

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0023

企业寻租、官员腐败与市场分割

胡军 郭峰

2013年10月9日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

企业寻租、官员腐败与市场分割^①

胡军 郭峰

摘要：地区市场分割是我国经济运行的一大顽疾。与现有文献不同，本文从一个全新的视角——企业寻租和官员腐败来理解地区市场分割，本地企业向地方政府官员行贿以寻求保护，地方政府官员接受本地企业的贿赂，进而设置市场壁垒，以缓解本地企业与外地企业之间的竞争。本文构建了一个简易动态博弈模型将上述思想模型化，理论分析发现，寻租活动越猖獗，腐败程度越高，该地区的市场分割就越严重。进一步地，本文运用中国 28 个省 1988-2010 年的面板数据，采用静态面板和动态面板模型进行实证检验，实证结果证实了上述理论假说。这意味着在推进区域市场整合的过程中必须同时加强反腐倡廉建设。

关键词：寻租、腐败、地方保护主义、市场分割

^①胡军（通讯作者），上海新金融研究院青年研究员、上海财经大学经济学院博士研究生。通讯地址：上海市武川路 111 号经济学院楼 408 室，邮政编码：200433。电子邮箱：carpediem_hujun@aliyun.com。郭峰，上海新金融研究院研究员、复旦大学经济学院博士研究生。通讯地址：上海市黄浦区北京东路 280 号 701 室，邮政编码：200002。电子邮箱：guofengsf@163.com。

作者感谢国家自然科学基金项目（项目编号：71371116，11271242）、上海财经大学研究生科研创新基金（项目编号：CXJJ-2011-405）的资助，以及上海新金融研究院的科研资助。本文初稿入选 2013 年第十三届中国青年经济学者论坛、2013 年第八届上海青年经济学者论坛和 2013 年中国青年经济学家联谊会。感谢上海财经大学经济学院田国强教授的建议以及统计与管理学院龙硕博士的科研帮助。本文发表于《经济管理》2013 年第 10 期，发表时有删节，感谢审稿人和编辑部的修改意见。文责自负。

一、引言

地区间存在严重的市场分割是我国经济发展过程中的一大顽疾。在过去的一二十年里，对外向型经济的依赖掩盖了国内市场分割问题的严重性，随着经济外部失衡日趋严重和海外市场的持续不景气，进出口增速持续下滑，拖累了经济增长，此时我们必须从中国经济体内部寻求经济增长的新引擎和新动力。区域一体化被认为是中国经济未来持续增长的重要支撑之一，政府也在积极推进区域城市群的建设。通过促进区域一体化，加强地区之间的分工合作，破除地方保护主义和市场分割，将有利于扩大国内市场规模，提高技术效率（赵永亮和刘德学，2008；毛其淋和盛斌2011），激发经济增长内生动力，这也将为“稳增长”政策提供实际支撑，从而促进经济结构平稳转型。因此寻找区域市场分割的内在原因，或阻碍区域一体化的力量，并提出有效的治理措施，对于“稳增长”、“调结构”、“促转型”，跨越“中等收入陷阱”，具有重要的现实意义。

作为经济转轨的产物，市场分割主要体现为地方政府为保护当地企业利益而割裂与其它地区经济联系的行为（赵奇伟和熊性美，2009）。关于地区市场分割带来的负面影响，大量学者进行了研究，主要包括以下方面：第一，影响经济效率。地区市场分割会造成省际之间资源配置以及产业结构不合理，导致效率损失（郑毓盛和李崇高，2003）。地区市场分割不利于不同地区企业之间的合作和交流，阻碍知识和技术的扩散和传播，也不利于各地区按比较优势实现分工，从而影响了经济和技术效率的提高（祝树金等，2010）。第二，影响宏观经济政策实施。区域间市场的整合程度关系到各地经济波动的同步性，进而影响到宏观经济政策（特别是货币政策）的有效性（桂琦寒等，2006）。第三，导致过度依赖外需。在国内市场分割条件下，企业会过度依赖出口，且集中在低端产品，影响经济结构的升级（张杰等，2010）。

虽然当前学术界在市场分割走向上存在争议，但现有文献一致认为我国市场分割问题依然严重（Young, 2000; Poncet, 2003, 2005; Park et al, 2003; Naughton, 2000; Bai et al., 2002; 李善同等, 2003; 林毅夫和刘培林, 2004; 桂琦寒等, 2006; 陆铭和陈钊, 2009）。众多学者聚焦于市场分割程度走势争论的同时，也不断深入探索国内市场分割的形成机制和影响因素，以期寻求消除市场分割、促进国内市场一体化的方法。概括而言，这些分析主要集中在三个角度，即财政激励角度、晋升激励角度和分工激励角度。

从经济上的财政激励角度出发进行论证的主要文献包括沈立人和戴园晨(1990)、Young (2000)、银温泉和才婉如(2001)以及林毅夫和刘培林(2004)等。这一视角的主要观点是：地方保护和区域市场分割将保护本地的市场、资源以及税基，可以为本地带来更多的财政收入，各个地方政府为此甚至不惜“以邻为壑”，从而形成了严重的市场分割。

从政治晋升激励角度出发进行阐释的观点认为：地方保护和市场分割是地方政府官员政治晋升激励的结果，在政治锦标赛下地方官员没有激励进行经济合作。周黎安(2004)利用一个地方官员晋升锦标赛模型分析表明，锦标赛竞争使得地方官员之间的合作空间非常狭小，而竞争空间非常巨大，从而加剧了市场分割。这一理论背后隐含的假设是市场分割有利于地区经济增长，而学者对这一观点存在争论。陆铭和陈钊(2009)发现在可以利用对外贸易的情况下，一定程度的市场分割对本地区的经济增长是有利的。然而，毛其淋和盛斌(2011a, 2011b)利用相同的指标，却发现市场一体化才会有利于促进本地区的经济增长和生产率增长。根据徐现祥等(2007)的模型分析，为了政治晋升最大化，地方官员选择市场分割还是市场整合是因条件而异的。

从地区间策略性分工角度阐释市场分割的文献（王小龙和李斌，2002；陆铭等，2004）注意到为了提高自己在未来分配分工收益谈判中的地位，落后地区有可能选择暂时不加入分工体系，市场分割是发达地区和落后地区在利益博弈中理性选择的结果。皮建才(2008)则进一步从发达地区的角度出发，分析了区域市场整合的成本和收益，研究指出，地区收入差距是阻碍市场整合的决定性

力量，正外部溢出效应是推进市场整合的决定性力量。正是基于地区收入差距可能阻碍市场整合的这一洞见，范子英和张军（2010）进一步从转移支付的角度进行了深入分析，研究显示转移支付能够显著地带来国内市场整合，这是因为转移支付使得落后地区分享到了发达地区经济增长的好处，从而改变了其分工策略。

回顾现有的研究文献可以发现，既有的研究更多是从地方政府或官员的角度来考虑问题，而忽略了市场分割所保护的本地企业。辖区内企业作为这种市场分割政策的获益者，必然有动力去游说地方政府将这种市场分割政策固化。实际上，在公平竞争机制缺失的转型经济中，腐败行为发挥着特殊的资源配置功能，能够给企业带来利益（孙刚等，2005）。黄玖立和李坤望（2013）研究证实代理腐败水平的招待费可以被企业用作不正当竞争的手段：招待费支出越多，企业获得的政府订单和国有企业订单也越多。具体到腐败与市场分割的关系上，一方面地方官员通过为当地企业提供保护获得不正当利益，另一方面企业作为理性个体可能会通过不正当手段，比如行贿，来游说地方政府官员设置保护壁垒，这正是本文研究的出发点。

本文在现有文献的基础上试图从企业寻租和官员腐败的角度来考察地方保护主义和市场分割的成因，我们认为正是企业寻租和官员腐败行为造成了严重的地区市场分割。市场分割可以为地区内的企业提供保护，那么辖区内的企业就有动力为寻求这种保护向地方政府官员输送利益。即辖区企业贿赂地方官员，诱使地方政府官员设置壁垒保护辖区企业免遭外来竞争。从地方政府官员的角度来讲，设置壁垒也将为地方政府官员带来极大的潜在好处，因此地方政府官员也有激励主动采用市场保护政策来设租。当然这也意味着，如果中央政府能够压制住腐败蔓延的势头，那么地区市场分割的现象也会得到缓解。

据我们所知，目前还没有从企业寻租和官员腐败角度来研究市场分割问题的文献，但是现有文献研究成果可以为此逻辑提供支撑。刘瑞明（2012）发现国有企业比重越高的地区市场分割程度也将越高。他认为，这是由于在经济转型的过程中，政府通过市场分割扮演了对国有企业进行隐性补贴的角色，国有企业比重越高，需要的隐形补贴越多，从而市场分割越严重。然而，市场分割带来的地方保护收益对象不仅仅只有国有企业，还包括私营企业等，因此私营企业也会积极游说地方政府设置市场分割壁垒，保护其在该地区的利益。

辖区企业游说、贿赂地方政府官员，让其设置市场分割壁垒，保护自身利益，这必然导致寻租猖獗，腐败蔓延。在此逻辑基础上，我们就不会对我国严峻的地区市场分割和猖獗的官员腐败现象并存而感到惊讶。本文试图将这一思想进一步深化，明确指出市场分割是辖区企业游说、贿赂地方政府官员以需求保护的直接结果。本文通过构建一个动态博弈模型来揭示其中具体的影响机制，从理论上得出地区官员腐败程度与市场分割之间的关系，并利用中国省级面板数据进行严格的计量检验，实证结果证实了以上的直观猜测。

本文的贡献不仅在于从一个全新的视角来研究造成地方保护主义和市场分割的原因，而且也丰富了对腐败后果的研究。关于腐败的后果，已有的研究已经很多：腐败会阻碍经济增长（Mauro, 1995; Mo, 2001; Mendez 和 Sepulveda, 2006; Swaleheen, 2011; 杨灿明和赵福军, 2004; 吴一平和芮萌, 2010; 刘勇政和冯海波, 2011）、拉大收入差距（Gupta 等, 2002; 陈刚和李树, 2010）、影响外商投资或私人投资的积极性（Wei, 1997; 陈屹立和邵同尧, 2012），甚至影响经济和政治制度的稳定性（Anderson 和 Tverdova, 2003），但是，关于腐败与市场分割之间的关系，尚属空白。同时，本文的研究也为现阶段通过反腐倡廉来促进区域市场一体化，提高经济增长潜力，从而推进经济结构转型，具有重要的现实政策指导意义。

本文接下来的部分结构安排如下：第二部分通过一个简易的理论模型来揭示企业寻租影响地方政府官员制定市场分割政策的具体机制，并得出官员腐败和市场分割之间关系这一可检验的命题；第三部分为计量模型的设定、指标的度量以及基本的统计分析，第四部分利用中国的省级面板数据进行实证检验；第五部分对实证结果进行稳健性分析，最后一部分为结语。

二、寻租对区域市场分割影响的理论模型

在这一部分，我们考察企业的寻租行为将如何影响地方政府的市场分割策略。遵循新古典经济学的理性经济人假设，本文假设地方政府和官员并不是仁慈的，而是理性的、追求私利的。地方政府官员的市场分割策略其实是地方政府设租的一种手段，以此来最大化自身的效用。而本地企业作为寻租的一方，希望通过向地方政府官员行贿来影响政府市场分割策略的制定，对外地企业的进入进行干预，使得本地企业获得超额收益。在这个过程中，政府官员获得了租金，也获得了税收收入，提升了自身的效用；而企业虽然付出了行贿成本，但占据了更大的市场份额，从而获得了更多的利润。

为了将上述思想模型化，我们假设存在这样一个经济体，该经济体中包含两个地区，我们称之为“本地”和“外地”，两个地区分别有自己的企业和地方政府。为了分析方便，我们将本地企业和外地企业的数量均标准化为 1。当地政府的职责就是制定地方保护政策，虽然现实生活中地方保护措施各式各样，但是有一点却是共通的，就是市场保护将提高外地企业产品成本，从而降低外地企业在本地市场的竞争力，使得本地企业在本地市场竞争中处于优势地位。由此，为简化模型却不失抓住问题核心，参照刘瑞明（2012），我们用地区间关税壁垒 t 来刻画这种市场保护行为， t 值越大，说明地方保护和市场分割越严重。

由于地方保护的目的是削弱外地企业在本地市场的竞争力，防止或阻碍外地企业进入本地市场，为此，我们假定外地和本地企业在一个共同的本地市场竞争。此时，我们只需要考虑三个经济主体——本地企业、外地企业和本地政府的行为决策。

本地企业作为行贿的主体，决定向本地政府行贿的比例，即将利润的多少比例“贡献”给本地政府官员；同时，本地企业作为产品生产的主体，在本地市场上与外地企业进行古诺竞争。外地企业仅进行古诺竞争决策。而本地政府官员通过选择设置区际关税壁垒以最大化自身的效用。三个经济主体决策的顺序如图 1 所示：

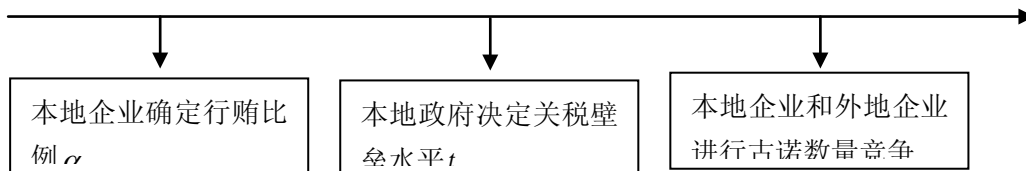


图 1：阶段博弈时序示意图

如图 1 所示，本地企业、外地企业和本地政府之间的动态博弈可以划分为三个阶段：

第一阶段：本地企业确定行贿比例 α ，即将企业利润的一部分贡献给本地政府；

第二阶段：本地政府在了解本地企业的行贿比例之后，决定区际关税壁垒 t ，以最大化自身的效用；

第三阶段：本地企业与外地企业进行古诺竞争，决定各自的最优产量。

我们使用逆向归纳法来求解此动态博弈均衡。假定本地市场产品的反需求函数为线性的： $p = D(Q) = a - q_h - q_f$ ， q_h 和 q_f 分别代表本地企业和外地企业的产量。生产成本函数为二次型的， $c_i(q_i) = F + \frac{1}{2}q_i^2, i = h, f$ 。我们不考虑进入问题，所以假定固定成本 $F = 0$ ，同时，为简化起见，我们假设本地和外地企业边际成本相同。。

(1) 首先求解第三阶段的子博弈均衡。

以 π_h^0 表示本地企业的利润函数， π_h 表示本地企业向本地政府行贿之后的净利润，那么本地企业的净利润可表示为：

$$\pi_h = (1-\alpha)\pi_h^0 = (1-\alpha)(pq_h - c_h) = (1-\alpha)[(a-q_h-q_f)q_h - 1/2q_h^2] \quad (1)$$

以 π_f 来表示外地企业被征收关税 t 后的利润函数，那么其可表示为：

$$\pi_f = (p-t)q_f - c_f = (a-q_h-q_f-t)q_f - 1/2q_f^2 \quad (2)$$

本地企业和外地企业选择最优的产量以最大化自身的利润，由一阶条件可知，

$$\frac{\partial \pi_h}{\partial q_h} = (1-\alpha)(a-3q_h-q_f) = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \pi_f}{\partial q_f} = a-q_h-3q_f-t = 0 \quad (4)$$

求解上述两个反应函数组成的方程组可得^①，

$$q_h = \frac{t+2a}{8} \quad (5)$$

$$q_f = \frac{2a-3t}{8} \quad (6)$$

由此容易得知， $\partial q_h / \partial t > 0, \partial q_f / \partial t < 0$ ，进而， $\partial \pi_h / \partial t > 0, \partial \pi_f / \partial t < 0$ ，这意味着贸易壁垒和市场分割对本地企业起到保护作用，而对外地企业具有抑制作用。我们可以得到如下命题：

命题 1：本地政府实施的市场分割措施具有对本地企业的保护作用和对外地企业的抑制作用。本地企业的产量和利润随着关税壁垒的增加而上升，外地企业的产量和利润随着关税壁垒的增加而下降。

(2) 接下来，我们求解第二阶段政府选择的最优关税壁垒。

地方政府是理性和自利的，地方政府的效用取决于本地企业的贿赂以及征收的关税收入。贿赂将给地方政府带来直接收益，而关税收入给地方政府带来间接收益，比如地方政府将关税收入用于投资以推动当地的经济增长，从而在当前以 GDP 为核心的官员晋升考核机制下获得更高的升迁机会（周黎安，2007）。一单位的贿赂收入和一单位的关税收入带给地方政府官员带来的效用应该是不同的，首先贿赂作为私下交易，可以完全为地方政府官员所占有，而关税收入作为正常的税收收入，它的使用受到了严格的监管。其次贿赂作为一种违法行为，如果被发现，将会受到惩罚，所以贿赂收入其实是一笔风险资产。为了简化分析，并刻画上述特征，我们将地方政府的效用函数表示为如下线性形式：

$$U = \lambda \alpha \pi_h^0 + tq_f \quad (7)$$

其中， $\alpha \pi_h^0$ 为地方政府获得的贿赂收入， tq_f 为关税收入。 λ 衡量贿赂和关税带给地方政府官员的边际效用之比。将 (1)、(5) 和 (6) 式代入 (7) 式可得，

$$U = \frac{3\lambda\alpha}{128}(t+2a)^2 + \frac{(2a-3t)t}{8} \quad (8)$$

对 (8) 求一阶条件可以得到最优的区际关税壁垒 t ，

$$t = \frac{6a\lambda\alpha + 16a}{48 - 3\lambda\alpha} \quad (9)$$

为了保证区际关税壁垒为正，需要满足 $\lambda\alpha < 16$ ，在此条件下进一步利用 t 对寻租比例 α 求导，计算可得：

$$\partial t / \partial \alpha > 0 \quad (10)$$

该式的含义是，最优关税壁垒 t 会随着企业行贿比例 α 的上升而提高。企业行贿比例越高，从另

^①我们不考虑 $\alpha = 1$ 的情形，在 $\alpha = 1$ 时方程将有无穷多个解。企业将全部利润都贡献给地方政府，这在现实中并不存在，这也是本文不考虑 $\alpha = 1$ 情形的原因。

一个角度来讲，意味着地方政府官员腐败的程度越高，因此，(10)式也就是说，如果地方官员腐败程度越高，那么该地区的市场分割也越严重。总结上述结论，我们可以得到下面的命题：

命题 2：地区的市场分割政策会受到企业利益集团的干预，地方官员腐败程度会影响到地区市场分割程度，当地区的腐败程度越高时，地区市场分割程度越高，反之，当地区的腐败程度越低时，地区市场分割程度越低。

(3) 求解第一阶段本地企业的最优行贿比例

我们将第二阶段得到的最优关税壁垒表达式 (9) 以及企业的最优产量表达式 (5) 和 (6) 代入本地企业的净利润函数 (1)，可得，

$$\pi_h = \frac{98a^2(1-\alpha)}{3(16-\lambda\alpha)^2} \quad (11)$$

由上式的一阶条件可以得出本地企业的最优行贿比例

$$\alpha = \frac{2\lambda - 16}{\lambda} \quad (12)$$

由于行贿比例 $\alpha \in [0,1]$ ，所以贿赂和关税给地方政府带来的边际效用之比 λ 需要满足 $\lambda \in [8,16]$ ，当满足此条件时，保证区际关税壁垒为正的条件的 $\lambda\alpha < 16$ 自然得到满足。由 (12) 式可知， $\partial\alpha/\partial\lambda > 0$ ，即贿赂和关税给地方政府带来的边际效用之比越高，地方企业向地方政府行贿比例也越高，从而地方政府设置的贸易壁垒也越高。影响 λ 的一个重要因素是反腐力度，当反腐力度加强时，政府受贿行为被查处的风险将加大，因此一单位贿赂收入带来的效用会相应降低，即 λ 下降；反之，当反腐力度减弱时，政府的受贿行为风险较低，一单位贿赂带来的效用会相应提高，即 λ 上升。由此，我们得到以下结论，

命题 3：反腐力度影响着地区市场分割程度。当反腐力度越强硬时，地方政府设置的地区关税壁垒越低，即越有利于区域市场整合；反之，当反腐力度越弱时，越不利于区域市场整合。

为了检验理论模型的核心结论——地方官员的腐败程度在一定程度上决定了市场分割程度，即腐败程度越高，地区市场分割越严重，我们将在下一部分利用中国的省级面板数据进行实证检验。

三、计量模型、指标度量与描述性分析

以下部分将基于除西藏、海南和重庆之外的中国内地 28 个省（直辖市、自治区，以下简称省）1988-2010 年的面板数据对本文的理论假说进行实证检验。

(一) 计量模型设定

为检验本文的核心理论假说，我们设立以市场分割程度为被解释变量，腐败程度为主要解释变量的回归模型。根据现有研究市场分割的文献，我们还控制了其它可能影响地区市场分割的因素。本文的基本模型如下：

$$SEGMENT_{it} = \beta_0 + \beta_1 CORRUPT_{it} + \beta_2 X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中 i 和 t 分别表示省份和年份， $SEGMENT_{it}$ 表示各省的市场分割程度， $CORRUPT_{it}$ 是核心解释变量，代表各省的腐败程度， X_{it} 是一组影响市场分割的控制变量， v_i 是无法观测的个体效应， ε_{it} 是扰动项，此为静态面板模型。

(二) 指标度量

1. 被解释变量：区域市场分割程度 ($SEGMENT$)

研究我国区域市场分割（或市场一体化）是近年来的热点，涌现了多种衡量区域市场分割的方法，例如“生产法”（Young, 2000）、“贸易法”（赵永亮和徐勇, 2007）、“工资方程法”（赵永亮

和才国伟, 2009; 赵永亮, 2011)、“货物运输量法”(刘生龙和胡鞍钢, 2011)和“价格指数法”(Parsley and Wei, 2001; 桂琦寒等, 2006; 陆铭和陈钊, 2009; 刘小勇, 2011)等等。上述各种衡量市场分割的方法各有优缺点, 但近几年理论和实证研究中更多是采用“价格指数法”, 因此, 在本文我们就使用“价格指数法”来构造市场分割指标。

根据“价格指数法”理论, 当要素流动存在障碍时, 若商品能够自由流动, 商品的价格会趋同; 而当商品流动存在障碍的时候, 只要要素能够自由流动, 商品的价格最终也将趋同。所以用价格信息构造指标衡量市场分割不失为判断市场分割程度的一种行之有效的方法。接下来按照以下步骤来测算市场分割指数:

(1). 计算相对价格绝对值 $|\square Q_{ijt}^k|$, 其中, $\square Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{i,t-1}^k/P_{j,t-1}^k)$ 。

(2). 采用去均值 (de-mean) 方法消除与特定商品种类联系的固定效应 a^k (fixed-effects) 带来的系统偏误。具体做法是: 设 $|\square Q_{ijt}^k|$ 是由 a^k 与 ε_{ijt}^k 两项组成, a^k 仅与商品种类 k 相关, ε_{ijt}^k 与两地特殊的市场环境相关。要消去 a^k 项, 应对特定年份 t , 给定商品种类 k 的 $|\square Q_{ijt}^k|$ 在 118^① 对相邻省际之间求平均值 $|\square Q_t^k|$, 再分别用这 118 个 $|\square Q_{ijt}^k|$ 减去均值。以去均值的方法得到 $|\square Q_{ijt}^k| - |\square Q_t^k| = (a^k - a^k) + (\varepsilon_{ijt}^k - \varepsilon_{ijt}^k)$, 令 $q_{ijt}^k = (\varepsilon_{ijt}^k - \varepsilon_{ijt}^k) = |\square Q_{ijt}^k| - |\square Q_t^k|$ 。

(3). 最终用以计算方差的相对价格变动部分是 q_{ijt}^k 。在这里 q_{ijt}^k 是仅与地区间市场分割因素和一些随机因素相关。计算每两个地区 9 类商品的相对价格波动 q_{ijt}^k ($k=1,2,\dots,9$) 的方差 $\text{Var}(q_{ijt}^k)$, 进而计算样本期间 118 对省市组合的相对价格方差, 并将 118 对省市组合的相对价格方差按照省市合并, 这样便得到各省市与其它省市的市场分割指数 $\text{Var}(q_{ij}) = (\sum_{i \neq j} \text{Var}(q_{ij}))/N$, 其中, n 表示地区, N 表示合并的省市组合数目。

(4). 为了保证实证模型回归系数不至于太小, 本文将所有的市场分割指数都乘以了 10000。

本文在测量地区市场分割度时所选择的商品种类遵循桂琦寒等 (2006) 的建议, 选择各地区 1988-2010 年各省零售商品价格分类指数中的九种商品零售价格指数, 具体为: 粮食、鲜菜、饮料烟酒、服装鞋帽、中西药品、书报杂志、文化体育用品、日用品以及燃料。需要说明的是, 由于不同年份商品种类划分发生了些许变化, 为了尽可能地获得更多的数据, 2003 年之后文化体育用品价格指数采用文化办公用品价格指数来代替, 部分饮料烟酒价格指数为烟酒茶价格指数。

在具体的指标测算方法上, 桂琦寒等 (2006) 采用相对价格法测度相邻省份市场分割指数, 并以此代表“以邻为壑”的分割政策观点; 刘小勇 (2011) 测度了各省份和其它全部省份之间的市场分割指数, 反映了地区间政治晋升锦标赛分割政策观点。本文将以桂琦寒等 (2006) 的测量方法构建区域市场分割指标做基准分析, 同时也采用刘小勇 (2011) 的方法构建市场分割指标以检验估计结果的稳健性。

2. 核心解释变量: 腐败程度 (CORRUPT)

现有文献中主要有三种具有代表性的衡量腐败水平的指标: 第一是使用该省人民检察院每年立案侦查贪污、受贿和渎职等案件立案数 (周黎安和陶婧, 2009); 第二是使用每万公职人员贪污、贿赂和渎职等案件立案数^② (陈刚和李树, 2010); 第三是使用每百万人口中的贪污、贿赂和渎职等案件立案数 (吴一平, 2008)。我们认为第一种衡量指标忽视了人口规模较大的地区总腐败案件数量可能也较多, 但是这并不一定表示该地区腐败程度也较高。相比而言, 第二和第三种指标更合理一些, 本文参考陈刚和李树 (2010) 的做法, 使用每万公职人员贪污、贿赂和渎职等案件立案数来衡量腐败程度, 并使用每百万人口贪污、贿赂和渎职等案件立案数来做稳健性分析。

3. 控制变量

参照现有研究区域市场分割的文献, 本文还控制了如下变量的影响: (1) 税收竞争程度

^① 本文基本回归分析中采用的是桂琦寒等 (2006) 年计算市场分割指数的方法, 即只考虑相邻的省市计算市场分割指数, 这样样本共有 118 对相邻省市; 若采用刘小勇 (2011) 的计算方法, 即考虑所有省市, 样本将有 378 对省市。

^② 张军 (2007) 使用此指标用来表示打击腐败的力度而不是腐败程度, 吴一平 (2008) 认为这个命题存在缺陷, 具体请参见他的论文。诸多学者使用这一指标来衡量地区腐败程度, 如吴一平、陈刚、万广华等。

(*COMPE*), 我们参考傅勇和张晏 (2007) 的做法, 通过构造各地区外资企业的相对实际税率来刻画地方政府竞争的努力程度。(2) 财政分权 (*FD*), 我们使用人均化的财政支出分权指标作为财政分权的度量, 即财政分权 = (地方政府本级人均预算财政支出) / (地方政府本级人均预算财政支出 + 中央政府本级人均预算财政支出)。(3) 非国有化程度 (*NONSOE*), 我们用非国有企业就业人数在城镇就业人数中的比值来表示非国有化程度, 根据刘瑞明 (2012) 的分析, 非国有化程度是影响市场分割程度的重要因素。(4) 政府规模 (*GOV*), 用地方政府一般预算支出占GDP的比重来衡量。(5) 贸易开放度 (*OPEN*), 本文采用进出口总值与GDP比值来度量贸易开放度。(6) 市场规模 (*MARKETSCALE*), 参考刘瑞明 (2012) 等人的作法, 我们用人口密度 (单位为人/平方公里) 和收入水平 (单位为万元) 两者的乘积项来度量本地市场规模, 即本地每平方公里土地上人口的购买力。(7) 外商直接投资 (*FDI*), 用外商直接投资总额与GDP的比值衡量。(8) 技术差距 (*TECHGAP*), 根据理论文献 (王小龙和李斌, 2002; 陆铭等, 2004; 皮建才, 2008; 范子英和张军, 2010) 的认识, 市场分割程度还可能依赖于地区间的发展差距, 在区域发展存在差异的条件下, 地区基于策略性分工的选择有可能阻碍市场走向一体化。本文采用本省人均GDP与周围各省人均GDP的均值的比重来衡量。

(三) 数据来源和描述性分析

本文腐败相关数据来自历年《中国检察年鉴》, 计算市场分割指数的原始价格数据来自历年《中国统计年鉴》, 计算税收竞争程度的原始数据来自历年《中国税收年鉴》, 其他数据均来自《新中国六十年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。我们最终选取了 1988-2010 年的面板数据作为分析样本, 而构造重要控制变量 *COMPE* 的原始指标只公布到了 1993 年, 因此本文使用的是非平衡面板数据。表 1 报告了主要变量的统计特征。

表 1: 变量的描述性统计

变量	解释说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>SEGMENT</i>	地区市场分割	644	9.201	11.623	0.347	115.98
<i>CORRUPT</i>	腐败立案数/万名公职人员	644	49.589	31.634	6.567	237.37
<i>COMPE</i>	本地税率/周边地区税率	504	1.161	0.909	0.224	14.146
<i>FD</i>	财政支出分权指标	644	0.727	0.093	0.517	0.935
<i>NONSOE</i>	城镇非国有单位就业比重	644	0.445	0.176	0.107	0.869
<i>GOV</i>	政府财政支出/GDP	644	0.142	0.063	0.049	0.550
<i>OPEN</i>	进出口贸易总额/GDP	644	0.298	0.425	0.003	2.709
<i>MARKETSCALE</i>	市场规模	644	1079.2	3659.6	1.612	40525.6
<i>FDI</i>	人均外资/人均 GDP	644	0.029	0.031	0.000	0.194
<i>TECHGAP</i>	技术差距	644	1.095	0.460	0.522	3.240

表 2 报告了主要变量的相关系数, 各解释变量之间相关系数的绝对值均小于 0.7, 进一步考察方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 会发现取值均小于 3, 在可接受的范围之内, 说明本文不存在多重共线性问题^①。

表 2: 主要解释变量的相关系数

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>CORRUPT</i>	1								
<i>COMPE</i>	0.0234	1							
<i>FD</i>	-0.2450	-0.0013	1						

^① 根据经验法则, 如果最大的方差膨胀因子小于 10, 则表明不存在严重的多重共线性问题。

<i>NONSOE</i>	-0.5337	-0.0840	0.3834	1					
<i>GOV_EXP</i>	-0.4640	0.0644	0.3572	0.1517	1				
<i>OPEN</i>	-0.1787	-0.1170	0.5746	0.4141	-0.1936	1			
<i>MARKETSCALE</i>	-0.1002	-0.0514	0.4283	0.3074	-0.0302	0.4768	1		
<i>FDI</i>	0.2219	0.0075	0.3864	0.1593	-0.3612	0.5986	0.3444	1	
<i>TECHGAP</i>	-0.0379	-0.0695	0.6176	0.1799	-0.1357	0.6911	0.3156	0.4336	1

为了直观起见，图 2 描绘了以每万公职人员贪污、贿赂和渎职等案件立案数度量的地区腐败程度与区域市场分割之间的二维散点图以及拟合趋势线，从图中我们可以清晰地看到地区腐败与区域市场分割之间存在着正相关关系，这为我们的理论分析结论提供了初步的经验支持。

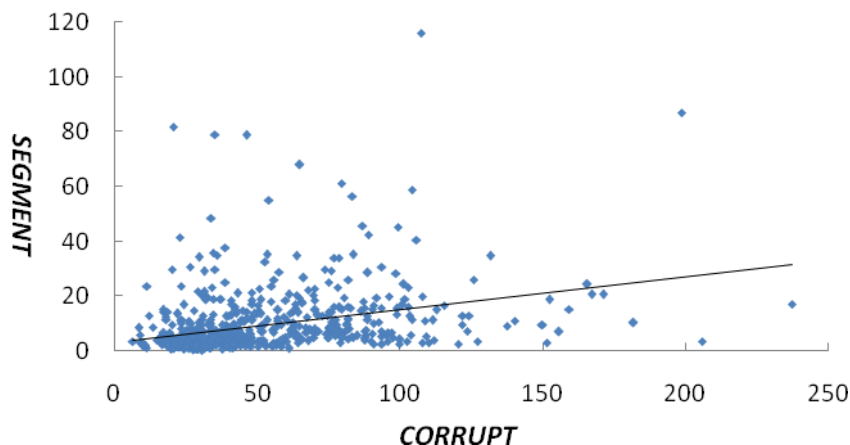


图 2：腐败程度与地区市场分割

四、计量结果及分析

（一）静态面板模型分析

在回归分析之前，首先对模型进行选择是必要的。如表 3 所示，面板设定 F 检验在 1% 的显著性水平上拒绝了模型无个体效应的原假设，这表明使用混合最小二乘回归是不合适的。Hausman 检验在 1% 的显著性水平上拒绝了随机效应模型有效的零假设，因此应该使用固定效应回归模型。从另一方面来讲，由于本文使用了内地几乎全部省份的数据，在此情况下使用固定效应模型更为合适（Hisao, 2003）。面板固定效应模型的估计结果以及相应的 F 检验和 Hausman 检验结果见表 3 第（1）-（3）列。第（1）列中我们没有加入控制变量，此时腐败变量的系数显著为正，表明在腐败越盛行的地区，区域市场分割问题越严重。这与前文的理论分析结果是一致的。不过，这种关系是否会受到其它因素的影响？这需要引入其它的控制变量。第（2）列和第（3）列逐步引入了其它控制变量，腐败变量的系数依然为正，虽然显著性水平有所下降，但在模型（2）中，腐败变量系数在 10% 的显著性水平上边缘显著^①，在模型（3）中，腐败变量系数在 10% 的显著性水平上显著。初步的检验结果似乎证实了本文的理论假说。

但是，在本文的理论模型部分我们已经提到，腐败和市场分割之间可能存在着双向影响。腐败可能引致了市场分割，同时市场分割又可能导致腐败发生。依照本文所构建理论模型的逻辑，当地企业为了寻求当地政府的保护可能会向地方政府官员寻租，而地方政府官员也会考虑到为地方企业提供保护的市場分割手段可以为自己带来个人利益，从而主动采取市场分割策略，因此在考察腐败

^① 腐败变量系数对应的 p 值为 0.103。

对市场分割的影响时必须考虑这种双向影响引致的内生性问题。内生性问题的存在可能会造成模型估计偏误，得出错误的结论，对此，为腐败变量选择合适的工具变量以解决内生性问题是必要的。

然而，为腐败选择合适的工具变量是非常困难的，但是在面板数据模型环境下存在着很好的候选：变量的滞后值。腐败变量的滞后值与当期的腐败水平是相关的，但是当期的市场分割无法对前期的腐败产生影响，从而适合作为工具变量，具体地，我们采用腐败变量的滞后 2 期作为工具变量，工具变量回归结果显示在表 3 第 (4) - (6) 列，我们做了相应的 D-W-H 内生性检验，检验结果表明模型确实存在内生性问题，从而说明我们采用工具变量来处理内生性问题的做法是合理的。对比表 3 第 (1) - (3) 列结果，我们发现工具变量方法一方面保持了腐败变量对区域市场分割影响的方向（显著性也变得更好），另一方面纠正了对腐败变量系数的低估。

模型估计结果与理论预期相符，这支持了我们前文的分析。如果一个地区的腐败越严重，那么该地区地方政府官员受当地企业利益集团的影响可能越深，越有可能倾向于制定符合本地企业利益的地方保护政策，市场分割越严重。此外，我们发现税收竞争程度指标在 1% 的显著性水平上为正，这表明地方政府之间为税收竞争的程度越高，区域市场分割也越严重，这和目前已有的研究文献结论是一致的，地方政府为了争夺税基，会加剧地区之间的市场分割。财政分权指标系数在面板回归模型中显著为正，在工具变量回归模型中虽然不显著，但是符号依然为正，即财政分权对市场分割有正向影响，其实，财政分权程度越高，地方政府越有能力去为自己的利益服务，推动地区之间的市场分割。非国有化程度系数符号为负，说明市场化程度的加快将有利于缓解区域市场分割状态，促进统一市场的形成。政府规模越大，市场分割越严重，这可能是因为政府规模越大，行政干预力量越强，从而市场分割越严重。对外开放对区域市场分割有负向影响，这可能是因为市场开放对地方政府起到约束作用，从而降低了市场分割。市场规模以及外商直接投资都对市场分割起到抑制作用，但是系数并不显著。技术差距与市场分割正相关，系数也不显著。

表 3：静态面板回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	FE	IVFE	IVFE	IVFE
<i>CORRUPT</i>	0.15*** (10.25)	0.03 (1.63)	0.03* (1.66)	0.23*** (9.86)	0.16** (2.50)	0.17** (2.49)
<i>COMPE</i>		1.00*** (2.90)	1.02*** (2.94)		0.97*** (2.66)	0.98*** (2.67)
<i>FD</i>		22.43*** (2.87)	22.61*** (2.72)		12.56 (1.33)	12.24 (1.22)
<i>NONSOE</i>		-20.66*** (-5.61)	-20.34*** (-5.16)		-6.04 (-0.77)	-5.95 (-0.75)
<i>GOV_EXP</i>		6.01 (0.53)	5.99 (0.50)		14.42 (1.14)	16.43 (1.22)
<i>OPEN</i>		-4.91** (-2.33)	-4.09* (-1.85)		-3.39 (-1.46)	-2.36 (-0.96)
<i>MARKETSCALE</i>			-0.00 (-1.23)			-0.00 (-1.29)
<i>FDI</i>			-11.01 (-0.57)			-21.74 (-1.04)
<i>TECHGAP</i>			0.20 (0.07)			1.52 (0.51)
观测值	644	504	504	588	504	504
组别	28	28	28	28	28	28
R^2	0.1460	0.2416	0.2442	0.0396	0.1638	0.1641
面板设定 F 检验	2.81 [0.000]	2.81 [0.000]	2.85 [0.000]	3.42 [0.000]	2.62 [0.000]	2.67 [0.000]
Hausman 检验	16.76 [0.000]	31.29 [0.000]	35.73 [0.000]	13.00 [0.000]	20.60 [0.002]	29.40 [0.000]
D-W-H 内生性检验				36.04 [0.000]	5.06 [0.025]	5.03 [0.025]

注：①()内数值为t值或z值，[]内数值为相应检验统计量的p值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③FE表示固定效应回归。面板设定F检验的零假设是个体效应不显著，若拒绝零假设则说明应使用面板回归方法而非混合最小二乘法。Hausman检验的零假设是随机效

应回归是有效的，若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效，应使用固定效应回归。
 Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) 内生性检验的零假设是解释变量是外生的，若拒绝零假设则说明解释变量存在内生性。

(二) 动态面板模型分析

静态面板模型可以控制个体固定效应，同时结合工具变量法可以解决变量的内生性问题，因此可以得到无偏和稳健的结论。但是地区市场分割可能存在惯性，即某地区在 $t-1$ 时期市场分割程度较高，那么该地区在 t 期的市场分割程度通常也很高。静态面板无法捕捉这样的特征，而动态面板模型能够较好的识别这种惯性，同时动态面板 GMM 估计能够更有效地控制内生性问题。动态面板模型设定如下：

$$SEGMENT_{it} = \beta_0 + \beta_1 SEGMENT_{it-1} + \beta_2 CORRUPT_{it} + \beta_3 X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

它将被解释变量的滞后项 ($SEGMENT_{it-1}$) 纳入模型。模型中其它变量的含义与静态面板模型一致。

为了无偏地估计动态面板模型 (14) 要求有效地处理滞后因变量引起的内生性问题，并解决面板数据中不随时间变化的个体效应问题。Arellano 和 Bond (1991) 提出的差分 GMM 估计 (Difference GMM estimator)，其原理是通过对方程 (14) 做一阶差分以消除个体效应，再利用一阶差分方程中相应变量的滞后项作为工具变量解决内生性问题。动态面板 GMM 估计又可以分为一步和两步估计。由于两步估计的标准差存在向下偏倚，这种偏倚经过 Windmeijer (2005) 调整后减小，但会导致两步 GMM 估计量的近似渐进分布不可靠，所以，在经验应用中通常使用一步 GMM (one-step GMM) 估计量 (Bond, 2002)。表 4 第 (1) 和 (2) 列报告了一步差分 GMM 估计的结果，市场分割滞后值的系数显著，说明市场分割的确存在着惯性，使用动态面板模型来进行估计更合适。腐败变量的系数显著为正，说明腐败会加剧区域市场分割。

动态面板模型估计需要通过两个关键的检验：(1) Arellano-Bond 检验，即要求经过差分转换后的残差存在一阶序列相关性，而不存在二阶序列相关；(2) 过度识别检验，即要求工具变量与误差项不相关，从而表明工具变量的有效性，由于 Sargan 检验对于异方差和自相关是非稳健的，因此我们使用的是 Hansen 过度识别检验。表 4 中第 (1) 和 (2) 列所对应的 Arellano-Bond 检验和 Hansen 过度识别检验均通过设定检验。

表 4：动态面板回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	差 分	差 分	系 统	系 统	OLS	固定效应
	GMM	GMM	GMM	GMM	估计	估计
<i>SEGMENT</i> (-1)	0.21** (2.01)	0.21* (1.84)	0.21** (2.50)	0.21** (2.51)	0.23*** (5.38)	0.13*** (2.77)
<i>CORRUPT</i>	0.08** (2.42)	0.08*** (3.01)	0.09*** (3.72)	0.09*** (3.97)	0.03* (1.67)	0.03 (1.45)
<i>COMPE</i>	1.34*** (4.38)	1.20*** (3.79)	0.90** (2.54)	0.91*** (2.71)	0.73** (2.31)	1.03*** (2.97)
<i>FD</i>	30.61** (2.36)	35.30*** (2.86)	10.03 (1.64)	12.11* (1.87)	11.99** (2.08)	21.17** (2.56)
<i>NONSOE</i>	-4.71 (-0.42)	-4.58 (-0.51)	-6.93 (-1.21)	-7.21 (-1.32)	-11.43*** (-4.74)	-17.24*** (-4.23)
<i>GOV_EXP</i>	-14.06 (-1.17)	-13.66 (9.84)	1.48 (0.20)	-1.59 (-0.23)	-6.78 (-1.00)	4.55 (0.39)
<i>OPEN</i>	-10.02** (-2.21)	-9.06*** (-2.94)	2.44 (1.27)	3.15 (1.45)	2.54** (1.97)	-3.86* (-1.76)
<i>MARKETSCALE</i>		-0.00*** (-3.18)		-0.00 (-0.02)	-0.00 (-0.03)	-0.00 (-1.26)
<i>FDI</i>		-87.22* (-1.72)		-19.64 (-1.55)	-2.21 (-0.17)	-17.19 (-0.89)
<i>TECHGAP</i>		9.89 (1.43)		-0.02 (-0.01)	-0.20 (-0.19)	0.34 (0.13)
观测值	476	476	504	504	504	504
组别	28	28	28	28	28	28
AR(1)检验	[0.034]	[0.032]	[0.027]	[0.026]		

AR(2)检验	[0.490]	[0.412]	[0.831]	[0.831]
Hansen检验	[0.966]	[0.982]	[0.982]	[0.997]
Difference-in-Hansen			[1.000]	[0.416]

注：①()内数值为回归系数的标准误，[]内数值为相应检验统计量的 p 值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③Hansen检验的零假设是模型的工具变量是有效的，若拒绝零假设则说明工具变量过度识别，需要选择其他工具变量。Difference-in-Hansen检验的零假设是系统GMM估计较差分GMM估计所新增的工具变量是有效的，若拒绝零假设则说明新增工具变量并不是有效的。

差分 GMM 估计方法的有效性取决于一阶差分滞后项作为工具变量的可靠性，然而，Arellano 和 Bover (1995) 和 Blundell 和 Bond (1998) 等的进一步研究指出，仅仅利用一阶差分滞后项来构造工具变量容易出现弱工具变量问题，并由此导致严重的有限样本偏差。据此，他们提出了同时利用差分和水平信息来构造工具变量的系统 GMM 估计方法 (system GMM estimator)，这一估计法在一阶差分方程的基础上通过引入水平方程而构成了一个两方程系统。水平方程的引入不仅有效增加了差分方程的工具变量，其本身变量的差分滞后项也被作为水平方程相应变量的工具变量，这样系统 GMM 较为有效地解决了弱工具变量问题，提高了估计效率。差分 GMM 还有另一个明显的缺陷，即前定变量和内生变量如果具有显著的单位根特征，那么基于这些变量一阶差分滞后项构造的工具变量会存在严重的弱工具变量和有限样本偏差问题 (Arellano 和 Bover, 1995; Blundell 和 Bond, 1998; Bond, 2002)，而系统 GMM 也可以较好地解决此问题，提高估算效率。表 4 中第 (3) 和 (4) 列报告了一步系统 GMM 估计的结果，其与一步差分 GMM 估计结果基本一致，市场分割滞后值的系数显著，并且腐败变量的系数显著为正，再次证实了腐败会加剧区域市场分割这一结论。模型也通过了 Arellano-Bond 检验和 Hansen 过度识别检验。

在表 4 第 (3) 和 (4) 列我们还报告了 Hansen 差 (Difference-in-Hansen) 检验，因为系统 GMM 估计比差分 GMM 估计更有效的前提是新增的工具变量是有效的，Hansen 差 (difference-in-Hansen) 检验就是为了检验新增工具的有效性，其统计检验的 p 值分别为 1.000 和 0.416，说明系统 GMM 比差分 GMM 更有效。

GMM 估计量具有一致性，但当样本量较小或者使用的工具较弱时，动态面板 GMM 估计量容易产生很大的偏倚。Bond (2002) 提出了判断发生较大程度偏倚的一种方法，即将模型的 GMM 估计量和 OLS、静态固定效应模型估计量对比，看因变量滞后项的 GMM 估计量是否介于滞后项的其他两个估计量之间。用 OLS 估计时，由于因变量的滞后项和不可观察的地区效应 u_i 正相关，OLS 估计量将会向上偏倚 (biased upwards)。用静态面板固定效应估计时，由于因变量的滞后项和随机扰动项负相关，静态固定效应模型估计量将会向下偏倚的 (biased downwards)。因此，因变量的滞后项应该处于 OLS 和静态固定效应模型估计量之间。为了我们在表 4 第 (5) 和 (6) 列分别报告了动态面板模型使用 OLS 和静态固定效应估计方法估计的结果，我们主要关注市场分割变量滞后项的系数，OLS 方法估计值为 0.23，静态固定效应方法估计值为 0.13。而 GMM 估计值为 0.21，它确实处于其他两个估计值之间，这说明我们的 GMM 估计结果并没有因为样本量和工具变量的选择而产生大的偏倚。

动态面板模型回归结果和静态面板模型回归结果保持一致，动态估计结果也支持腐败程度越高的地区市场分割越严重。模型中其它控制变量的估计结果与静态面板模型估计结果基本相同，地区之间的税收竞争加剧了区域市场分割，同时，财政分权程度越高的地区，地方政府官员越有能力制定符合自身利益的市场分割政策，市场分割越严重。

五、稳健性分析

为了确保本文的研究结论稳健可靠，本文从四个角度对实证部分进行稳健性分析。

第一、模型估计方法上的稳健性。如前文所述，本文以静态面板模型为起点，通过逐步加入控制变量，并考虑腐败可能的内生性问题，采用工具变量方法进行估计，得到了和理论分析一致的结论。在解决模型内生性问题上，动态面板模型估计方法发展日益成熟和完善，同时由于本文考察的区域市场分割指标具有惯性，所以，文中也使用了动态面板模型估计方法进行估计，得到了和静态面板工具变量方法相同的结论，因此，本文的结论并没有受到估计方法的影响，回归结果是稳健的。

第二、市场分割指标的稳健性。本文遵循桂琦寒等（2006）采用的相对价格法来测度相邻省份的市场分割程度，代表以邻为壑的分割政策观点；而刘小勇（2011）在使用相对价格法来测度市场分割程度时采用的参照系是其它全部省份，而不是桂琦寒等选择的相邻省份，即刘小勇（2011）计算的是各省份与其它全部省份之间的市场分割程度，以此代表地区间政治晋升锦标赛分割政策观点。我们担心本文的结论会受到市场分割指标构造所选择的参照系影响，为此，本文也遵循刘小勇（2011）的思路构建市场分割指标，重新对模型进行估计，面板估计以及 2SLS 回归结果如表 5 中第（1）-（2）列所示。我们发现腐败变量系数在 1% 的显著性水平下依然显著为正，因此本文的主要结论并没有受到构建市场分割指标过程中参照系选择的影响。其余控制变量的系数符号以及显著性与基准模型基本相同。各模型的检验统计量支持固定效应模型设定，同时内生性检验也支持腐败变量是内生的，有必要采用 2SLS 方法解决内生性问题。所以，本文的结论具有较好的稳健性。

第三、使用市场分割移动平均数据。考虑到正文中以当年市场分割指数为因变量的模型可能难以控制短期市场分割效应对长期市场分割的影响，而市场分割政策作为一种制度安排，具有长期持续性，因此，我们使用移动平均的市场分割指数作为因变量以消除市场分割短期波动的影响，以此检验文中结论的稳健性。具体地，我们以 3 年为一个周期对样本中的市场分割取移动平均值，自变量取各周期初始年份的观察值，最后以此新样本重新估计静态面板模型。面板估计以及 2SLS 估计结果如表 5 第（3）、（4）列所示。腐败变量系数在 1% 的显著性水平下也显著为正，说明腐败确实影响了地区的长期市场分割，Hausman 检验支持固定效应模型设定，内生性检验支持采用 2SLS 方法解决内生性问题，所以，在解决了市场分割短期波动造成的干扰之后，本文的结论依然具有稳健性。

第四、使用每百万人口贪污、贿赂和渎职等案件立案数来衡量腐败水平。吴一平（2008）使用该指标度量腐败水平，在此我们也使用该指标做回归分析，检验结论的稳健性。面板回归和 2SLS 回归结果见表 5 第（5）和（6）列，虽然面板回归模型中，腐败变量系数显著性下降，但是依然在 10% 的显著性水平下显著。考虑到腐败变量可能的内生性问题，并使用 2SLS 估计方法解决内生性之后，腐败变量的系数在 1% 的显著性水平下显著，符号为正，且通过内生性检验，因此，本文的结论关于腐败指标也是稳健的。

表 5：稳健性回归分析

	刘小勇（2011）方法		市场分割		每百万人口	
	构建市场分割指标		移动平均指标		贪污腐败立案数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	IVFE	FE	IVFE	FE	IVFE
<i>CORRUPT</i>	0.06*** (2.84)	0.23*** (3.15)	0.04*** (3.43)	0.12*** (2.67)	0.04* (1.87)	0.27*** (4.20)
<i>COMPE</i>	1.25*** (3.35)	1.19*** (2.99)	0.43** (2.33)	0.39* (1.94)	1.02*** (2.94)	0.95** (2.39)
<i>FD</i>	28.60*** (3.21)	15.35 (2.87)	8.70* (1.72)	0.67 (0.10)	20.91** (2.47)	-5.34 (0.45)
<i>NONSOE</i>	-22.32*** (-5.28)	-3.92 (-0.45)	-15.15*** (-6.58)	-6.10 (-1.16)	-20.20*** (-5.23)	2.24 (0.31)

<i>GOV_EXP</i>	-10.80 (-0.85)	2.54 (0.17)	22.05*** (2.66)	32.10*** (3.11)	6.82 (0.57)	27.68* (1.90)
<i>OPEN</i>	-2.81 (-1.18)	-0.60 (-0.22)	-2.39* (-1.78)	3.27** (2.16)	-4.58** (-2.09)	-5.10** (-2.03)
<i>MARKETSCALE</i>	-0.00 (-0.48)	-0.00 (-0.60)	-0.00*** (-4.08)	-0.00*** (-3.93)	-0.00 (-0.89)	0.00 (0.79)
<i>FDI</i>	-15.78 (-0.77)	-29.49 (-1.29)	-9.44 (-0.86)	-17.14 (-1.38)	-11.12 (-0.58)	-27.83 (-1.25)
<i>TECHGAP</i>	-0.42 (-0.14)	1.27 (0.39)	3.44* (1.92)	4.27** (2.15)	-0.46 (-0.17)	-2.65 (-0.83)
观测值	504	504	448	448	504	504
组别	28	28	28	28	28	28
R^2	0.3104	0.2067	0.3882	0.2888	0.2453	0.2268
面板设定 <i>F</i> 检验	1.79 [0.010]	1.72 [0.015]	6.91 [0.000]	6.07 [0.000]	2.98 [0.000]	2.76 [0.000]
Hausman检验	24.01 [0.002]	16.27 [0.039]	36.98 [0.000]	39.19 [0.000]	40.67 [0.000]	36.87 [0.000]
D-W-H内生性检验		7.13 [0.008]		4.48 [0.034]		19.81 [0.000]

注：①()内数值为t值或z值，[]内数值为相应检验统计量的p值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③FE表示固定效应回归。面板设定*F*检验的零假设是个体效应不显著，若拒绝零假设则说明应使用面板回归方法而非混合最小二乘法。Hausman检验的零假设是随机效应回归是有效的，若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效，应使用固定效应回归。Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) 内生性检验的零假设是解释变量是外生的，若拒绝零假设则说明解释变量存在内生性。

六、结语

地区间严重的市场分割是我国经济发展过程中的一大顽疾。市场分割损害了市场规模的扩大和分工的深化，不利于全国整体经济的长期健康发展，寻找影响中国地区间市场分割的主要因素具有重要的现实意义。与现有文献不同，本文抓住了地方官员和地区企业在市场分割政策上的角色，从企业寻租和官员腐败这一个全新的视角来考察地区市场分割问题。本文认为，本地企业贿赂地方政府官员，使其设置市场进入壁垒，以此缓解本地企业与外地企业之间的竞争，是市场分割的重要成因，因此，一个地区官员腐败程度越高，市场分割程度越严重，反之亦然。通过使用中国 1988-2010 年的省级面板数据进行实证分析，结果显示地区官员腐败显著地影响了区域市场分割程度。

如何打破地区间市场分割，形成全国统一的大市场，始终是学术界和其他各界关注的焦点问题。尽管在中央政府强有力的推动下，地区市场分割得到了一定程度的遏制，市场逐渐走向整合，但是不可否认的是，市场分割这一问题依然严重。从本文的角度看，打击、遏制官员腐败有利于缓解市场分割，促进市场整合。这一发现为我国改革官员治理机制，建设廉洁政府也提供了更多经济方面的动力：如果能遏制腐败蔓延趋势，不仅具有政治上的收益，而且能够起到削弱市场分割的作用，带来市场整合产生的经济收益。

参考文献：

白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷，2004：《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》，《经济研究》第4期。

陈刚、李树，2010：《中国的腐败、收入分配和收入差距》，《经济科学》第2期。

陈屹立、邵同尧，2012：《地方政府腐败会影响私人投资积极性吗？基于动态面板模型的系统GMM分析》，《南方经济》第2期。

- 范子英、张军, 2010:《财政分权、转移支付与国内市场整合》,《经济研究》第3期。
- 傅勇、张晏, 2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。
- 郭广珍, 2010:《地方官员行为与经济发展:一个基于政治晋升、财政分权与腐败的文献综述》,《制度经济学》第3期。
- 黄玖立、李坤望, 2013:《吃喝、腐败与企业订单》,《经济研究》第6期。
- 李善同、侯永志、刘云中、陈波, 2004:《中国国内地方保护问题的调查与分析》,《经济研究》第11期。
- 林毅夫、刘培林, 2004:《地方保护和市场分割:从发展战略的角度考察》,北京大学中国经济研究中心讨论稿, No.C2004015。
- 刘瑞明, 2012:《国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据》,《管理世界》第4期。
- 刘生龙、胡鞍钢, 2011:《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
- 刘小勇, 2011,《市场分割对地方财政收入增长影响的跨地区和跨时效应:1986—2008》,《财贸研究》第2期
- 刘勇政、冯海波, 2011:《腐败、公共支出效率与长期经济增长》,《经济研究》第9期。
- 陆铭、陈钊, 2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 陆铭、陈钊、严冀, 2004:《收益递增、发展战略与区域经济的分割》,《经济研究》第1期。
- 毛其淋、盛斌, 2011:《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学季刊》第11卷第1期。
- 皮建才, 2008:《中国地方政府间竞争下的区域市场整合》,《经济研究》第3期。
- 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊, 2006:《中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析》,《世界经济》第2期。
- 沈立人、戴园晨, 1990:《我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源》,《经济研究》第3期。
- 盛斌、毛其淋, 2011:《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008年》,《世界经济》第11期。
- 石磊、马士国, 2006:《市场分割的形成机制与中国统一市场建设的制度安排》,《中国人民大学学报》第3期。
- 孙刚、陆铭、张吉鹏, 2005:《反腐败、市场建设与经济增长》,《经济学季刊》第四卷增刊。
- 王小龙、李斌, 2002:《经济发展、地区发展与地方贸易保护》,《经济学(季刊)》第1卷第3期。
- 吴一平, 2008:《财政分权、腐败与治理》,《经济学(季刊)》第7卷第3期。
- 吴一平、芮萌, 2010:《地区腐败、市场化与中国经济增长》,《管理世界》第11期。
- 徐现祥、李郁、王美今, 2007:《区域一体化、经济增长与政治晋升》,《经济学季刊》第6卷第4期。
- 杨灿明、赵福军, 2004:《行政腐败的宏观经济学分析》,《经济研究》第9期。
- 银温泉、才婉茹, 2001:《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》第6期。
- 张杰、张培丽、黄泰岩, 2010:《市场分割推动了中国企业出口吗?》,《经济研究》第8期。
- 张军, 2007:《分权和增长:中国的故事》,《经济学(季刊)》第7卷第1期。
- 赵永亮, 2011:《中国内外需求的市场潜力研究——基于工资方程的边界效应分析》,《管理世界》第1期。
- 赵永亮、才国伟, 2009:《市场潜力的边界效应与内外部市场一体化》,《经济研究》第7期。
- 赵永亮、刘德学, 2008:《市场歧视、边界效应与经济增长》,《中国工业经济》第12期
- 赵永亮、徐勇, 2007:《国内贸易与区际边界效应:保护与偏好》,《管理世界》第9期。
- 赵奇伟、熊性美, 2009:《中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异》,《世界经济》第6期。
- 郑毓盛、李崇高, 2003:《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》第1期。
- 周黎安, 2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- 周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- 周黎安、陶婧, 2009:《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》,《经济研究》第1期。
- 祝树金、郭莎莎、黄建欢, 2010:《我国经济开放、地区分割影响技术差距的实证分析》,《财经理论与实践(双月刊)》第9期。

Arellano, M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* 58, 277-297.

Arellano, M. and Bover, O., 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models", *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.

Anderson, C. and Y. V. Tverdova, 2003, "Corruption, Political Allegiances and Attitudes Toward Government in Contemporary Democracies", *American Journal of Political Science* 47(1), 91-109.

Bai, Chong-En, Yingjuan Du, Zhigang Tao, and Sarah Y. Tong, 2002, "Local Protection and Regional Specialization: Evidence from China's Industries", *Journal of International Economics* 63 (2004), 397-417.

Blundell, R. and Bond, S., 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

Bond, S., 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", CEMMAP Working Paper CWP09P02, Department of Economics, Institute for Fiscal Studies, London.

Gupta, S., H. Davoodi, and A. Rosa, 2002, "Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?" *Journal of Economics of Governance* 3(1), 23-45.

Hisao, C., 2003, "Analysis of Panel data (Second Edition)", New York: Cambridge University Press.

Mauro, P., 1995, "Corruption and Growth", *Quarterly Journal of Economics* 110(3), 681-712.

Mo, P. H., 2001, "Corruption and Economic Growth", *Journal of Comparative Economics*, 29(1), 66-79.

Mendez, F. and F. Sepulveda, 2006, "Corruption, Growth and Political Regimes: Cross Country Evidence", *European Journal of Political Economy* 22(1), 82-98.

Naughton, B., 1999, "How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets?", Conference for Research on Economic Development and Policy Research, Stanford University.

Park, Albert, and Yang Du, 2003, "Blunting the Razor's Edge: Regional Development in Reform China", Mimeo. Hong Kong.

Parsley, D., and S. Wei, 2001, "Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Markets Integration: A Price Approach", NBER Working Paper, No. 8468, 2001.

Poncet, S., 2003, "Measuring Chinese Domestic and International Integration", *China Economic Review* 14(1), 1-21.

Poncet, S., 2005, "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration", *Review of International Economics* 13(3), 409-430.

Samuelson, P., 1954, "Theoretical Note on Trade Problem", *Review of Economics and Statistics* 46(2), 145-164.

Swaleheen, M., 2011, "Economic Growth with Endogenous Corruption: An Empirical Study", *Public Choice* 146, 23-41.

Wei, S., 1997, "Why is Corruption so much more Taxing than Tax? Arbitrariness Kills", *NBER Working Papers*, No. 6255.

Windmeijer, F., 2005, "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.

Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *Quarterly Journal of Economics* 115(4), 1091-1135.

Rent-seeking, Bureaucratic Corruption and Market Segmentation

Abstract: Regional market segmentation is a serious economic ill for China's development. Distinguishing from the existing papers, this paper investigates the market segmentation problem from a new perspective, which is rent-seeking and bureaucratic corruption. In order to seek the protection, local enterprises pay bribes to local government officials. Local government officials accept the bribes, and then

set the market barriers to protect local enterprises from competition. This paper sets up a simple dynamic game model to catch the main idea. Theoretical analysis shows that, the more serious is the level of corruption, the more serious is of the market segmentation. Furthermore, using panel data of 28 provinces of China during 1988-2010, this paper use the static and dynamic panel data model to make empirical test, and the results confirm the theoretical hypothesis. It means that, in the process of regional integration, we must also strengthen the fight against corruption.

Keywords: Rent-seeking, Bureaucratic Corruption, Local Protectionism, Market Segmentation

JEL classification: D73, F15, C72