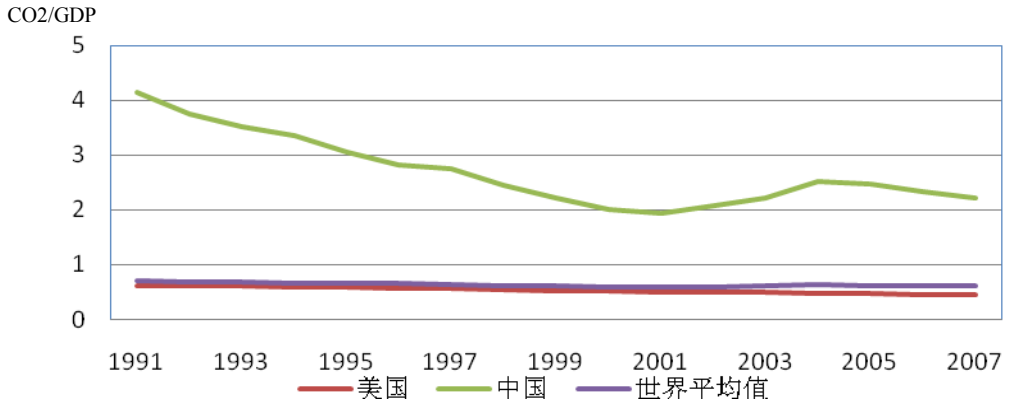
[2] 碳排放量的计算请参阅本文第五部分（即数据来源部分）。

年单位国内生产总值二氧化碳排放（碳排放强度）比２００５年下降４０％到４５％的国际承诺，上述的对中国碳排放的一些现状分析难以给我们一个清晰的可循路径。由此，我们有必要进一步挖掘二氧化碳减排的影响因素及机制。下面的分析正是致力于这个任务。首先建立碳排放可能的经验模型结构，然后利用现有的数据对其加以统计检验。

三、经济发展水平、产业结构与碳排放强度

环境库兹涅茨曲线（EKC）被广泛用于描述经济增长和各类环境指标之间关系（Shafik and Bandyopadhyay,1992; Panayotou,2000; Grossman and Krueger,1994; Selden and Song,1994）。EKC 表明，经济增长和环境质量之间的关系是非线性的。经济发展水平较低时，经济活动的规模较小，经济生活并不会产生很强的污染。随着经济的不断增长和生产活动的不断扩大，污染的程度也不断增加。污染的程度在经济活动的某一特定水平达到顶峰。在峰值后，环境污染带给人们的负效用超过了生产活动本身带来的收益，人们不仅有控制污染的主观愿望，更由于经济发展和技术进步而具有了控制污染的能力。因此当经济发展到某一特定阶段，污染程度会逐步下降。[3]在多数情况下，环境库兹涅茨曲线体现在环境指标与人均 GDP 之间存在着倒 U 型的曲线(Panayotou,2000; Gene and Krueger,1995)。环境库兹涅茨曲线有着重要的政策含义，它揭示了经济增长过程本身就足以能够伴随环境的改善。如果环境库兹涅茨曲线的假设是成立的，我们可以得出一旦经济增长达到某个程度，它便会对环境产生积极的影响，环境问题会迎刃而解，而没有必要过于担心环境问题。

图3　碳排放强度：中国、美国和世界平均（1991-2007）



来源：美国 Energy Information Administration （http://www.eia.doe.gov）。

[3] 所有的 EKC 文献衡量的都是经济增长和环境指标之间的关系，经济增长的程度用人均 GDP 衡量，本文也采取这一传统。

一直以来，有关EKC的讨论越来越多，从早期的一个国家的经济发展水平与环境质量指标之间关系的简单检验朝研究对象、研究技术等方向扩展。其中最为引人注目的是研究对象从二氧化硫等本地污染物（local pollutants）延伸到二氧化碳等全球污染物(Stern, Common and Barbier,1996; Arrow et al.,1995; Harbaugh and Arik, 2002）。事实上，面临全球气候变暖对人类生存环境的改变和破坏的压力日益紧迫，鉴于二氧化碳这一最重要的温室气体已经成为全球气候变化的主要推动因素，从90年代起，有关EKC理论的文献也从一般的对环境产生污染的排放物的研究，进而扩展到二氧化碳的排放研究，近年来尤其如此(He and Richard,2010)。

如前所述，当GDP增长时，一方面，经济规模的扩大会直接导致更多的污染和更多的环境破坏；另一方面，与之相伴的可能是经济结构变化和技术进步，这些改变对污染有减缓作用。由此我们可以看到，影响碳排放的一个重要因素是GDP，而且两者之间可能存在着非线性关系。在研究二氧化碳与经济发展水平关系文献中，大多集中人均GDP和人均二氧化碳排放之间关系。考虑到本文任务是研究碳排放强度与GDP之间关系，从而评估2020年碳排放强度高低，我们需要考察的是碳排放强度，而不是以往文献的人均碳排放。

就我们所知，Roberts and Grimes (1997）是为数不多的研究二氧化碳排放强度和人均GDP关系的文献。他们的研究表明，二氧化碳排放强度与人均GDP间存在倒U型关系。换句话说，即便没有采取额外的碳排放政策来降低排放强度，经济发展达到某一个阶段之后，碳排放强度也会下降。当然，两者之间的非线性关系并不一定是仅仅表现在倒U型一种形式，而有可能呈现出N型关系(Moomaw and Unruh,2001; Galeotti and Lanza,2005; Friedl and Getzner,2003; Millimet, List and Stengos, 2003)。另外，产业结构也可能会对碳排放产生重大影响。例如，GDP相同（近）的两个省因为产业构成不同产生的碳排放有可能有很大的差异，比如说山西和湖北2007年的人均实际GDP相当（13000RMB,1995=100）,山西的第二产业构成（第二产业增加值占GDP比率）为60%，湖北为43%。但山西的人均CO2排放量比湖北多出了10万多吨。

在研究碳排放强度时，我们在传统的EKC基础上引入产业结构。，由此，我们设定面板模型如下：

$$CO2PGDP_{it} = \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 GDP^2_{it} + \beta_3 GDP^3_{it} + \beta_4 SECT_{it} + \mu_{it} \qquad (1)$$

示（1）中，$CO2PGDP_{it}$代表碳排放强度，定义为 i 省份 t 期的单位实际GDP

的 CO2 排放量(取自然对数形式)。GDP_{it} 为 i 省份 t 期的人均实际 GDP(1995=100,取自然对数形式)。$SECT_{it}$ 代表产业结构变量，定义为 i 省份 t 期的第二产业增加值占 GDP 比率。μ_{it} 为误差项。如果 GDP 的三次项系数 β_3 不等于零且在统计上显著，则表明 GDP 和二氧化碳排放存在着一种 N 型关系。

就计量分析而言，有多种方法来估计式（1）。这些方法包括常系数模型（混合最小二乘法模型，POLS)、固定效应模型（个体和/或时间效应模型， FEM）和误差成份模型（随机个体和/或时间效应模型，REM)。POLS 的估计假定在面板数据中既无显著的个体效应也无显著的时间效应。而 FEM 和 REM 模型放松对 POLS 估计的假定，处理的是个体间可能观测不到的异质性问题。

我们用 F 检验来比较 POLS 模型和 FEM 模型。如果零假设被拒绝的话，那么传统的只有一个常数项的回归模型（即 POLS）就不适合用来估计面板数据。F 统计量给定如下(Greene, 2003)：

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{POLS})/(n-1)}{(1-R^2_{LSDV})/(nT-n-k)} \qquad (2)$$

式（2）中，n 指的是省份的数目，T 为时间跨度， k 为解释变量个数。R^2_{LSDV} 和 R^2_{POLS} 分别为 FEM 和 POLS 模型的拟合优度。

此外，可以用 LM 拉格朗日乘数（Lagrange Multiplier, LM）检验来检测随机效应(Breusch and Adrian Pagan, 1980)。拒绝零假设意味着 REM 模型比 POLS 模型更适用。LM 检验的统计量给定如下：

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)}\left(\frac{T^2\bar{e}'\bar{e}}{e'e} - 1\right)^2 \sim \chi^2(1) \qquad (3)$$

式（3）中，$\bar{e}'\bar{e}$ 为 REM 模型的残差平方和，$e'e$ 为 POLS 模型的残差平方和。

对于 FEM 和 REM 这两种方法， 式（1）中的误差项可以写成如下形式：

$$\mu_{it} = \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \qquad (4)$$

式（4）中，γ_i 用来解释省际间观测不到的异质性（个体效应），α_t 用来解释随着时间推移影响各省的因素（时间效应)。应用 REM 模型的一个重要假定是观测不到的省际/个体效应与模型中的外生变量不相关。因此，Hausman 检测可以用来检验这个假定。拒绝零假设意味着 FEM 是个比 REM 更适合的模型选择。Hausman 检测的统计量为：

$$m = (\beta_{FEM} - \beta_{REM})'(V_1 - V_2)^{-1}(\beta_{FEM} - \beta_{REM}) \sim \chi^2(k) \qquad (5)$$

式（5）中， β_{FEM} 和 β_{REM} 分别为 FEM 和 REM 模型的参数估计值。V_1 和 V_2 分别为 FEM 和 REM 模型的协方差矩阵的一致估计量。

事实上选择FEM或REM模型取决于两个方面的考虑：经济上的重要性和计量上的重要性。从经济学上的角度上讲，有可能存在非时变的、难以量化的随机变量同时影响一些解释变量和和被解释变量（碳排放强度）。从计量的角度上讲，在回归模型中加入固定效应要优于随机效应，因为不大可能拒绝观测不到的特征（变量）与一些解释变量不相关这一零假设(Baierand Bergstrand, 2007)。

除了考虑上述的模型设定检测外，面板模型的估计还应考虑两个问题，一个是省际间的异方差问题，另外一个是省际间/内的相关问题。异方差的存在与否可以用似然比检验（likelihood ratio test）来测试,这个测试可以通过 STATA 软件来实现。具体的讲,就是在 xtgls 命令内加 hetero 选择项来实现。其中 xtgls 命令用的是通过迭代广义最小二乘法来估计异方差模型。至于自相关问题，Wooldridge 提供了一种检测面板自相关的测试方法(Wooldridge, 2002)，这种测试方法后来被 Drukker(2003)加以改进。本文的面板自相关检验来自 Drukker 所编写的 STATA 程序来完成。

四、数据来源

燃料在燃烧过程中随氧化释放出二氧化碳（CO2）进入大气中，在计算能源使用中排放的 CO2 时，只要知道燃料使用量及各种燃料的含碳量即可。因此根据经济体中燃料终端使用所消耗的能源数量就可以精确计算该经济体所排放的 CO2。

目前国际上计算 CO2 的排放量都是依据政府间气候变化专门委员会（IPCC）的方法来估计。在计算 CO2 的排放量时，首先根据各种燃料的热值含量，将各种燃料消耗量转换成以共同能源单位（焦耳，joule）表示的消耗量，然后其乘上各种燃料的有效二氧化碳排放因子（Effective Carbon Emission Factor），求得各种燃料消耗中的实际 CO2 排放量。各种燃料的有效 CO2 排放因子则是各种燃料消耗的碳含量、碳氧化率（Fraction of Carbon Oxidized）及 44/12（CO2 对 C 的分子量比值）的乘积。因此，CO2 排放的计算公式为，

$$E_i = (FC_i)(CAL_i)(CCi_i)(CO_i)(44/12) \qquad (6)$$

式（6）中，i 代表各种能源，FC 为能源消耗总量，CAL 为能源的热值，CC 为碳含量， CO 代表碳氧化率。

中国的能源构成（煤碳，石油，天然气）i、各种能源消耗总量 FC 来自历年《中国能源统计年鉴》。用于计算的各种能源热值系数来自《2008 中国能源统计

年鉴》。各种燃料消耗的碳含量 *CC*、碳氧化率值 *CO* 来源于政府间气候变化专门委员会（IPCC）出版的国家温室气体库存指南（IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories）能源部份第二卷第一章的表 1-3 和 1-4。根据我国行情，煤碳、石油、天然气的碳氧化率分别设定为 0.80、0.90 和 0.90。

此外，计算模型中相关变量所涉及到的数据，如人口 (POP)数据、第二产业构成（SECT）数据和国内生产总值（GDP）数据来自历年的《中国统计年鉴》。GDP 数据使用平减后的 GDP（1995=100）。

本文以中国各省市自治区为研究单元和时间跨度为 1995-2007 而组成的面板数据为研究对象。西藏因为数据严重缺失而不纳入本文的研究，并且考虑到重庆在 1997 年设为直辖市，本文把重庆市的相关数据全部并入到四川省进行计算。因此本文的最终样本个数为 377（本文中使用的变量的描述性统计见表 1）。

表1　碳强度回归分析相关变量描述性统计结果

指标	个数	均值	标准差	最小值	最大值
GDP（人均实际 GDP，元）	377	10252.443	8331.599	1853.000	53369.852
POP（万人）	377	4253.785	2874.788	240.000	11847.000
CO2(吨)	377	1.324E+08	1.002E+08	2.762E+06	6.383E+08
CO2PGDP（吨/亿元）	377	16794.340	12459.990	528.590	78957.780
SECT（%）	377	0.454	0.073	0.198	0.600

五、主要发现

利用我国 29 个省市自治区从 1995-2007 年的面板数据对我国二氧化碳排放强度的影响因素进行实证分析，结果如下。

（一）混合 OLS、FEM、REM 回归分析结果

表 2 给出了面板数据框架下各种模型的计量分析结果(包括 POLS 结果),以供比较。POLS 结果表明除了变量 SECT 外，其它变量在统计上都不显著。但是比较 POLS 与 FEM 模型的 *F* 检测统计量（55.74）和比较 POLS 与 REM 模型的 *LM* 检测统计量（1441.74）都远远大于其对应的临界值，表明我们应该拒绝传统的 POLS 回归模型作为本文中的面板数据分析模型，而选择 FEM 或 REM 模型。同时，用于比较固定效应模型(FEM)和随机效用模型(REM)的 Hausman 检验统计量(15.96)在 5%水平下统计显著，意味着我们应拒绝个体效用和时间效应与自变量不相关

这一零假设，表明带有个体效用和时间效应的固定模型-FEM 模型-是个更好的选择。

尽管根据计量检验得出固定效应模型比随机效应模型更适合本文的面板分析，但 FEM 模型分析得出的结果跟 REM 模型在本质上相似。FEM 模型的分析结果表明 GDP 的各次项以及第二产业构成变量 SECT 能够有力的解释我国各省碳排放强度的变化-固定效应模型中的 R^2 等于 0.90。当然模型中的固定效应对模型的拟合也有一定贡献度。GDP 的一次项、二次项和三次项在 5%的水平下均统计显著。这个结果意味着碳排放强度跟 GDP 之间存在既不是线性也不是 U 型的非线性关系，而是一种 N 型关系（〰型），并且我们发现 GDP 的三次项系数为负，

表2　模型设定、比较及估计结果 (因变量：碳排放强度)

	混合最小二乘法模型 (POLS)	固定效应模型 (FEM)	随机效应模型 (REM)	可行的广义最小二乘法模型 (FGLS)
常数项	39.017	153.118**	134.914**	97.043**
	(0.64)	(5.31)	(4.77)	(4.83)
GDP	-6.701	-45.110**	-39.960**	-27.620**
	(0.34)	(4.80)	(4.31)	(4.00)
GDP^2	0.359	4.761**	4.238**	2.885**
	(0.16)	(4.65)	(4.19)	(3.66)
GDP^3	-0.003	-0.172**	-0.152**	-0.102**
	(0.03)	(4.62)	(4.15)	(3.42)
SECT2	0.051**	0.013*	0.015**	0.0129**
	(8.76)	(1.84)	(2.41)	(6.00)
R^2	0.34	0.90	(NA)	(NA)
F 检验统计量 = 55.74 [1.42]				
LM 检验统计量 =1441.74 [5.99]				
Hausman 检验统计量 = 15.96 [9.49]				
LR 异相关检验统计量 = 479.40 [41.34]				
Wooldridge 自相关检验统计量 = 96.21 [4.20]				

注：(i)**(*)表示在5%（10%）水平上显著；（ii)圆括号内值为t值；NA代表不适用；(iii)方括号内值为对应的临界值。

比较表 2 中第二栏的 FEM 模型和第三栏的 REM 模型，我们可以看出，暗示了这么一个现象：随着 GDP 的不断提高，环境质量最终将得以改善。SECT 的系数在 10%水平下统计显著且系数为正，这个结果符合我们的预期，它表明在保持人均 GDP 不变的情况下，第二产业的比重越高带来的 CO2 排放强度越高。

（二）FGLS 回归分析结果

如果不进行进一步的模型设定检验如省际间的异方差检验和省际内自相关检验，我们有可能被表2中FEM模型给出的FEM估计结果所误导。似然比检验（LR test）统计量（479.40）和Wooldridge检验统计量（96.21）表明本文的面板样本存在异方差和自相关问题。如果省际内AR(1)误差结构且省际间异方差存在的话，Hausman检验零假设或备择假设下FEM系数估计值（β_{FEM}）或REM系数估计值（β_{REM}）都不是最优的，并且式（5）中根据标准公式算出的协方差V_1和V_2都是无效的(Baltagi, 2005, p.68)。因此，我们给出一种比POLS和FEM更有效的分析方法- 可行的广义最小二乘法(Feasible Generalized Least Squares, FGLS)。FGLS能够修正省际间的异方差检验和省际内（间）的自相关问题。

考虑式（1）中的误差项μ_{it},它的方差协方差矩阵（V）由两部份-省际内（间）的相关和省际间异方差-结合而成，具体的讲，为如下形式：

$$E(uu') = V = \begin{bmatrix} \sigma_{11}P_{11} & \sigma_{12}P_{12} & \dots & \sigma_{1N}P_{1N} \\ \sigma_{21}P_{21} & \sigma_{22}P_{22} & \dots & \sigma_{2N}P_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{N1}P_{N1} & \sigma_{N2}P_{N2} & \dots & \sigma_{NN}P_{NN} \end{bmatrix}, \quad 其中 P_{ij} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_j & \rho_j^2 & \dots & \rho_j^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \rho_j & \dots & \rho_j^{T-2} \\ \rho_i^2 & \rho_i & 1 & \dots & \rho_j^{T-3} \\ .. & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \qquad (7)$$

这个FGLS模型其实是现代教科书中常见的Parks-Kmenta模型(Parks , 1967; Kmenta, 1986)。

用于比较Parks-Kmenta形式的FGLS模型和FEM模型的Hausman检测结果（表2没有给出此检测结果）确实表明在这篇实证分析文章中FGLS模型优于FEM模型。当然，从表2可以看出,FGLS的回归结果同FEM模型的结果是相一致的。具体而言，GDP的一次项、二次项、三次项系数和SECT的系数均通过了显著性水平为5%的显著性检验。但可以看出FGLS模型得出的系数估计值（绝对值）要小于FEM估计值。根据表2的FGLS估计结果，我们写出碳排放强度和GDP、产业结构之间的关系如下：

$$\underset{}{CO2PGDP} = \underset{(4.83)}{97.04} - \underset{(4.00)}{27.62}GDP + \underset{(3.66)}{2.89}GDP^2 - \underset{(3.42)}{0.102}GDP^3 + \underset{(6.00)}{0.012}SECT \qquad (8)$$

（三）经济发展水平与碳排放强度

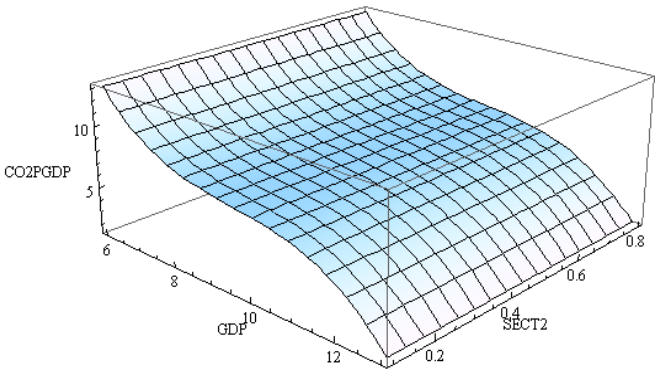
式（8）的GDP三项系数统计上都显著，表明GDP跟CO2排放强度之间呈现出非线性关系（〜型）。具体的讲，碳排放强度随着GDP的提高先有一个以递减的速

度下降再过渡到以递增的速度急剧下降的趋势(见图5)。在GDP系数等于9.44的时候（对应的人均GDP为12637.76元人民币），碳排放强度降得最慢，之后碳排放强度再次呈现快速下降趋势。[4]

在本文的样本内，2007 年我国各省 GDP 系数取值范围为[8.62, 10.88],第二产业结构位于[0.37， 0.48]之间，由此表明，有的省份在经济发展的同时 CO2 排放强度处于缓慢下降的过程之中，而有的省份在经济发展时正处于 CO2 排放强度快速下降阶段。

利用式（8），我们对中国在2020年不同经济发展水平下的碳排放作情景分析。首先利用统计年鉴中的1978-2007第二产业GDP构成的时间序列数据作第二产业GDP构成对时间的线性回归分析，然后依此预测2020年第二产业GDP构成为47.55%。然后，我们假定人均实际GDP从2007年（本文样本所能到的年份）起分别以8.5%、9%、9.5%、10%、10.5%、11%的增速增长。最后，我们再根据不同的增长率计算所得的2020年的人均实际GDP和前述的第二产业构成（47.55%）代入公式（7），得表3结果。

图5　碳排放强度随GDP变化趋势图



从表3的结果可以看出，在2020年如果第二产业构成保持47.55%的比重不变，即使GDP每年增长率超过10%，碳排放强度下降的空间十分有限，同2005年相比2020年碳排放强度下降还不到10%，离温家宝总理在国务院常务会议上提出的到2020年我国单位国内生产总值二氧化碳排放比2005年下降40%-45%这一目标还有很大的一段差距，由此表明如果产业结构不改变并仍然以现有的产业比重发展经

[4] 根据公式（8），我们用碳排放密度 CO2PGDP 对人均 GDP 取偏导数得到，$\partial CO2PGDP/\partial GDP = -0.306GDP^2 + 5.78GDP - 27.62 = -0.306(GDP-9.44)^2 - 0.326$，因此当 GDP=9.44 时，曲线斜率达到最小值（等于-0.326）。

济的话，经济的发展（GDP的上升）并不能带来碳排放强度的大幅下降，我国要实现2020年的碳减排目标会很渺茫。

从另外一个角度上讲，如果我们在2020年要实现温总理提出的目标，即碳排放强度比2005年下降40%，根据公式（8）以及不同的第二产业构成（这里我们假设取值范围为[0.30, 0.50]），我们计算出人均实际GDP年均增长速度等于18.7%。[5]这个值远远超过了我们目前的GDP增长现状，由此可见我国要实现2020年的碳减排目标难度很大。

（四）产业结构与碳排放强度

从产业结构与碳排放强度这个方面讲，式（8）表明在人均GDP保持不变的情况下，第二产业构成越高或者说对第二产业依赖度越高，碳排放强度越高。这正印证了前面所述的一个事实：在两省GDP相当的情况下，第二产业比重大的省份其碳排放强度大。例如，山西和湖北在2007年的人均GDP相当，但由于山西的第二产业比重大于湖北，它的碳排放强度要大于湖北。这从另外一个角度给我们传递了这样一个信号：如果我们减少对第二产业的过分依赖，大力发展第三产业，我们不仅能够达到同等的GDP水平，而且达到了碳排放下降、环境改善的目的。

表3　2020年不同经济发展水平下碳排放强度情景（假定2020年第二产业构成为47.55%）

GDP 增长率	8.50%	9.00%	9.50%	10.00%	10.50%	11.00%
碳排放强度下降	-9.40%	-9.45%	-9.50%	-9.55%	-9.59%	-9.64%

（六）产业结构、人均二氧化碳排放密度及其峰值

为研究产业结构与二氧化碳排放密度强度之间的关系及找出碳排放强度的峰值，我们事实上可以通过二氧化碳排放强度回归方程推导出，我们首先重新写出二氧化碳排放强度回归方程式（8）如下，

$$CO2PGDP = 97.04 - 27.62GDP + 2.89GDP^2 - 0.102GDP^3 + 0.012SECT$$
$$(4.83) \quad (4.00) \quad (3.66) \quad (3.42) \quad (6.00) \qquad (8')$$

因为式（8’）左边因变量为人均二氧化碳排放除以人均 GDP 的对数，右边自变量 GDP 为省总产值的对数，所以在回归方程的两边同时加上 GDP,（8’）就转化

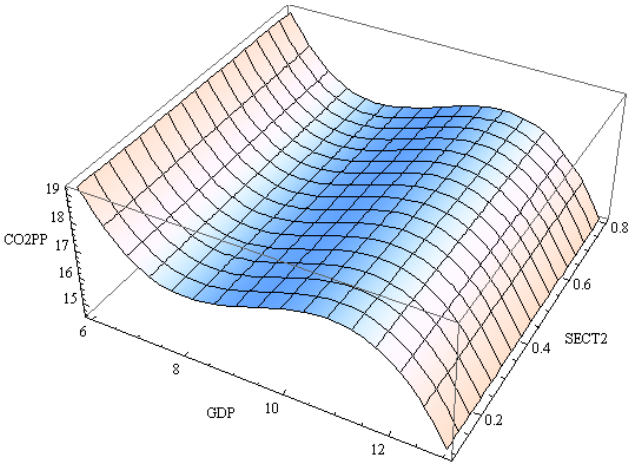
[5] 2007 年我国的第二产业构成为 48.6%，到 2020 年短短的 13 年内，我们对第二产业构成的变化定的这个可能的取值范围应该是合理的。

成了二氧化碳排放强度的回归方程，[6]

$$CO2PP = 97.05 - 26.62GDP + 2.89GDP^2 - 0.102GDP^3 + 0.013SECT$$
$$(4.83) \quad (4.00) \quad (3.66) \quad (3.42) \quad (6.00) \qquad (9)$$

式（9）表明GDP跟CO2排放密度之间呈现出”N”型关系（〜型）。具体的讲，碳排放密度随着GDP的提高有一个先下降再上升然后再下降的趋势(图6)。在GDP等于7.98时（对应的人均实际GDP为2921.93元，1995=100），碳排放密度降到最低，然后出现反弹直到GDP等于10.94（对应的人均GDP为56387.34元，1995=100）。之后碳排放密度再次呈现下降趋势。本文研究的时间跨度为1995-2007，在2007年，我国各省的GDP系数取值范围为 [8.62, 10.88]，由此表明，在工业结构保持

图6　人均碳排放随GDP变化趋势图



不变的情况下，有的省份随着经济的发展CO2排放密度在上升，而有的省份在经济发展的同时正处于CO2排放密度下降阶段。

从整体来看，在1995-2007年期间，我国的GDP系数取值范围在[8.60，9.82]，也就是说总体而言，我国的人均碳排放还没有达到峰值。2007年我国的GDP=9.82，对应的人均实际GDP（1995=100）为18553.06元，如果我们假设人均实际GDP的增长率为8.5-9%的话，我们发现人均碳排放达到峰值的时间就在2018-2021年！这个预期要比科技部的预期结果提前了10年[7]。

综合碳强度和碳密度的分析，我们可以预期的总结果是，我国人均二氧化碳排放的峰值年份在2018-2021年，但是在2020年要实现单位GDP二氧化碳排放比2005年下降40%-45%的目标相当困难。

---

[6] 从数学分析的角度上讲，经过转换后，除了 GDP 的系数在原有的基础上加上 1 的话，其它的系数都应该不变。在计量分析上，我们看也可以证实了这一点，我们可以看出常数项和 SECT 的系数稍有不同，但我们看出他们的区别及其微小，且对应的 t 值都应该一样。

[7] 科技部部长万钢首次公布中国碳排放峰值年份(http://news.qq.com/a/20091209/000239.htm).

六、结论与政策涵义

利用我国29个省市自治区1995-2007年间的面板数据，本文分析二氧化碳排放强度、密度同经济发展水平、以及产业结构之间的关系。通过多项计量检验，比较了不同计量模型之后，我们选取了能够修正面板异相关和自相关的可行的广义最小二乘法（FGLS）模型。研究发现：1）*碳排放强度*（单位GDP二氧化碳排放）同人均GDP之间存在“N”型关系，碳排放强度随着GDP的提高先有一个以递减的速度下降再过渡到以递增的速度急剧下降的趋势；2）*碳排放密度*（人均二氧化碳排放）同GDP间同样存在“N”型关系,即碳排放密度随着GDP的提高有一个先下降再上升然后再下降的趋势；3）第二产业比重同碳排放强度（或密度）之间存在正相关关系，即第二产业比重越高，二氧化碳排放强度（或密度）就越高；4）对经济发展与碳排放强度（或密度）之间关系进行的情景分析表明，我国人均二氧化碳排放（*碳排放密度*）目前还处于上升的阶段，达到峰值年份在2018-2021年。 但我们的研究发现单位GDP二氧化碳排放（*碳排放强度*）一直处于下降阶段，然而即便如此，如果产业结构不改变且没有实施另外的政策，经济增长速度本身难以引致碳排放强度的大幅下降，2020年我国要实现二氧化碳排放强度下降40-45%的目标难以实现。

本文的实证分析表明似乎存在一种明显的“自发机制”（automatism）使得碳排放随着 GDP 水平的上升而呈下降趋势，然而该机制发挥的影响力不足以使碳排放降低到我们预期的水平。因此，要履行 2020 年的人均 GDP 二氧化碳减少 45%的承诺，我国需要出台一个新的政策框架来引发经济发展的结构性突变(structural break)，从而改变碳排放与 GDP 之间的关系，进而实现我们的减排承诺。那么政策制定者应该出台一系列政策，应该出台大力调整和优化产业结构的政策，其中包括大力开发和利用绿色能源与清洁能源以减少二氧化碳的排放量，以及减少对第二产业的过分依赖，大力发展第三产业，减少整个社会的能源消耗。当然，在制定新政策的同时，我们应该清醒的认识到，我国以煤为主的能源结构在短期内难以改变，在保持经济持续发展的前提下要实现大幅度二氧化碳减排是件艰巨的任务，需付出巨大努力。

参考文献

张红霞和郑新业（2010),《什么因素决定了碳排放强度的下降？》,中国人民大学环境与发展研究中心工作论文，No. 2010002.

Baltagi, B. H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd edition. NY: John Wiley & Sons.

Birgit Friedl and Michael Getzner (2003), "Determinants of CO2 Emissions in a Small Open Economy," *Ecological Economics*, vol. 45, no. 1, pp. 133-148.

Daniel Millimet, John List, and Thanasis Stengos (2003), "The Environmental Kuznets Curve: Real Progress or Misspecified Models?" *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 4, pp. 1038-1047.

David Drukker (2003), "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-data Models," *Stata Journal*, vol. 3, no. 2, pp. 168-177.

David Stern, Michael Common, Edward Barbier (1996), "Economic Growth and Environmental Degradation: the Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development," *World Development*, vo. 24, no. 7, pp. 1151-1160.

Gene Grossmanand and Alan Krueger (1994), "Economic Growth and the Environment," *NBER Working Paper* 4634, National Bureau of Economic Research Inc.

Grossman Gene and Alan Krueger (1995), "Economic Growth and the Environment," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 2, pp. 353-377.

Jie He and Patrick Richard (2010), "Environmental Kuznets curve for CO2 in Canada," *Ecological Economics*, forthcoming.

Kenneth Arrow et al. (1995), "Economic Growth, Carrying Capacity, and the Environment," *Ecological Economics*, vol. 15, no. 2, pp. 91-95.

Jan Kmenta (1986), *Elements of Econometrics*, New York: Macmillan.

Jeffrey Wooldridge (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MA: The MIT press.

Marzio Galeotti and Alessandro Lanza (2005), "Desperately Seeking Environmental Kuznets," *Environmental Modelling & Software*, vol. 20, no. 11, pp. 1379-1388;

Ming Zhang, Hailin Mu, Yadong Ning and Yongchen Song (2009), "Decomposition of Energy-related CO2 Emission over 1991-2006 in China," *Ecological Economics*, vol. 68, no. 7, pp. 2122-2128.

Nemat Shafik and Sushenjit Bandyopadhyay (1992), "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-country Evidence," *Policy Research Working Paper Series* 904, World Bank.

Richard Parks (1967), "Efficient Estimation of a System of Regression Equations when Disturbances are Both Serially and Contemporaneously Correlated," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 62, no. 318, pp. 500-509.

Scott Baierand Jeffrey Bergstrand (2007), "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?" *Journal of International Economics*, vol. 71, no. 1, pp. 72-95.

Subhes Bhattacharyya and Arjaree Ussanarassamee (2004), "Decomposition of Energy and CO2 Intensities of Thai Industry between 1981 and 2000," E*nergy Economics*, vol. 26, no. 5, pp. 765-781.

Theodore Panayotou (2000), "Economic Growth and the Environment," *CID Working Paper* 56, Cambridge, MA:

Center for International Development at Harvard University.

Thomas Selden and Daqing Song (1994), "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?" *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 27, no. 2, pp. 147-162.

Timmons Roberts and Peter Grimes (1997), "Carbon Intensity and Economic Development 1962-1991: A Brief Exploration of the Environmental Kuznets Curve," *World Development*, vol. 25, no. 2, pp.191-198.

Trevor Breusch and Adrian Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics," *The Review of Economic Studies*, vol. 47, no. 1, pp. 239-253.

Ying Fan, Lan-Cui Liu, Gang Wang, Hsien-Tang Tsai, and Yi-Ming Wei (2007), "Changes in Carbon Intensity in China: Empirical Findings from 1980-2003," *Ecological Economics*, vol. 62, nos. 3-4, pp. 683-691.

Youguo Zhang (2009), "Structural Decomposition Analysis of Sources of Decarbonizing Economic Development in China; 1992-2006," *Ecological Economics*, vol. 68, no. 8-9, pp. 2399-2405.

William Greene (2003), *Econometric Analysis*, NJ: Prentice Hall.

William Harbaugh and Levinson Arik (2002), "Reexamining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve," *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, no. 3, pp. 541-551.

William Moomaw and Gregory Unruh (2001), "Are Environmental Kuznets Curves Misleading Us? The Case of CO2 Emissions," *Environment and Development Economics*, vol. 2, no. 4, pp. 451-463.

附录：

中国宏观经济分析与预测（2010 年中期）

一、宏观经济指标预测

在经历 2002-2007 年间波谷—波谷经济周期后，中国经济景气的内在收缩倾向与美国次贷危机的外部紧缩效应叠加而在 2008 年转折下行，并且在进入周期收缩阶段的当年度内完成从繁荣到萧条的周期形态转换。2009 年，中国积极财政政策和适度宽松货币政策有效逆转悲观经济预期，促进实际 GDP 增长速度逐季加速，然而总体经济景气处于通货紧缩的萧条状态。

2010 年，中国经济继续实行积极的财政政策和适度宽松的货币政策，保持扩张性需求管理政策的连续性和稳定性，同时启发国内需求与国外需求、投资需求与消费需求以及民间投资需求与政府投资需求对经济增长的平衡拉动作用，促进总体经济景气的持续稳定复苏。依据中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型，分年度预测 2010 年与 2011 年中国宏观经济指标预测，如表 1 所示。中国经济景气将从 2010 年起进入周期扩张阶段，而波谷年度 2009 年构成本次经济周期的历史起点。

表1　2009年与2010年中国宏观经济指标预测

预测指标	2010年	2011年
1、国内生产总值（GDP）增长率（%）	9.43	9.12
其中：第一产业增加值	5.0	4.8
第二产业增加值	10.1	9.7
第三产业增加值	9.8	9.5
2、全社会固定资产投资总额（亿元）	275440	331350
社会消费品零售总额（亿元）	147780	172610
3、出口（亿美元）	14900	17730
进口（亿美元）	13050	15790

预测指标	2010年	2011年
4、狭义货币供应（M1）增长率（%）	20.2	18.4
广义货币供应（M2）增长率（%）	18.7	17.5
5、居民消费价格指数（CPI）上涨率（%）	2.8	2.6
GDP平减指数上涨率（%）	4.1	3.7

二、经济周期相位与经济复苏过程

在二元结构条件下中国总量生产函数 $Y = A(t) \cdot K$，从而中国经济增长具有类似 AK 模型的投资驱动内生增长性质，其潜在国民收入增长过程 $Y_t = \prod^{k}_{i=1} \{(Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^{i})^{w(i)}\}$ 容纳实际国民收入的滞后效应，并且具有自然增长速度 δ。选取时滞阶数 $k = 5$，分别在几何级数 $w(i) = q^{i}$ 与余弦函数 $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$ 的分布概率代表性情形下，使用 OLS 方法在 1983-2009 年间拟合中国实际 GDP 指数的对数线性自回归方程 $\ln Y_t = \sum^{k}_{i=1} \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$，如表 2 所示。

表2　中国国民收入自回归方程

$\ln Y_t = \sum^{5}_{i=1} \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$		
w(i)	q^{i}	$\cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$
δ	0.100938 (26.67114)	0.100625 (29.58941)
R^2	0.998020	0.997054
SE	0.033204	0.040401

中国潜在国民收入自然增长率在几何级数权数情形下 $\delta = 10.0938\%$，在余弦函数权数情形下 $\delta = 10.0625\%$。由于几何级数的分布概率比余弦函数的分布概率更加向近时期倾斜，几何级数情形超过余弦函数情形的国民收入自然增长率指示中国经济加速增长的历史趋势；由于动态预测方法保持 1978-1982 年间的历史惯性而忽略 1983-2009 年间的实际形势，动态预测情形的经济周期相位滞后于静态预测情形的经济周期相位。

同时静态预测 1983-2010 年中国实际 GDP 指数与动态预测 1983-2011 年中国实际 GDP 指数，分情形建立中国潜在国民收入时间序列。依据 1983-2009 年间实际 GDP 指数与 2009-2010 年间预测 GDP 增长速度，计算 1983-2011 年间中国国民

收入绝对缺口与相对缺口，如图 2 所示。2007 年中国国民收入相对缺口未指示严重经济过热，2008 年中国国民收入相对缺口未过度偏离零基准线。主要是中国经济景气从 2007 年波峰的急剧下滑以及在 2008 年从繁荣到萧条的周期状态迅速转换，导致过度 2009 年过度悲观的经济景气预期。2010-2011 年间中国国民收入的实际增长速度难以超越其潜在增长速度，从而总体经济景气无法完成萧条到繁荣状态的周期形态转换。

图1（a） 中国国民收入绝对缺口与相对缺口：静态预测

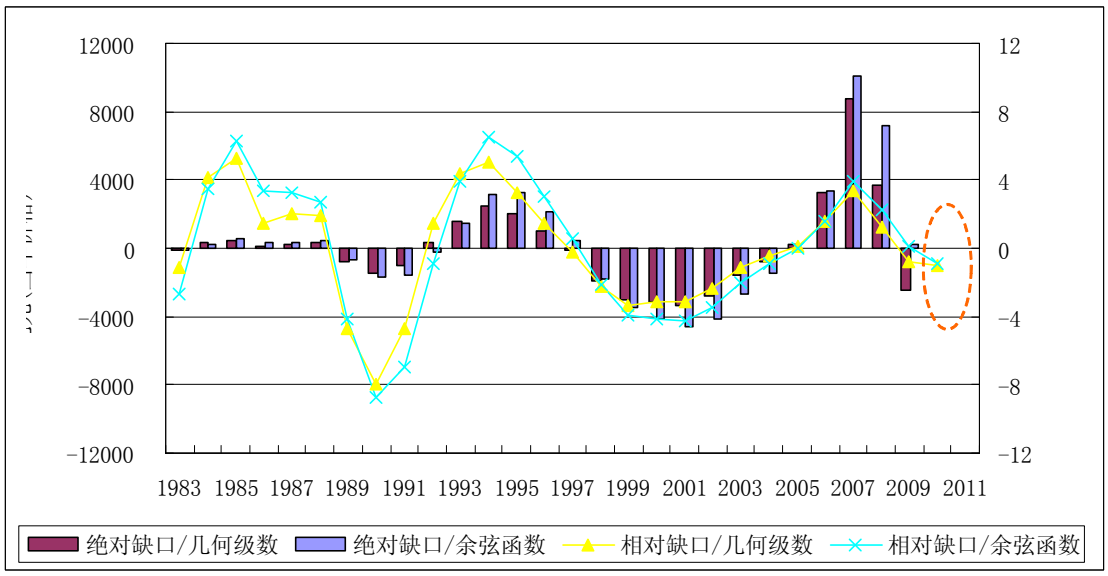
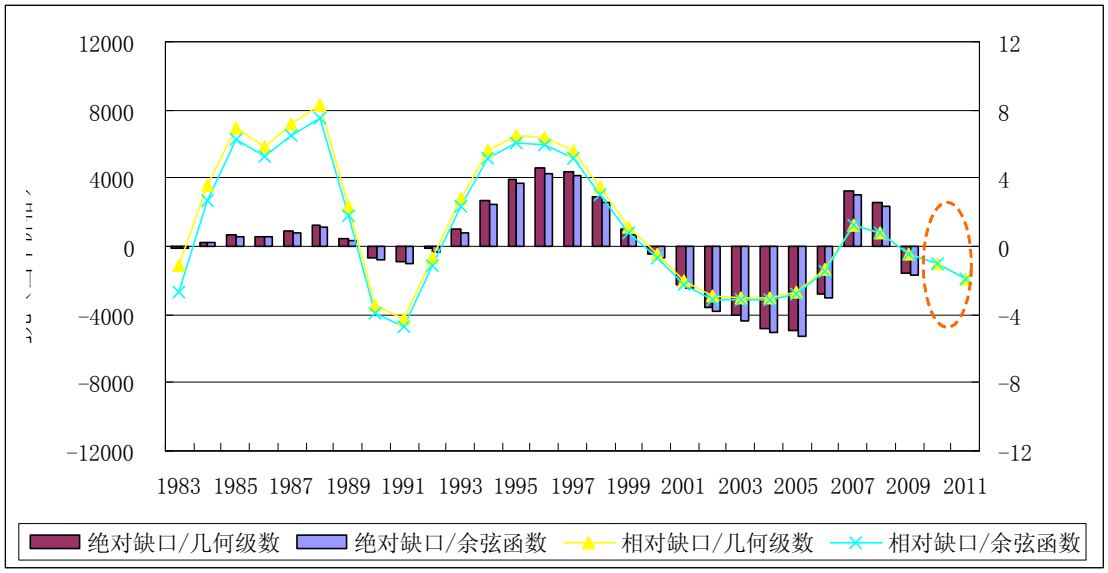


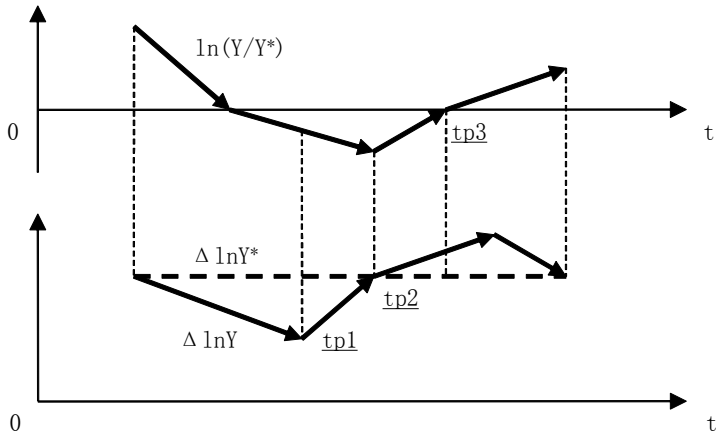
图1（b） 中国国民收入绝对缺口与相对缺口：动态预测



中国经济复苏过程顺序通过：（1）第一转折点 tp1，d(Δ lnY)/dt = 0，从此经济增长速度停止下降而开始回升；（2）第二转折点 tp2，d(ln(Y/Y*))/dt = 0，从此通货紧缩缺口停止扩大而开始缩小；（3）第三转折点 tp3，ln(Y/Y*) = 0，

从此通货紧缩缺口消失而进入经济繁荣状态，如图 2 所示。从中国实际 GDP 累计季度增长速度指标考量，2009 年一季度为实际增长速度波谷，构成中国经济景气的第一转折点；2009 年三季度实际增长速度低于其历史平均值和自然增长率，而 2009 年四季度实际增长速度高于其历史平均值和自然增长率，2009 年四季度构成中国经济景气的第二转折点。在 2009 年四季度附近，相对国民收入缺口最大而生产能力利用程度最为不足，容易产生无就业的经济复苏悖论现象。随着实际经济增长速度在 2010 年一季度冲高后回落，相对国民收入缺口在 2010 年一季度短暂收缩后进一步扩大。由于 2010-2011 年间中国经济实际增长速度低于其潜在增长速度，中国经济景气的第三转折点必然推迟至 2011 年后形成。

图2　中国经济复苏过程



三、国民收入储蓄倾向

假设人口生命周期包括生产性的年轻阶段与纯消费的老年阶段，总人口 $N_t = N^Y_t + N^0_t$，并且 $N^0_t = N^Y_{t-1}$。假设年轻人口综合增长率为 Δ，$N^Y_t = N^Y_{t-1} \cdot (1 + \Delta)$。假设年轻人口生产国民收入 y_t 而国民收入 y_t 按自然速度 δ 增长，$y_t = y_{t-1} \cdot (1 + \delta)$，t 年总国民收入 $Y_t = N^Y_t \cdot y_t$。

在时间偏好系数 θ 与实际利率水平 r 的参数条件下，年轻人口采取 CRRA 型消费效用函数 $U(c) = c^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ 进行跨期决策，其最优消费满足凯恩斯-拉姆齐规则 $(c_t/c_{t+1})^{\gamma} = (1+\theta)/(1+r)$。

$$\max \{c_t^{1-\gamma}/(1-\gamma) + c_{t+1}^{1-\gamma}/((1-\gamma) \cdot (1+\theta))\}$$

$$\text{s.t. } y_t = c_t + c_{t+1}/(1+r)。$$

在 $\gamma = 1$ 而 $U(c) = \ln c$ 的简化情形下，$c_t = ((1 + \theta)/(2 + \theta)) \cdot y_t = (1 - 1/(2 + \theta)) \cdot y_t$，从而人口在年轻阶段的国民收入储蓄取向 $s = 1/(2 + \theta)$。因此，t 时期国民收入总储蓄 $S_t = N^Y_t \cdot (s \cdot y_t) - N^O_{t-1} \cdot (s \cdot y_{t-1}) \cdot (1 + r) = N^Y_t \cdot (s \cdot y_t) \cdot (1 - (1 + r)/((1 + \Delta) \cdot (1 + \delta)))$，从而国民收入总储蓄倾向 $S/Y = s \cdot (1 - (1 + r)/((1 + \Delta) \cdot (1 + \delta)))$。这样，近似地存在 $S/Y = s \cdot (\Delta + \delta - r)$。

中国国民收入的高储蓄倾向是能够依据年轻人口和高成长经济的生命周期模型充分解释的。传统节俭观念以及源于未来收入不确定性的预防型储蓄动机，通过时间偏好系数 θ 途径提高个体储蓄倾向。同时，年轻人口、高国民收入增长速度与低实际利率水平，提高人口综合增长率 Δ 和扩大经济增长率与实际利率差距 $(\delta - r)$，从而提高总体储蓄取向 $s \cdot (\Delta + \delta - r)$。

随着传统文化影响的减弱以及社会保障体系的完善，个体储蓄倾向 s 下降，而总人口中老年人口比率为 $1/(2 + \Delta)$，人口综合增长率 Δ 随人口老龄化而下降，将共同导致中国国民收入的总体储蓄倾向下降。然而，在可预见的未来时期，中国国民收入的总体储蓄倾向仅有限下降，将继续维持在较高水平上。一方面，中国人口继续保持年轻型结构，人口老龄化过程难以将劳动人口负担系数提高至临界值 1 以上，从而 $\Delta > 0$。另一方面，大规模的农村剩余劳动力转移、人力资本积累与物力资本积累以及快速的体现型技术进步与模仿型技术进步，将继续促进中国经济高速增长。特别是与生命周期经典模型不同，由于全球储蓄过剩（global saving glut）原因，中国国内利率被国际利率长期锁定在较低水平上，偏离以自然增长率代表的净资本边际生产率，从而 $(\delta - r) > 0$，将继续（部分）冲销 Δ 下降的负面作用。

中国经济向发达国家趋同的发展中国家性质，不同于黄金律理论加以比较和选择最优国民收入储蓄率的经济增长稳态，不存在过度储蓄和过度投资的动态无效性问题。面临高储蓄倾向的国民收入分配结构，中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义路线，建立以增加国内投资需求为轴心的需求管理政策体系，实现高储蓄向高投资的有效转化。中国经济发展的高储蓄-高投资-高增长模式，蕴涵国民收入高储蓄倾向与国民收入高增长速度间的正向反馈机制。