

市场集中造成了中国财产险的高价格吗？*

王向楠¹ 边文龙²

(1. 中国社会科学院金融研究所 北京 100028)

(2. 成均馆大学 韩国首尔 03063)

摘要: 相对于中高收入国家(或地区),中国财产险的价格和集中度都明显偏高,那么,财产险的市场集中是否以及在多大程度上“造成”了产品的高价格?本文手动收集了2000-2015年中国280多个地级(及以上)城市所有保险企业的经营数据和相关经济社会变量数据,借助中国保险业“分地区”和“产寿险分业”经营和监管的制度特点构造了工具变量,以估计和控制价格对集中度的“反作用”。研究发现:集中度每增加1个标准差,财产险价格将增加其均值水平的约15%,有重要的经济和统计显著性;价格机制仅能对冲集中度对价格的影响的不足1/3。本文的实证结果支持中国财产险市场扩大对内对外的开放水平,实施市场化改革。

关键词: 财产险 市场集中 价格 工具变量 供给

一、引言

各类保险产品在中国内地的投保率都比较低,中国企业和居民家庭的风险保障不足,如灾害损失的保险赔付比重在中国不足1%,而全球整体在36%以上,在主要发达国家甚至在80%以上,^①又如中国的人均寿险保额为5050元,而美国、日本、韩国和中国台湾地区分别为44万元、61万元、29万元和3万元。^②对此问题,相关从业者和学者往往归因于中国企业和居民家庭缺乏风险意识和金融保险知识(朱铭来等,2010;王向楠,2017)等“需求”因素。然而,近几年内地居民主动赴香港地区购买保险的现象愈发凸显,2010-2015年,内地居民赴港购买保险的支出从44亿上升到316亿元港币,年均增长48%,2016年上半年,该支出达到301亿元港币(数据来自香港保监局)。不难理解,香港地区

* 本文为教育部重点研究基地重大项目“大数据背景下我国保险需求影响因素研究”(16JJD790061)的阶段性成果。作者感谢本刊匿名审稿专家的宝贵修改建议,本文初稿曾在第8届中国保险教育论坛、第4期香樟经济学(北京)Seminar(由郑世林、汪德华和魏浩组织)上交流过,感谢部分参会者的宝贵意见建议。

① 数据来源:郑功成。国内灾害保险赔付比重不足1%,远低于发达国家,《中国证券报》2013年12月19日。http://finance.cnr.cn/gundong/201312/t20131219_514441703.shtml

② 单位为人民币。数据来源:万峰,“寿险业创新前提是守住本原”,2017清华五道口全球金融论坛,2017年6月4日。http://www.jjckb.cn/2017-06/04/c_136338731.htm

保险热销的关键原因在于：同样保障程度的保单在香港地区要比在内地便宜 30%左右。^①对于香港地区保险的“低价格”，本文认为，主要原因在“供给”方面——富有竞争的市场结构。2015 年，香港一个城市就有 160 余家经营原保险业务的企业，高于通过中国整个内地的 158 家（数据来自香港保监局和《中国保险年鉴》）。

我们再以大样本的国际视角考察中国^②财产险的价格和市场结构。表 1 报告了中国、CEA（欧洲各国保险联合组织）成员国和 OECD（经济合作与发展组织）成员国的财产险的价格、集中度和企业数目情况，^③可以得到 3 点结论。（1）中国财产险的价格较大幅度地高于 CEA 成员国和 OECD 成员国，更高于美国。（2）中国财产险市场五大企业的市场份额之和、十大企业的市场份额之和均高于 CEA 成员国，更高于美国。（3）中国财产险企业数目明显小于美国，也小于 OECD 国家的平均水平，与 CEA 国家的平均水平接近。由于 CEA 和 OECD 中大多数国家的保险市场规模远小于中国，所以相对于市场规模而言，中国的财产险企业是很少的。

表 1 中国和部分国家财产险的价格和市场结构

	中国 ^a	CEA 国家 ^b		OECD 国家 (不含美国) ^c	美国 ^c	
	均值或原值	均值	中位数	中位数	均值或原值	均值
价格:						
2004—2014 年	1.91	na	na	1.53	1.11	1.61
2009 年	1.83	1.6	1.59	1.53	1.04	1.62
2000 年	1.96	1.74	1.52	na	na	na
五大企业市场份额之和:						
2015 年	75.08%	na	na	na	na	na
2009 年	74.46%	65.36%	68.41%	na	32.60%	na
2000 年	75.28%	67.83%	71.57%	na	34.95%	na
十大企业市场份额之和:						
2015 年	86.35%	na	na	na	na	na
2009 年	89.18%	84.32%	87.00%	na	49.00%	na
2000 年	99.79%	82.15%	85.80%	na	51.22%	na
企业数目:						
2004—2014 年	50.4	na	na	68.5	3381.1	108.82

① 数据来源：“内地客为啥香港排队买保险”，《北京青年报》2015 年 12 月 07 日，http://news.ifeng.com/a/20151207/46550079_0.shtml。

② 不做特殊说明的话，本文中“中国”仅指“中国内地”。

③ 由于 OECD 系统性披露的保险业的数据始于 2004 年，所以表中的比较从 2004 年开始。对于五大和十大企业的市场份额之和，仅能获得 CEA 成员国和美国在 2000 年和 2009 年的数据，所以本文单独报告了 2000 年和 2009 年的相关变量的取值。此外，世界银行、国际货币基金组织等机构也无法找到更多国家或年度的相关统计数据。

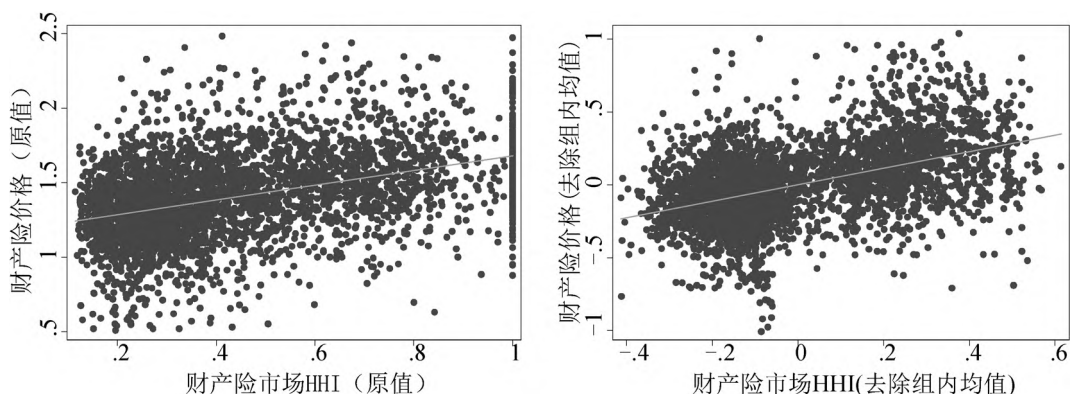
续表 1

	中国 ^a	CEA 国家 ^b		OECD 国家 (不含美国) ^c	美国 ^c	
	均值或原值	均值	中位数	中位数	均值或 原值	均值
2009 年	52	89.92	35.5	51	3498	95.15
2000 年	13	112.84	41	na	na	na

注: 1. 价格是财产险的“已赚保费”除以“赔款支出”。2. 参与 CEA 组织(Comité européen des assurances) 相关统计的国家有 32 个欧洲国家, 包括奥地利、比利时、保加利亚、瑞士、塞浦路斯、捷克、德国、丹麦、爱沙尼亚、西班牙、芬兰、法国、希腊、克罗地亚、匈牙利、爱尔兰、冰岛、意大利、列支敦士登、卢森堡、拉脱维亚、马耳他、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、瑞典、斯洛文尼亚、斯洛伐克、土耳其和英国。3. 参与 OECD (Organization for Economic Co-operation and Development) 相关统计的国家有 34 个, 包括澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、智利、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国和美国。4. “na” 表示无法获得数据。

数据来源: a—《中国保险年鉴》, b—CEA 网站 (<http://www.insuranceurope.eu/>), c—OECD Insurance Statistics (<https://data.oecd.org/>)。

以上分析是基于境内外或国内外的对比, 那么, 中国内地不同地区财产险的价格和市场结构又如何? 图 1 报告了 2015 年中国地级城市^①的财产险市场价格和赫芬达尔—赫希曼指数 (Herfindahl—Hirschman index, *HHI*), ^②可见二者呈显著正相关。经计算, 价格与 *HHI* 的原值 (左图) 之间的 Pearson 相关系数达到了 0.43, 价格与 *HHI* 的“组内变动”值 (within difference) (右图) 的 Pearson 相关系数也达到了 0.40, 二者均在 1% 的水平上显著。

图 1 财产险的价格与集中度 (*HHI* 度量) (2000—2015 年, 地级城市)

通过以上 3 组证据可知: 相较于中高收入国家 (或地区), 中国财产险的价格和集中度都明显偏高; 财产险的价格和集中度呈正向关系。那么, 市场集中是否以及在多大程度

① 本文所称“地级城市”包含了中国内地的地级以上的城市 (如直辖市、计划单列市、副省级城市)

② 集中度指标综合了企业数目、企业市场份额的分布等因素。

上“造成”了财产险的高价格？这是本文主要研究的问题。研究此话题要解决以下两个困难，这也是本文的主要贡献所在。

(1) 合理定义一个市场，并获得集中度在样本中较大的变异以及较多的样本量。本文没有采用跨国数据，这是由于：其一，不同国家保险企业的跨地区经营政策不同，这使得有些国家中全国性的保险企业更多，而有些国家中地区性的保险企业更多，前类国家较之后类国家即使企业法人数量少，但在每个地区经营的分支机构并不一定少，而使用跨国数据计算的集中度将无法反映不同国家的这种差异；其二，在我们所能够获得数据的国家（或地区）（50个以内）中，财产险市场的价格和集中度的差异并没有中国地级城市之间甚至省区市之间的差异大。因此，本文从多个渠道手动收集了2000—2015年中国280多个地级城市的保险市场及相关变量的面板数据，得到了4200多个城市一年度的观察值，所包含的城市一年度一企业的信息为74800多条。较充足的样本提高了本文参数估计的准确性。

(2) 价格可能反作用于集中度，如高价格会吸引更多企业进入市场从而降低集中度，因此，为了得到集中度对价格的影响就需要处理这种由于“反向因果”造成的内生性。主要困难在于寻找合适的工具变量。对此，本文借助中国保险业“分地区”和“产寿险分业”经营和监管的制度特点，采用同一省区内其他城市寿险市场的集中度的平均水平做为某个城市财产险市场集中度的工具变量，改进了集中度对价格影响的估计。这种构造工具变量的做法可用于对中国保险业其他问题的研究以及对其他有类似特征行业的研究。

本文主要发现了两点结论（1）财产险市场的集中度对价格有正向、统计上显著且经济意义很大的影响。平均而言，集中度降低1个标准差则价格降低其均值水平的约15%。举例说明，集中度的差异能够解释北京市与河北省保定市的财产险价格差异的约45%、北京市与河北省各地市平均的财产险价格差异的约30%、河北省保定市与河北省各地市平均的财产险价格差异的95%以上。（2）价格对集中度确实有反作用，不过，只能对冲集中度对价格的影响的约45%。这些结论对于控制了众多需求方和供给方因素、采用动态模型控制了价格调整的滞后性、使用了3种有不同侧重的集中度指标（*HHI*、*CCI*、*HTI*）、几种样本分组方式下均是成立的。

本节为引言，下文按照如下顺序展开：第2节回顾相关文献，提出研究假设；第3节是研究设计，说明计量模型，探讨如何为集中度构造工具变量，确定各变量的度量方式，介绍样本；第4节分析实证结果，进行稳健性检验；第5节总结全文。

二、文献回顾和研究假设

基于产业组织学的结构—行为—绩效（structure-conduct-performance）假说，市场结构从根本上决定了厂商的市场行为，进而影响厂商绩效。当市场上的厂商数目少时，厂商之间容易实现合谋，进而制定产量和价格计划并监督计划的实施；当厂商数目确定时，厂商之间的市场份额越不平等，厂商就越容易分化为领导者和跟随者，从而越容易实现默契，也越容易威胁准备进入该行业的外部厂商。由于集中度的度量综合了厂商数目（正相关）和厂商市场份额分布（与不平等程度正相关）两方面因素，因此，集中度正向影响价格。Encaoua 和 Jacquemin（1980）基于静态和动态寡头非合作博弈模型证明，行业的价格成本边际随集中度同向变化。Toivanen 和 Waterson（2005）在 Cournot 寡头模型中证明了，如果企业成本外生决定，则市场利润与 *HHI* 呈正相关关系。

已有文献研究了保险市场上集中度对价格的影响,但结论并不一致。Pope 和 Ma(2008)对 1996—2003 年 23 个国家财产险市场的研究发现,集中度(采用 *HHI* 度量)与价格显著正相关。蒋才芳和陈收(2015)以 2002—2011 年中国寿险企业为样本,通过计量模型发现,寿险市场的集中度越高,寿险企业的利润越高。然而,Dafny 等(2012)发现,美国城市层面的商业健康险市场的 *HHI* 与健康险保费支出没有显著的相关性。Weiss 和 Choi(2008)对 1992—1998 年美国各州汽车险市场的研究也发现,集中度与价格之间并没有显著关系。

本文认为,较之一般行业,中国保险市场的集中度更可能影响产品价格。(1)中国保险市场的产品差异化程度低,长期存在“一张保单卖全国”的现象,而合谋更容易发生在产品差异化程度低的行业(Hay 和 Kelley, 1974)。(2)中国居民保险知识普及程度低,消费者分散,难以形成与供给者有效谈判的力量。基于此,提出本文第 1 个假设:

H1: 中国财产险市场的集中度正向影响价格。

市场经济的基本特征是通过价格机制调节供求关系,所以价格能反作用于集中度。Schmalensee(1989)、Bresnahan(1989)在《产业经济学手册》中均认为:很多文献在研究集中度对价格的影响时将集中度(不恰当地)视为外生变量,因而得到的集中度对价格影响的估计值是有偏和不一致的。因此,如果不控制价格对集中度的反作用,可能低估集中度对价格的正向影响。对此,有些研究引入了工具变量——影响集中度但不影响价格的因素——处理集中度的内生性。

Evans 等(1993)在研究美国城市之间机票市场的集中度对价格的影响时,采用集中度(*HHI* 度量)的“滞后项”做为工具变量,发现集中度对机票价格(取自自然对数)的系数估计值从 0.2—0.3 提高到了 0.5—0.6。Singh 和 Zhu(2008)在研究 100 多个机场附近的汽车租赁市场的企业数目(做为集中度的近似度量)对价格的影响时,采用反映市场吸引力的因素(飞机乘客人数、机场的若干地理特征、企业规模等)做为租车企业数目的工具变量,发现企业数目的系数估计值提高了近 1 倍。Dafny 等(2012)将 Aetna 和 Prudential Health Care 这两家美国健康险巨头的合并视为一个外生冲击,做为集中度的工具变量,发现集中度可以解释 1998—2006 年美国健康险保费支出增长部分的约 1/8。然而,Kalirajan(1993)在研究马来西亚 50 多个行业的集中度对利润的影响时,采用某个行业的“规模经济程度”做为工具变量,^①不过发现是否引入工具变量对集中度的系数估计值几乎没有影响。这些经验研究显示,控制了价格的反作用后,集中度对价格影响的估计值可能会提高。^②

本文认为,较之一般行业,中国保险市场上价格对集中度的反作用应当比较小。市场的进入门槛越高,市场距离“可竞争市场”的标准越远,在位企业采用的高价格越不容易被新进入者打破。中国保险业的进入门槛是较高的:(1)在牌照管制方面,一家保险企业进入任何一个城市都需要事先审批,而批准中的一个考量就是不能冲击市场、“扰乱市场秩序”,这妨碍了新企业的进入;(2)在资本要求方面,依据《保险公司管理规定》(保监

① 该文中某个行业的“规模经济程度”定义为“最小有效规模”(占行业总收入前 50%的大企业的平均资产规模)与“成本优势比率”(占行业总收入前 50%的大企业的人均经济增加值/其他企业的人均经济增加值)的乘积。

② 除 Dafny 等(2012)外,这几篇文献并没有详细说明或检验所选择工具变量的外生性。

会发[2009]1号),中国保险公司每新进入一个省区市就要增加不少于2千万元的注册资本,直到保险公司的注册资本达到人民币5亿元,且在偿付能力充足的情况下,设立分公司才不需要增加注册资本。基于此,提出本文第2个假设:

H2: 控制价格对集中度的反作用后,将较小程度地提高对集中度的影响的估计。

三、研究设计

(一) 计量模型

本文基本的计量模型为:

$$Price_{jt} = \beta MCR_{jt} + \alpha_j + \gamma_t + D'_{jt}\delta + S'_{jt}\sigma + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

其中, j 和 t 分别表示城市和年度。 $Price$ 表示财产险价格, MCR 表示集中度 (market concentration ratio), β 是本文关注的系数。 D_{jt} 和 S_{jt} 分别是随城市和年度变化的需求方因素和供给方因素,将在下文介绍。 α_j 是代表城市效应的哑变量,用于控制同时与 $Price$ 和 MCR 相关的、不随时间变化的城市特征,如,可保资源多、诚信环境好、交易成本低的城市会吸引更多的保险企业进入,从而降低了集中度,同时这些城市的财产险价格一般也更低。 γ_t 用于控制同时与 $Price$ 和 MCR 相关的、不随城市变化的年度效应,如,保险行业应用互联网等电子营销技术,提高了行业经营效率,但这对实体网络铺设较少的小企业的促进作用更大,故会降低集中度。 ε_{jt} 是扰动项。

财产险的经营期基本为1年,由于存在数据收集和处理滞后,财产险可能存在价格粘性,可能呈现2阶自回归的性质,因此,在(1)式中加入因变量的1阶和2阶滞后项,将其扩展为一个动态面板模型,如下:

$$Price_{jt} = \rho_1 Price_{j,t-1} + \rho_2 Price_{j,t-2} + \beta MCR_{jt} + \alpha_j + \gamma_t + D'_{jt}\delta + S'_{jt}\sigma + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

(2)式通过加入因变量的滞后项,还可以控制那些在 t 期之前已经发生的、难以观测、同时随地区和时间变化的需求或供给冲击的影响。本文采用 Arellano 和 Bond (1991) 的差分广义矩 (GMM) 估计:对(2)式进差分变换后,再利用矩条件 $E(Price_{j1}, Price_{j2} \dots Price_{j,t-2})' \Delta \varepsilon_{jt} = 0$ 进行 GMM 估计。

(二) 内生性和工具变量

价格 是 市场 交易 的 结果, 又是 市场 机制 运作的 开始, 能 引导 供求, 所以 价格 能 反作用 于 集中度。如果 不 控制 这种 反作用, 将会 由于 “反向 因果” 关系 而 无法 准确 估计 集中度 对 价格 的 影响。对此, 要 为 财产 险 市场 的 集中度 寻找 工具 变量 (记 为 IV), 以 满足 两个 条件:

(1) IV 影响 MCR , $Cov(IV, MCR) \neq 0$; (2) 除去 通过 MCR 外, IV 不会 被 $Price$ 影响, $Cov(IV, Price | MCR) = 0$ 。

本文 首先 想到 采用 MCR 的 滞后 项 做 为其 工具 变量, 如 Evans 等 (1993)。如果 采用 1 阶 或者 滞后 阶数 不太 长 的 滞后 项, 通常 满足 “条件 1”; 然而, 不容易 满足 “条件 2”, 这是因为: 企业 考虑 是否 进出 某个 城市 或 在 某个 城市 增减 产量 时, 一般 不仅 看 该 城市 当期 或 过去 的 价格, 往往 会 预期 未来 的 价格, 如果 企业 进行 预测 的 信息 没有 都 被 纳入 为 模型 中 的 控制 变量 (这点 难以 保证), 就会 造成 $Price$ 与 MCR 的 滞后 项 相关。如果 采用 很长 滞后 阶数 的 MCR 做 为 工具 变量, 则 一般 会 降低 (不过 难以 消除) 其 与 $Price$ 的 相关性, 并且 会 带来 弱 工具 变量 问题 (“条件 1” 不 满足) 和 选择 滞后 阶数 上 的 主观 性 问题。

我们又想到采用样本所在省区内其他城市财产险市场的集中度的均值做为工具变量,记为 $MCR(-j)$,这是利用“簇效应”来构造工具变量的做法。(1)某企业进入某个省区后,往往会在该省区中多于1个的城市经营业务,所以某个城市的供给者与省区内其他城市的供给者有关联。由于中国保险监管机构的分支机构下放到省市一级,所以“条件1”在本文研究中较之对一般产品的研究中更容易成立。(2)中国保险业存在严格的“分地区”经营和监管,保险企业在任何城市开设分支结构都需要获批,并新成立单独核算的机构,即,保险企业不能跨城市经营。因此,某个城市的财产险价格一般只会影响本城市的供给状况而不影响其他城市的供给状况,故“条件2”在本文研究中较之对一般产品的研究中应当更容易成立。然而,仍然可能存在难以观察的、对财产险价格的冲击会同时影响省区内“多于1个”的城市,如一些地区发生大型灾难使得居民的风险预期提高,这种局部系统性冲击会造成“条件2”不成立。^①

最后,本文结合中国保险业“分地区”和“产寿险分业”的经营和监管制度,提出第3种工具变量:某城市所属省区中其他城市寿险市场的集中度的均值,记为 $MCRLife(-j)$ 。

(1)保险产品按照承保标的和责任可以分为三类:财产险、寿险和意健险(意外伤害险及健康险)。根据中国《保险法》(1995)规定,1996年起,同一保险人不得再兼营财产险和寿险业务,于是几家综合性保险企业分拆为财产险子公司和寿险子公司。财产险公司专营财产险业务,并于2002年10月起,可以经营意外伤害险及短期(承保期限在一年以下)健康险业务;寿险公司可以经营寿险和所有意健险业务。至今,中国保险市场上,绝大部分财产险企业和寿险企业是两两隶属于同一金融保险集团(控股公司)或者有相同的主要股东,^②所以它们由于供给因素会相互影响。因此, $MCRLife(-j)$ 很可能满足“条件1”。

(2)财产险和寿险是两类差别很大的产品:前者承保财产及其有关利益,是风险补偿性险种,经营期限在1年以内;后者承保人的生存或死亡,有很强的储蓄投资性质,基本是多年期产品。同时显著影响二者发展的因素很少,基于已有文献,这些因素是本文回归中已经控制的经济水平、教育和宗教因素。虽然意外伤害险及短期健康险是财产险公司和寿险公司均可以经营的(2002年10月起),但其占财产险公司和寿险公司保险收入的比重的样本均值分别仅为3.47%和4.22%;并且,意健险业务无论在产险公司和寿险公司均是由专门的业务部门或事业部经营的,经营状况与产险业务和寿险业务有所隔离。因此,“条件2”应当成立。

为稳妥起见,下文将分别采用 MCR 滞后项、 $MCR(-j)$ 和 $MCRLife(-j)$ 做为 MCR 的工具变量,通过工具变量合理性的统计检验,选择最优的工具变量。

(三) 变量的度量

保险产品较为抽象,损失补偿是保险企业的“产出”,赔款支出则反映了保险企业产出的数量,所以财产险产品的价格使用企业的财产险保费收入(等于消费者的保费支出)除以企业的财产险赔款支出(等于消费者收到的赔款补偿)来衡量,记为 $Price$ 。 $Price$ 的值越大,表示消费者对于每单位财产险产品需要支付的金额越大。

源于不同的经济理论假设或者对不同统计性质的侧重,存在多个集中度的度量指标,本

^① 全国层面的冲击已经被年度固定效应 (γ_t) 控制。

^② 我们查看了各保险企业自己网站上披露的公司治理方面的信息,发现仅有大地、永安、美亚、富邦、爱和谊、丘博、日本等约10家中小产险公司是没有对应的寿险公司的。

文将使用以下 3 种。其中, HHI 是最常用的集中度指标, CCI 对大企业市场份额的变化更敏感, HTI 对小企业市场份额的变化更敏感; 且这三者指标都均不需要主观上先设定参数。

(1) $HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2$, 其中, S_i ($i=1, \dots, n$) 是市场中企业 i 的市场份额。 HHI 越大表示市场越集中, $1/n \leq HHI \leq 1$ 。(2) CCI 被称为综合性集中度指标 (comprehensive concentration index), $CCI = s_1 + \sum_{i=1}^n S_i^2(1+(1-s_i))$, 其中, s_1 是最大企业的市场份额。 CCI 越大表示市场越集中, $0 < CCI \leq 1$ 。(3) HTI 由 Hall 和 Tideman (1967) 提出, $HTI = 1/(2\sum_{i=1}^n is_i - 1)$, 其中, i 表示企业按市场份额由大到小的排名, 市场份额最大 (最小) 企业的 i 取 1 (n)。 HTI 越大表示市场越集中, $0 < HTI \leq 1$ 。

(1) 式和 (2) 式中, 控制了一些可能同时影响价格和集中度且同时随城市和年度变化的因素。在需求方面 (D_{jt}) 包括如下因素。(1) 国内生产总值的对数 ($\ln GDP$)。(2) 人均 GDP 的对数 ($\ln gdp$)。(3) 人口密度 ($Density$)。(4) 教育程度 (Edu), 采用一个城市的在校大学生占常住人口中比重来度量该城市的教育水平。(5) 产业结构 ($SecIndu$), 使用第 2 产业增加值占 GDP 的比重度量。(6) 对外开放程度 (FDI), 使用外商直接投资实际使用金额与 GDP 的比值度量。

供给冲击一般影响全国 (总公司) 层面的价格和集中度, 这由 γ_t 控制; 不仅如此, 由于不同城市的保险企业构成不同, 供给冲击的影响也会随着城市而变, 这由 S_{jt} 控制。 S_{jt} 包括如下因素。(1) 所有权性质 ($Owntype$), 使用一个城市里外资财产险企业的市场份额度量。(2) 企业年龄 (Age), 使用一个城市中按市场份额加权平均的财产险企业的年龄度量。

(3) 企业规模 ($Size$), 使用某个城市中按市场份额加权平均的财产险企业的资产再取对数度量。(4) 财务杠杆 ($DARatio$) 反映产险企业的破产风险 (周晶晗和赵桂芹, 2007), 使用某个城市中按市场份额加权平均的财产险企业的财务杠杆 (总负债/总资产) 度量。(5) 广告支出 ($\ln AD$), 使用某个城市中按市场份额加权平均的财产险企业的业务宣传费用支出再取对数度量。

(四) 数据

本文采用 2000—2015 年中国 280 多个地级城市的所有保险企业的经营数据和相关经济社会变量的数据。对于研究集中度—价格关系, 较之于采用某个行业 (如零售店、机票等) 在多个地点的数据或者多个行业的数据, 本文的样本有几点优势。(1) 保险机构不能跨城市经营, 保险产品不能储存和再销售, 故每个市场有清晰的界定;(2) 保险业务的收入和支出基本均有现金流相对应, 且保险业有比较严格的统计和内控审计制度, 所以 $Price$ 和 MCR 的度量误差问题很小;(3) 设立保险公司和设立分支机构有全国统一的规定, 所以各城市保险市场的进入壁垒程度很接近。

计算 $Price$ 需要各城市在各年度的保费收入和赔款支出的数据, 计算 MCR 需要各城市在各年度的所有财产险企业的保费收入的数据, 计算 3 类工具变量 ($MCRLag$ 、 $MCR(-j)$ 、 $MCRLife(-j)$) 需要各城市在各年度的所有寿险企业的保费收入的数据, 这些数据手动收集自历年《中国保险年鉴》(地方版) 中关于各地方保险市场的统计部分。

计算需求方的变量 (GDP 、 gdp 、 $Density$ 、 $SecIndu$ 、 FDI) 的数据收集自《中国城市统计年鉴》。由于 GDP 和 gdp 为货币度量, 采用历年 GDP 平减指数折算到 2015 年的价格水平, GDP 平减指数也收集自该年鉴。

计算供给方的变量 (*Owntype*、*Age*、*Size*、*DARatio*、*AD*) 需要将一个城市财产险市场中各企业的市场份额与企业特征相“匹配”。各城市财产险市场份额的数据仍收集自《中国保险年鉴》(地方版)。企业的所有权性质、年龄、资产规模、资产负债率的数据收集自历年《中国保险年鉴》(公司版) 和各公司网站中披露的公司年度财务报告; 业务宣传费用的数据收集自保险行业协会备案的各家公司的财务报告附注。

表 1 报告了各变量的描述统计情况。

表 1 描述统计量

变量	观察值数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
因变量 (财产险价格):						
<i>Price</i>	4897	1.41	0.29	0.51	1.40	2.48
集中度指标 (<i>MCR</i>):						
<i>HHI</i>	4897	0.45	0.25	0.12	0.37	1.00
<i>CCI</i>	4579	0.66	0.15	0.34	0.64	0.99
<i>HTI</i>	4897	0.42	0.26	0.08	0.32	1.00
需求方因素:						
<i>GDP</i> (亿元)	4897	1074.45	1721.76	17.93	546.55	21602.12
<i>gdp</i> (万元)	4897	2.58	3.34	0.19	1.57	46.70
<i>Density</i> (万人/平方公里)	4894	0.04	0.04	0.00	0.04	1.16
<i>Edu</i> (比值)	4532	0.01	0.02	0.00	0.01	0.13
<i>SecIndu</i> (比值)	4897	48.18	11.46	9.00	48.63	90.97
<i>FDI</i> (比值)	4897	2.10	2.67	0.00	1.25	42.83
供给方因素:						
<i>Owntype</i> (比值)	4897	0.33	1.16	0.00	0.00	1.00
<i>Age</i> (年)	4897	21.71	2.56	9.28	21.68	32.14
<i>Size</i> (亿元)	4897	878.96	455.99	75.09	710.68	2924.64
<i>DARatio</i> (比值)	4897	0.83	0.09	0.44	0.82	0.94
<i>AD</i> (亿元)	4897	10.97	7.32	0.89	11.10	32.53

四、实证结果分析

(一) 基本实证结果

表 2 报告了使用最小二乘法对 (1) 式的估计结果, 第 (1) — (6) 列的差异在于采用不同的控制变量组合 (具体见表注)。^①所有结果中, 集中度的系数估计值均为正向且具有统计显著性 (在 1% 的水平上), 故支持假设 *H1*。

^① 为简洁起见, 全文一些重要回归的完整结果统一在附表 1 中报告了。

表 2 集中度对价格的影响：静态设定+不处理集中度的内生性

	因变量: <i>Price</i>					
	最小二乘估计					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>HHI</i>	0.741*** (0.025)	0.849*** (0.027)	0.703*** (0.030)	0.559*** (0.064)	0.522*** (0.052)	0.513*** (0.074)
R^2	0.17	0.35	0.18	0.38	0.42	0.43
观察值数	3749	3749	3749	3468	3749	3468
<i>CCI</i>	1.158*** (0.043)	1.377*** (0.045)	1.102*** (0.049)	1.071*** (0.112)	0.934*** (0.105)	0.753*** (0.139)
R^2	0.16	0.37	0.17	0.39	0.43	0.44
观察值数	3506	3506	3506	3285	3506	3285
<i>HTI</i>	0.723*** (0.024)	0.804*** (0.025)	0.699*** (0.028)	0.614*** (0.061)	0.513*** (0.049)	0.538*** (0.068)
R^2	0.18	0.35	0.19	0.39	0.42	0.44
观察值数	4285	4285	4285	3963	4285	3963

注：第（1）列不控制任何变量，第（2）列只控制地区固定效应（ α_j ），第（3）列控制年度固定效应（ γ_t ），第（4）列控制地区和年度固定效应和需求方因素（ α_j 、 γ_t 、 D_{jt} ），第（5）列控制地区和年度固定效应和供给方因素（ α_j 、 γ_t 、 S_{jt} ），第（6）列控制地区和年度固定效应、需求方因素和供给方因素（ α_j 、 γ_t 、 D_{jt} 、 S_{jt} ）。系数估计值的下方（）内为稳健标准误；下文同。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著；下文同。

以 *HHI* 度量集中度为例，不控制任何因素时，*HHI* 提高 1 个标准差（0.25），引起 *Price* 提高 0.19（=0.741×0.25），涨幅为价格均值（1.41）的 13.48%。控制地区固定效应（第（2）列）后，集中度的系数估计值仍然正向显著，说明价格是随集中度同向“变化”的，而模型的 R^2 从 0.17 提升到 0.35，反映出财产险价格的地区固有差异较大。控制年度效应（第（3）列）后，模型的 R^2 较第（1）列提高很小，说明单纯年度因素对价格的解释力度不大。当进一步控制需求方因素（第（4）列）和供给方因素（第（5）列）后，集中度的系数估计值均有所下降，说明如果遗漏这些因素将一定程度上高估集中度的系数，这反映出需求方因素和供给方因素对价格和集中度整体上有同方向的影响。加入需求方因素和供给方因素也分别使模型 R^2 提高到 0.40 左右。控制所有 4 类因素后的估计结果（第（6）列）显示，*HHI* 提高 1 个标准差（0.25），引起价格提高 0.13（=0.513×0.25），涨幅为价格均值水平的 9.15%。

当采用 *CCI* 和 *HTI* 度量集中度时，得到的系数估计值在不同列之间的变化趋势与 *HHI* 度量集中度时类似。基于第（6）列的估计结果，*CCI* 和 *HTI* 提高 1 个标准差，将分别引起价格提高 0.19 和 0.13，涨幅分别为价格均值水平的 13.48%和 9.21%。取 *HHI*、*CCI*、*HTI* 三者的平均值，可知，集中度提高 1 个标准差，价格水平将提高其均值水平的 10.61%。

(二) 工具变量估计

表 3 报告了引入工具变量控制了集中度的内生性的两阶段最小二乘 (2SLS) 的估计结果。第 (1) — (3) 列、第 (4) — (6) 列、第 (7) — (9) 列中的集中度分别使用 *HHI*、*CCI*、*HTI* 度量；对于每种集中度的度量，均依次使用 *MCRlag*、*MCR(-j)*、*MCRlife(-j)* 做为集中度的工具变量；其中，*MCRlag* 报告了 3 阶滞后项的结果。

表 3 集中度对价格的影响：静态设定+处理集中度的内生性

	因变量: <i>Price</i>								
	2SLS								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>MCR</i> 的度量方式:	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>CCI</i>	<i>CCI</i>	<i>CCI</i>	<i>HTI</i>	<i>HTI</i>	<i>HTI</i>
<i>MCR</i> 的工具变量:	<i>HHI</i> _{<i>t-3</i>}	<i>HHI</i> (- <i>j</i>)	<i>HHI</i> life(- <i>j</i>)	<i>CCI</i> _{<i>t-3</i>}	<i>CCI</i> (- <i>j</i>)	<i>CCI</i> life(- <i>j</i>)	<i>HTI</i> _{<i>t-3</i>}	<i>HTI</i> (- <i>j</i>)	<i>HTI</i> life(- <i>j</i>)
<i>MCR</i>	0.514** (0.237)		1.113*** (0.179)			1.278** (0.543)			0.972*** (0.159)
<i>IV</i> 对 <i>Price</i> 的偏 <i>R</i> ²	0.64	0.703	0.419	0.295	0.7009	0.257	0.108	0.765	0.352
Anderson 检验的 P 值	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
<i>IV</i> 对 <i>Price</i> 回归检验的系数和 P 值	0.048 [0.34]	0.254 [0.01]	0.057 [0.27]	0.196 [0.03]	0.366 [0.02]	0.129 [0.33]	0.148 [0.02]	0.234 [0.01]	0.080 [0.14]
D-W-H 检验的统计量和 P 值	0.986 [0.32]		14.857 [0.00]			1.031 [0.30]			2.823 [0.00]
观察值数	3049	3907	3907	2818	3698	3696	3007	3907	3907

注：表中回归控制了但省略报告估计结果的变量包括地区和年度固定效应、需求方因素和供给方因素 (α_j 、 γ_t 、 D_{jt} 、 S_{jt})。“*IV* 对 *MCR* 的偏 *R*²”和“Anderson 检验” (Anderson canon. corr. LM 统计量) 用于判断 *IV* 是否为弱工具变量，后者检验的原假设为“是弱工具变量”。“*IV* 对 *Price* 回归检验”用于从统计上考察 *IV* 的外生性，检验原假设为“外生性成立”。D-W-H (Durbin-Wu-Hausman) 检验用于判断 *MCR* 是否为内生变量，原假设为“是内生变量”。相关检验中 [] 内为可以拒绝该检验原假设的 P 值，下文同。

“*IV* 对 *MCR* 的偏 *R*²”和“Anderson 检验”的结果显示，控制了模型中的自变量后，这 3 类工具变量对 *MCR* 仍有解释力，因此，这 3 类工具变量均不是弱工具变量。对于 3 类工具变量是否外生于模型，基于“*IV* 对 *Price* 回归检验”，^①3 种工具变量的结论不错。(1) *HHI*_{*t-3*}

① 本文对一个内生变量采用一个工具变量，属于“恰度识别”的情况，不能从统计上直接检验工具变量的外生性假设。作为一个要求很严格的替代方法，本文将工具变量连同自变量对价格进行 OLS 回归，如果工具变量不显著，则支持工具变量的外生性 (方颖和赵扬，2011)。

与 *Price* 的相关性不显著 (第 (1) 列), 但 CCI_{t-3} 与 *Price* 的相关性 (第 (4) 列) 和 HHI_{t-3} 与 *Price* 的相关性 (第 (7) 列) 均是显著的。加之, 考虑到难以从理论上排除 *MCR* 不存在跨期相关并且 *MCRlag* 滞后阶数的选择有很强的主观性, 所以本文不使用 *MCRlag* 做为工具变量。(2) 在 3 种 *MCR* 的度量方式下, $MCR(-j)$ 与 *Price* 的相关性均是显著的 (第 (2) (5) (8) 列), 所以 $MCR(-j)$ 内生于模型, 不宜做为工具变量。(3) 在 3 种 *MCR* 的度量方式下, $MCRlife(-j)$ 与 *MCR* 的相关性是不显著的 (第 (3) (6) (9) 列)。因此, 下文将基于 $MCRlife(-j)$ 作为工具变量的估计结果 (第 (3) (6) (9) 列) 来解读模型。

当控制了集中度的内生性后, 3 个集中度的系数估计值分别从 0.513、0.753、0.538 (表 2 第 (6) 列) 提升到 1.113、1.278、0.972 (表 3 第 (3) (6) (9) 列)。按照 3 种指标度量集中度时的平均情况计算, 集中度提高 1 个标准差, 将引起财产险价格提高 0.217 (取 1.113×0.25 、 1.278×0.15 、 0.972×0.26 三者的均值), 涨幅为价格均值水平的 15.4%。因此, 假设 *H1* 和 *H2* 均得到支持。

将表 3 的估计结果视为集中度对价格单向的“影响”程度, 将表 2 的估计结果视为排除了价格对集中度反作用后的、集中度对价格的“净影响”程度。因此, 根据 3 种集中度指标平均的计算结果, 价格对集中度反作用能对冲 31.10% ($= (15.4\% - 10.61\%) / 15.4\%$) 的集中度对价格的影响, 而这个比例可以做为样本期间中国城市财产险市场中价格对供求关系调节程度的一个度量。可见, 中国财产险市场上价格调节供求的能力并不强。

最后, “D-W-H 检验”显示: 相比于表 2 的第 (6) 列, 表 3 中第 (3) (9) 列的估计结果有统计上的显著差异, 而第 (6) 列没有发现显著差异 (在 10% 的水平上), 不过, 表 2 和表 3 中 *CCI* 的系数估计值是有较大差别的。因此, 可以认为 *MCR* 确实是内生变量。

表 4 报告了采用动态面板模型 ((2) 式) 的估计结果。第 (1) 列采用混合样本 OLS 估计, 第 (2) 列采用 FE OLS 估计, 第 (3) (4) (5) 列采用 AB91 估计。第 (1) (2) (3) 列采用 *HHI* 度量集中度, 第 (4) (5) 列分别采用 *CCI*、*HKI* 度量集中度。5 个回归中 *MCR* 的系数估计一致, 均为正向显著。一些通用的判别方法支持了本文使用动态面板设定和 AB91 估计方法的合理性,^①因此, 基于第 (3) (4) (5) 列的结果来解读经济含义。

根据第 (3) 列结果, *HHI* 对 *Price* 影响的积累效应为 1.104。举例而言, 2015 年北京市、河北省保定市、河北省各地级城市财产险市场平均的 *HHI* 分别为 0.186、0.311、0.252, 财产险价格分别为 1.72、2.03、1.97。如果 2015 年保定市、河北省各地级城市财产险市场的 *HHI* 都降低到北京市的水平, 且其他条件保持不变, 那么二者的财产险价格分别可以下降到 1.89、1.90。可见, 集中度的差异解释了北京市和保定市财产险价格差距的 44.52%、北京市和河北省各地市财产险价格差距的 29.15%。

① (1) 财产险价格的 1 阶和 2 阶滞后项显著, 因此中国财产险价格存在粘性。(2) 原模型 ((2) 式) 的干扰项 ε_{jt} 序列相关是动态面板模型统计推断的一个重要假定, 该假定成立时, 差分方程残差序列的二阶自相关系数 $AR(2)$ 应接近于 0, 本文的 $AR(2)$ 检验的结果支持这一假定。(3) *Hansne J* 检验不能拒绝原假设“工具变量过度识别约束是有效的”, 本文通过该检验。(4) 由于非观测个体固定效应的存在, 混合样本 OLS (FE) 通常会高估 (低估) 因变量滞后项的系数, 而本文 AB91 估计的 ρ_1 的估计值在混合 OLS 和 FE 估计值之间。

取第(4)(5)(6)列中3种集中度度量指标得到的积累效应的平均值,可知,集中度降低1个标准差,将引起价格降低约0.218(0.736×0.25、0.638×0.15、0.604×0.26的均值),降幅为价格均值水平的15.46%。结合此结果与前文中得到10.61%,价格机制对集中度的反作用能对冲的集中度对价格的影响的31.37%(=(15.46%−10.61%)15.46%)。因此, $H1$ 和 $H2$ 进一步得到支持。

表4 集中度对价格的影响:动态设定

	因变量: <i>Price</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>MCR</i> 的度量方式:	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>CCI</i>	<i>HTI</i>
估计方法:	普通 OLS	FE OLS	AB91	AB91	AB91
<i>MCR</i>	0.312***	0.423***	0.562***	0.603***	0.486***
	(0.053)	0.0765	(0.048)	(0.122)	(0.043)
(滞后1阶) <i>Price</i>	0.549***	0.391***	0.526***	0.504***	0.502***
	(0.0192)	(0.020)	(0.015)	(0.016)	(0.016)
(滞后2阶) <i>Price</i>	0.017	−0.101***	−0.036***	−0.135***	−.040***
	(0.018)	(0.019)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
<i>MCR</i> 的积累效应	0.712***	0.597***	1.104***	0.957***	0.906***
Hansen <i>j</i> 检验的 P 值			[0.16]	[0.43]	[0.30]
AR(2) 检验的 P 值			[0.82]	[0.69]	[0.33]
个体数		282	277	277	277
观察值数	2846	2846	2564	2508	2564

注:普通 OLS 回归中控制了年度固定效应、需求方因素和供给方因素(γ_i 、 D_{jt} 、 S_{jt}),FE OLS 和 AB91 回归中控制了地区和年度固定效应、需求方因素和供给方因素(α_j 、 γ_i 、 D_{jt} 、 S_{jt})。AB91 估计中,内生变量为 *Price* 的 1 阶滞后项和 *MCR*,采用的不超过 3 阶的滞后项做为差分方程的工具变量, $MCRLife(-j)$ 为额外的工具变量。*MCR*的积累效应为“ $\beta/(1-\rho_1-\rho_2)$ ”,其显著性通过 *Price* 滞后项系数的非线性检验得到,下文同。“Hansen *J* 检验”用于判断 AB91 估计的过度识别约束是否是有效的,原假设为“有效”;下文同。“AR(2) 检验”用于判断原估计方程的干扰项是否存在序列相关,原假设为“不存在”;下文同。

(三) 稳健性检验

市场需求下降时厂商合谋协议的稳定性将降低,这得到了一些寡头竞争模型和经验研究的支持(Nekarda等,2013)。对此,将各城市按照其在样本期间的实际GDP增长率的中位数,分为“低增长”和“高增长”两组,分组回归结果报告于表5的第(1)(2)列。结果显示,集中度对价格的系数估计值都是正向显著的,*HHI*影响的积累效应在低增长组为0.938,低于高增长组的1.190,均是显著的。

开设保险分支机构需要一定的固定成本，也存在最小有效规模的概念；而最小有效规模作为一种进入壁垒会影响集中度和价格（利润）（Kalirajan, 1993）。对此，将各城市按其在样本期间“财产险保费规模”的中位数，分为“小型市场”和“大型市场”两组，分组回归结果报告于表 5 的第（3）（4）列。结果显示，集中度对价格的系数估计值都是正向显著的，*HHI* 影响的积累效应在两组中分别为 1.083 和 1.223，差别不大。

表 5 集中度对价格的影响的稳健性检验 1

	因变量: <i>Price</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本分组依据:	GDP 低增长 <13.2%	GDP 高增长 ≥13.2%	小型市场 <3.12 亿元	大型市场 ≥3.12 亿元
<i>HHI</i>	0.505***	0.670***	0.411***	0.766***
	(0.026)	(0.028)	(0.096)	(0.038)
(滞后 1 阶) <i>Price</i>	0.534***	0.461***	0.636***	0.451***
	(0.018)	(0.015)	(0.040)	(0.008)
(滞后 2 阶) <i>Price</i>	-0.073***	-0.023***	-0.015	-0.077***
	(0.006)	(0.005)	(0.021)	(0.005)
<i>HHI</i> 的积累效应	0.938***	1.190***	1.083***	1.223***
<i>HHI</i> life(- <i>j</i>) 对 <i>HHI</i> 的偏 <i>R</i> ²	0.26	0.30	0.28	0.334
<i>HHI</i> life(- <i>j</i>) 对 <i>Price</i> 回归检验	[0.19]	[0.24]	[0.43]	[0.08]
个体数	138	139	138	139
观察值数	1470	1461	1384	1546

注：估计方法为“AB91”，内生变量为 *Price* 的 1 阶滞后项和 *HHI*，采用 *Price* 不超过 3 阶的滞后项做为差分方程的工具变量，*HHI*life(-*j*) 为额外的工具变量。表中回归控制了但省略报告估计结果的变量包括地区和年度固定效应、需求方因素和供给方因素 (α_j 、 γ_t 、 D_{jt} 、 S_{jt})。回归通过了 Hansen *j* 检验和 AR (2) 检验 (在 10%的水平上)。

中、外资企业有不尽相同的经营文化，中资和外资保险企业参与价格合谋的程度不同，如。2014 年 9 月，浙江省保险行业协会及 23 家财产险企业因为协商约定车险价格被国家发改委根据《反垄断法》罚款 1.1 亿元，该事项中并没有外资企业参加。将样本按“是否有外资财产险企业进入”进行分组，结果报告于表 6 第 (1) (2) 列。结果显示，集中度对价格的系数估计值都是正向显著的，*HHI* 影响的积累效应在两组中分别为 0.999 和 1.145，差别不大。

中国经济社会和保险业发现存在明显的地区差异，那么，集中度对价格的影响在不同地区尤其是市场化程度较高的东部地区，是否均成立？将样本分为东、中、西部 3 组，分组回归结果报告于表 6 的第 (3) — (5) 列。结果显示，集中度对价格的系数估计值都是正向显著的，*HHI* 影响的积累效应在东部、中部和西部分别为 1.374、1.029、1.090。

表 6 集中度对价格的影响的稳健性检验 2

	因变量: <i>Price</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	市场上无外企	市场上有外企	东部地区	中部地区	西部地区
<i>HHI</i>	0.768*** (0.143)	0.577*** (0.053)	0.930*** (0.045)	0.606*** (0.037)	0.613*** (0.041)
(滞后 1 阶) <i>Price</i>	0.407*** (0.007)	0.519*** (0.016)	0.502*** (0.011)	0.507*** (0.010)	0.479*** (0.010)
(滞后 2 阶) <i>Price</i>	-0.176*** (0.008)	-0.026** (0.013)	-0.179*** (0.007)	-0.096*** (0.008)	-0.035*** (0.008)
<i>HHI</i> 的积累效应	0.999***	1.113***	1.374***	1.029***	1.090***
<i>HHI</i> life(- <i>j</i>) 对 <i>HHI</i> 的偏 R^2	0.28	0.278	0.39	0.28	0.39
<i>HHI</i> life(- <i>j</i>) 对 <i>Price</i> 回归检验	[0.31]	[0.73]	[0.17]	[0.78]	[0.25]
个体数	101	273	101	100	76
观察值数	541	2390	1152	1171	607

注：同表 5。

五、结论与启示

保险在中国的普及程度低，大量风险没有得到保障，而与中高收入国家（或地区）相比，保险市场的价格和集中度都偏高。本文研究财产险市场的高集中度是否以及在多大程度上“造成”了产品的高价格？本文从多个公开可靠的渠道收集了 2000—2015 年中国 280 多个地级城市中所有保险企业经营数据和相关经济社会运行的数据，借助中国保险业“分地区”和“产寿险分业”经营和监管的制度特点为集中度构造了合适的工具变量，较为准确地估计了集中度对价格的影响。研究主要发现：集中度降低 1 个标准差，将引起价格降低其均值水平的约 15%；价格机制的反作用能够对冲集中度对其影响的不足 1/3。

本文研究结论支持保险市场加强供给改革：放松市场准入监管，提升中国保险市场对内和对外的开放水平，为降低市场份额过度集中的状况创造条件；防范企业之间不同形式的合谋行为。

附录：

附表 部分回归的完整结果

	因变量: <i>Price</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	表 2 第(6)列	表 3 第(3)列	表 4 第(3)列	表 4 第(4)列	表 4 第(5)列
<i>MCR</i> 的度量方式:	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>HHI</i>	<i>CCI</i>	<i>HTI</i>
估计方法:	FE OLS	<i>2SLS</i>		AB91	AB91
		第 1 阶段	第 2 阶段		
<i>MCR</i>	0.513*** (0.074)	1.113*** (0.171)	0.562*** (0.048)	0.603*** (0.122)	0.486*** (0.044)

续附表

	因变量: <i>Price</i>					
	(1) 表 2 第(6)列	(2) 表 3 第(3)列		(3) 表 4 第(3)列	(4) 表 4 第(4)列	(5) 表 4 第(5)列
(滞后 1 阶) <i>Price</i>				0.526*** (0.015)	0.504*** (0.016)	0.502*** (0.016)
(滞后 2 阶) <i>Price</i>				-0.036*** (0.012)	-0.135*** (0.012)	-0.040*** (0.012)
需求方因素:						
<i>lnGDP</i>	-0.223*** (0.078)	-0.130*** (0.026)	-0.203** (0.084)	-0.682*** (0.203)	-0.079 (0.154)	-0.716*** (0.187)
<i>lngdp</i>	0.083 (0.077)	-0.068*** 0.025	0.081 (0.078)	0.802*** (0.201)	0.155 (0.145)	0.790*** (0.185)
<i>Density</i>	-0.129 (0.399)	(0.016) (0.132)	-0.119 (0.400)	-0.941 (0.694)	-0.619* (0.366)	-0.833 (0.627)
<i>Edu</i>	-1.322* (0.792)	1.174*** (0.269)	-1.813** (0.845)	-2.950*** (1.020)	-0.708 (0.833)	-2.740*** (0.969)
<i>SecIndu</i>	0.003** (0.001)	-0.002** (0.000)	0.003** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
<i>FDI</i>	-0.007*** (0.002)	0.000 (0.001)	-0.007*** (0.003)	-0.002 (0.003)	0.014*** (0.004)	-0.011*** (0.004)
供给方因素:						
<i>Owntype</i>	0.008 (0.005)	0.003* (0.002)	0.011* (0.006)	0.002 (0.003)	0.007** (0.003)	0.002 (0.003)
<i>Age</i>	-0.003 (0.004)	0.019*** (0.001)	0.006 (0.006)	-0.039*** (0.003)	-0.050*** (0.003)	-0.038*** (0.003)
<i>Size</i>	0.078* (0.042)	0.082*** (0.014)	0.080* (0.043)	0.194*** (0.030)	0.287*** (0.026)	0.221*** (0.029)
<i>DARatio</i>	-0.826*** (0.068)	-0.044** (0.022)	-0.815*** (0.070)	-0.102*** (0.039)	-0.050 (0.038)	-0.138*** (0.041)
<i>lnAD</i>	-0.035*** (0.010)	-0.012* (0.006)	-0.031** (0.012)	-0.033** (0.014)	-0.041** (0.016)	-0.023 (0.015)
<i>HHlife(-j)</i>		0.583*** (0.026)				
<i>HHlife(-j)</i> 对 <i>MCR</i> 的偏 R^2		0.42		0.32	0.18	0.36
<i>HHI</i> 对 <i>Price</i> 回归检验的 P 值		[0.26]		[0.10]	[0.34]	[0.82]
Hansen <i>J</i> 检验的 P 值				[0.16]	[0.43]	[0.30]
AR(2) 检验的 P 值				[0.82]	[0.69]	[0.33]
观察值数	3963	3907		2930	2866	2930

注: 回归中控制了地区和年度固定效应。“2SLS”中的内生变量为 *HHI*, 工具变量为 *HHlife(-j)*。“AB91”中的内生变量为 *Price* 的 1 阶滞后项和 *HHI*, 采用 *Price* 不超过 3 阶的滞后项做为差分方程的工具变量, *HHlife(-j)* 为额外的工具变量。

参考文献:

1. 方颖、赵扬:《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》[J],《经济研究》2011年第5期。
2. 蒋才芳、陈收:《人寿保险市场结构、效率与绩效相关性研究》[J],《中国软科学》2015年第2期。
3. 王向楠:《人格、价值观、教育与保险需求》[J],《经济学报》2017年第1期。
4. 周晶晗、赵桂芹:《我国产险公司财务恶化预警研究——基于 Logistic 模型》[J],《经济科学》2007年第3期。
5. 朱铭来、吕岩、奎潮:《我国企业财产保险需求影响因素分析——基于地区面板数据的实证研究》[J],《金融研究》2010年第12期。
6. Arellano, M., and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations" [J], *Review of Economic Studies*, Vol. 58 No.2: 277-297.
7. Bresnahan, T. F., 1989, "Empirical Studies in Industries with Market Power", in *Handbook of Industrial Organization*[M], Vol. II, edited by Schmalensee, R., and R. D. Willig. Amsterdam: Elsevier Science Publishing.
8. Dafny, L., M. Duggan, and S. Ramanarayanan, 2012, "Paying a Premium on Your Premium? Consolidation in the US Health Insurance Industry" [J], *American Economic Review*, Vol. 102 NO.2: 1161-1185.
9. Encaoua, D., and A. Jacquemin, 1980, "Degree of Monopoly, Indices of Concentration and Threat of Entry"[J], *International Economic Review*, Vol. 21 No.1: 87-105.
10. Evans, W. N., L. M. Froeb, and G. J. Werden, 1993, "Endogeneity in the Concentration-Price Relationship: Causes, Consequences, and Cures"[J], *Journal of Industrial Economics*, Vol. 41 No.4: 431-438.
11. Hall, M., and N. Tideman, 1967, "Measures of Concentration"[J], *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62 No.317: 162-168.
12. Hay, G. A., and D. Kelley, 1974, "An Empirical Survey of Price Fixing Conspiracies"[J], *Journal of Law & Economics*, Vol. 17 No.1: 13-38.
13. Kalirajan, K. P., 1993, "On the Simultaneity between Market Concentration and Profitability: The Case of a Small-Open Developing Country"[J], *International Economic Journal*, Vol. 7 No.1: 31-48.
14. Nekarda, C. J., and V. A. Rame, 2013, "The Cyclical Behavior of the Price-cost Markup"[Z], NBER Working Paper, No. 19099.
15. Pope, N., and Y. L. Ma, 2008, "The Market Structure-performance Relationship in the International Insurance Sector"[J], *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 75 No.4: 947-966.
16. Schmalensee, R., 1989, "Inter-industry Studies of Structure and Performance", in *Handbook of Industrial Organization*[M], Vol. 1, edited by Richard, S., and D. W. Robert. Amsterdam: North-Holland.
17. Singh, V., and T. Zhu, 2008, "Pricing and Market Concentration in Oligopoly Markets"[J], *Marketing Science*, Vol. 27 No.6: 1020-1035.
18. Toivanen, O., and M. Waterson, 2005, "Market Structure and Entry: Where's the Beef?"[J], *RAND Journal of Economics*, Vol. 36 No.3: 680-699.
19. Weiss, M. A., and B. P. Choi, 2008, "State Regulation and the Structure, Conduct, Efficiency and Performance of US Auto Insurers"[J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 32 No.1: 134-156.

(H)