



通货膨胀与厂商间价格分布 ——以车险市场为例

王向楠

中国社会科学院 金融研究所, 北京 100028

摘要: 价格离散和厂商相对价格波动分别从静态和动态衡量厂商间的价格分布, 均是重要的微观现象。通货膨胀是一种基础性的宏观现象, 对于整体经济和微观主体决策有重要的影响。因此, 研究通货膨胀是否以及如何影响价格离散和厂商相对价格波动是有意义的话题。

梳理解释价格离散为何长期存在的已有研究, 基于厂商菜单成本理论、消费者搜寻理论和厂商信号提取理论, 提出4个研究假设。鉴于中国车险市场数据的优势, 从多个公开、可靠的来源收集2004年至2014年中国200多个地级城市车险企业的经营数据、消费价格指数和相关变量数据。通过对企业-城市-年度三维数据的回归分析, 并结合描述性统计, 获得定量的研究结论。

研究发现, 车险市场一直存在明显的价格离散, 厂商相对价格的波动性很强, 可以解释价格离散为何能够长期持续; 没有充分的证据表明预期通货膨胀会影响价格离散或厂商相对价格波动, 所以不支持菜单成本理论的预测; 非预期通货膨胀(绝对值)对价格离散有显著的正向影响, 支持消费者搜寻理论; 非预期通货膨胀(绝对值)对厂商相对价格的波动性也有显著的正向影响, 支持厂商信号提取理论。

利用不同城市-年度构成的市场中的通货膨胀差异和同一种产品(车险)上的厂商价格分布的差异, 能够排除已有研究普遍遇到的不同产品的异质性、产品之间的相关性和通货膨胀指标可能为内生变量的问题, 提高研究结论的准确性。已有研究对中国市场上价格离散的持续性、通货膨胀对价格离散和厂商相对价格波动的影响鲜有探讨, 如果能获得合适的的数据, 所采用的研究思路和方法可被用于研究其他领域的类似问题。研究结果的管理启示在于, 厂商的价格制定和消费者的商品选择需要考虑互动性, 加强货币政策的透明度和市场预期管理, 发展信息类市场基础设施以降低消费者和厂商的信息搜寻成本。

关键词: 价格离散; 厂商相对价格波动; 预期通货膨胀; 非预期通货膨胀; 车险市场

中图分类号: F27

文献标识码: A

doi: 10.3969/j.issn.1672-0334.2016.05.012

文章编号: 1672-0334(2016)05-0147-13

1 引言

价格离散是指同一时期中同样的产品在不同厂商的售价不同, 它是一种常见的微观现象, 从静态衡量了厂商间的价格分布。价格离散反映出市场信息处理能力低, 也是检验市场效率的重要指标, 大多数关于电子市场效率的研究就是通过对价格离散程度的分析实现的^[1]。如果一些厂商持续地以低价格或

高价格销售产品, 消费者将通过学习获得关于厂商价格的知识, 所以价格离散不会持续太久。对于如何解释具有持续性的价格离散, VARIAN^[2]认为, 这是由于厂商随机制定高价格和低价格, 以使消费者不能通过学习预测哪些厂商会提供低价。动态的厂商相对价格波动可以解释静态的价格离散。

通货膨胀是一种基础性的宏观现象, 由于厂商

收稿日期: 2016-06-30 **修返日期:** 2016-08-17

基金项目: 国家自然科学基金(71203133); 国家社会科学基金(13&ZD161)

作者简介: 王向楠, 经济学博士, 中国社会科学院金融研究所助理研究员, 研究方向为保险与金融等, 代表性学术成果为“Non-interest income, profit, and risk efficiencies: evidence from commercial banks in China”, 发表在2015年第5期《Asia-Pacific Journal of Financial Studies》(SSCI), E-mail: jaffwang@126.com

调整价格存在菜单成本,或者通货膨胀通过引起价格信号失真进而影响消费者的价格搜寻行为,又或者厂商对自身和市场整体价格变动的不准确感知,通货膨胀可能影响厂商间的价格分布。本研究探讨通货膨胀是否影响价格离散和厂商相对价格波动以及产生影响的机理,有助于理解价格离散的形成和持续,对企业管理者经营决策以及市场机制设计者制定竞争、信息和税收政策等具有意义;探讨微观主体的价格决策受到预期和非预期通货膨胀的影响,为分析货币政策如何影响实体经济提供一定的参考。

2 相关研究评述和研究假设

2.1 价格离散和厂商相对价格波动

价格离散背离了一价定律,却是一种普遍现象。如果消费者和厂商都是有完全信息的理性决策主体,单一价格将是 Bertrand-Nash 均衡,不存在价格离散^[3]。因此,理论研究通过引入消费者异质性(如搜寻成本不同)、厂商成本异质性(如固定或可变成本不同)、不同的消费者在厂商之间有不同的偏好(如地理距离远近)、非理性行为(如短期记忆)、需求侧或供给侧的不确定性等因素,得到了价格离散如何作为一种市场均衡存在。对此,可参考 BAYE et al.^[4]和 HOPKINS^[5]的综述。这些研究对本研究的一个重要启示是,在分析某个因素对价格离散的影响时,需要尽可能控制来自消费者、厂商以及二者结合起来的异质性。因此,本研究在回归中控制了城市、企业和年度固定效应以及企业特征与城市固定效应的交互项。

价格离散问题也受到中国学者的关注。赵冬梅^[6]基于北京的93家零售网站、9大类535种产品、6313个价格样本的数据发现,线上市场的价格离散持续存在,知情消费者比例与价格离散之间不是单调关系,零售商特征(尤其是市场特征)会影响价格离散。王强等^[7]基于数理模型的分析认为,搜寻成本使不同声誉的厂商可以同时存在,而随着搜寻效率的提高,低声誉厂商将逐步退出市场,使市场均衡价格水平和价格离散程度下降。该研究没有考虑买家可能对搜寻到的高声誉卖家进行重复性购买,但是仍能说明声誉机制的重要性;此外,该研究未进行实证检验。盛天翔等^[8]构建包含一个线下企业和一个线上企业的双寡头城市线性 Hotelling 模型,并结合几家大型 B2C 网站的数据分析发现,电子商务成熟度越高,线上渠道和线下渠道的价格都降低,但是线下渠道的降价速度更快;线上渠道的购物成本越高,则价格越低。该研究的实证检验中对电子商务成熟度和网络购物成本采用一些替代的衡量方法,有可能与原有的定义不完全相符。王强等^[9]建立一个单期博弈模型,探讨线上交易平台收费(包括仅向卖家收费和向买卖双方同时收费两种设定)对均衡价格水平和价格离散程度的影响。但没有分析因素之间的交互作用对价格离散的影响,也未进行实证检验。

张靖佳等^[10]将同一企业的同一产品在相同年份出口到不同目的地的价格差异称为价格离散,并基于2000年至2006年中国海关数据研究发现,厂商对复杂度越高的产品越容易根据目的地的信息调整价格;与中西部地区相比,东部地区企业更倾向于依据目的地差异调整价格,即风险意识更强。该研究中的价格离散是指同一种产品在不同地区的价格差异,而不是通常所说的同一种产品在不同厂商间的价格差异。

对于厂商相对价格波动, VARIAN^[2]设定了知情消费者和不知情消费者两类消费者,可以认为,知情消费者的信息搜寻成本很低,不知情消费者的信息搜寻成本很高。知情消费者将向最低价格的厂商购买,不知情消费者将在获得某一个低价格(预先设定的保留价格)后停止搜寻并购买。在均衡时,各厂商不会选择某一个价格(纯策略均衡),而是随机地设定价格(混合策略均衡),这样,每家厂商都获得一定份额的不知情消费者,而报价最低的厂商还将获得所有的知情消费者。

少量研究实证分析了价格离散的持续性和厂商相对价格波动性。LACH^[11]基于1993年1月至1994年6月以色列的约40家商店销售的4种产品的数据,发现价格离散现象很明显,商店之间价格排名呈现剧烈波动; CHANDRA et al.^[12]基于美国4个州25000家加油站中3种品质的汽油数据,发现地理位置相邻的两家加油站的价格高低的比较结果很不稳定。然而, BAHADIR-LUST et al.^[13]基于德国131家商店的10种食品的数据却发现,商店之间的价格排名呈现较强的稳定性,并认为这是由于不同消费者之间的搜寻能力和时间成本存在差异,且消费者之间缺乏交流。

虽然只要获得一种或多种产品在同一市场中所有厂商的多个连续期间的价格观测数据,就能够研究厂商相对价格的波动问题,但是目前鲜有研究探讨中国市场上的这一问题,这里的部分原因是,单独测算该问题而不分析该问题与某个重要变量的关系(如本研究中的通货膨胀)很难获得重要的政策建议。本研究对此进行补充,通过分析通货膨胀对厂商相对价格波动的影响,进而检验有关厂商或消费者在不完全信息下定价或购买决策的4个假设。

2.2 通货膨胀对价格离散和厂商(或产品部门)相对价格波动的影响

关于通货膨胀对价格离散的影响。SHESHINSKI et al.^[14]证明由于厂商有价格调整成本,当各厂商独立进行决策时,价格的方差(价格离散的一种度量)将随着通货膨胀的增加而增加。VAN HOOMISSEN^[15]认为,在通货膨胀时期,消费者无论是更多还是更少地搜寻,都会减少所持有的关于价格信息的有效知识存量,从而导致价格离散的增加。应该说,与之前一些研究使用通货膨胀→搜寻行为→价格离散的观点相比, VAN HOOMISSEN^[15]的通货膨胀→(搜寻行为)→有效知识存量→价格离散的观点更为合理。

借助于国际共和机构(International Republican Institute, IRI)提供的2001年至2011年美国几十个城市的2000多家商店31种消费品的价格的周数据, SHEREMIROV^[16]发现,不考虑销售量时,价格离散与通货膨胀呈显著的正相关;而考虑销售量时,价格离散与通货膨胀呈显著的负相关。

在绝大多数关于通货膨胀对主体之间相对价格波动影响的研究中,主体是产品部门。FISCHER et al.^[17]基于1930年至1980年美国长时期的产品部门的价格数据研究发现,产品部门相对价格波动与非预期通货膨胀显著正相关。VAN HOOMISSEN^[15]基于1971年至1984年以色列13种消费品的月度时间序列数据的研究发现,有12种消费品的厂商相对价格波动与通货膨胀水平呈显著正相关。不过,REINSDORF^[18]对美国9个城市65种食品的研究却发现,非预期通货膨胀对产品部门相对价格波动有显著的负向影响,而预期通货膨胀的影响有可能为正向。因此,区分预期通货膨胀和非预期通货膨胀的影响很有意义。

近来的一些研究关注通货膨胀对主体之间相对价格波动影响的非线性。CHOI^[19]采用美国38种产品和日本47种产品价格的月度数据发现,产品部门相对价格波动与通货膨胀率呈V型关系,且在通货膨胀率为零时出现拐点;也就是说,无论通货膨胀越严重还是通货紧缩越严重都将提高产品部门相对价格波动。BECKER et al.^[20]对27个欧洲国家的研究也支持产品部门相对价格波动与通货膨胀率呈V型关系,但得到的通货膨胀的拐点值大于零。BAGLAN et al.^[21]采用1994年至2010年土耳其13个地区的128种产品的价格数据发现,产品部门相对价格波动随着通货膨胀率的增加先增加再减少,当通货膨胀率在约20%时达到最大值。因此,考虑预期和非预期通货膨胀影响的非线性是有意义的。

然而,已有研究利用不同产品部门之间的物价变动的差异存在以下问题:①难以控制行业(或产品)之间的异质性;②需要假设各种产品之间的价格形成是独立的^[22];③会受到所计算的通货膨胀率(通常采用消费价格指数)可能为内生变量的困扰^[23]。如果能利用同一种产品在不同城市-时期构成的市场中的通货膨胀环境差异和厂商价格分布的差异,研究通货膨胀对主体之间价格离散或相对价格波动的影响,则不会受到上述3个问题的困扰。SHEREMIROV^[16]的研究已经采用了这种数据结构,但其只研究了通货膨胀对价格离散的影响,尚未研究对厂商相对价格波动的影响。KAPLAN et al.^[24-25]也使用了这种数据结构,但是关注的是消费者异质性与价格离散的关系,未关注通货膨胀问题(他们的样本期间只有6年)。本研究将利用车险产品在不同地点和不同时期构成的市场面板数据,因此,对通货膨胀对价格离散和厂商相对价格波动影响的研究不会受到上述3个问题的困扰。

需要说明的是,①如前文,通货膨胀对价格离散

和厂商(或产品部门)相对价格波动的影响的实证检验结果存在较大的不一致性,这可能源于不同研究使用的样本不同,但也说明对该问题需要做进一步的细致研究。②对于中国市场,目前鲜有研究探讨通货膨胀如何影响价格离散或厂商相对价格波动,本研究将对此进行补充。虽然已有研究探讨了通货膨胀如何影响行业(部门)^[26]或厂商^[27]的价格调整/黏性问题,但是价格调整/黏性与价格离散虽有相关性却是明显不同的问题。

2.3 研究假设

在已有相关理论和实证研究的基础上,本研究提出4个研究假设。

当价格离散均衡出现时,如果一些厂商持续采用低价格,那么,越来越多的消费者将通过搜寻识别出这些厂商,进而向其购买产品。这样,高价格的厂商会逐渐失去客户,所以将不得不降低价格。因此,价格离散要长期持续,厂商需要调整它们的价格使消费者难以学习到,这表现为厂商价格在市场价格分布中的相对位置是随机变化的。基于此,本研究提出假设。

H₁ 如果某个市场存在持续性的价格离散,那么该市场上厂商的相对价格波动很强。

根据菜单成本理论,厂商调整价格需要付出研究制定新价格、印制价目表、向消费者解释等成本,所以厂商将不连续地调整价格。当通货膨胀造成产品的真实价格低于某一下限(s)后,厂商的最优策略是调整产品名义价格,以使产品真实价格提高到某一上限(S)。当预期通货膨胀增加时, S 与 s 之间的距离将增加,进而厂商之间的价格离散程度也将增加。由于通货膨胀影响 S 与 s 的距离是由于通货膨胀的预期部分,而非预期的部分并不产生影响。此外,通货紧缩时的情况是对称的。基于此,本研究提出假设。

H₂ 预期通货膨胀率的绝对值与价格离散正相关。

根据消费者搜寻理论,由于通货膨胀时期产品价格变动的不确定程度提高,通货膨胀降低了价格的信息含量,为刺激消费者购买更多数量的产品,消费者在通货膨胀时期会进行更多的搜寻活动,这可能降低价格离散。原因在于,当消费者对市场的价格知识具有完全信息时,市场将只有一个价格,与完全竞争市场假设下的结果相同;而消费者对市场的价格知识掌握越少,厂商越有可能以高价售出产品,则产品的价格离散一般会越大。然而,如VAN HOOMISSEN^[15]提出的,通货膨胀使某一时期消费者获得的关于产品价格区间和厂商价格排名等知识在今后时期的有用性降低,并且由于获得厂商的价格信息或多或少需要成本,理性的消费者将减少持有厂商价格的知识。因此,通货膨胀也可能增加价格离散程度。基于消费者搜寻理论,通货膨胀对价格离散的影响是来自于“非预期”的部分;由于消费者对厂商价格的判断已经包含了预期的部分,预期通货膨胀

不会影响厂商价格的信息含量。通货紧缩时的情况则是对称的。基于此,本研究提出两个对立假设。

H_{3a} 非预期通货膨胀率的绝对值与价格离散正相关;

H_{3b} 非预期通货膨胀率的绝对值与价格离散负相关。

根据厂商信号提取理论,当通货膨胀发生时,厂商不容易判断是仅仅自己产品的价格和需求在变动,还是整体物价水平和总需求在变动,所以厂商对价格变动存在不完全感知。由于不同厂商对价格变动的感知水平不同,或者厂商需求的价格弹性不同,通货膨胀对不同厂商调整价格和产出的影响也不同。信号提取理论分析的是非预期通货膨胀,而通货紧缩时的情况是对称的。基于此,本研究提出假设。

H_4 非预期通货膨胀率的绝对值与厂商相对价格波动正相关。

3 车险市场价格离散和厂商相对价格波动

已有研究鲜有采用同一种产品在不同城市-年度构成的市场数据,也鲜有对于中国市场的研究。

本研究从多个公开、可靠的渠道收集2004年至2014年200多个地级城市中车险市场上企业的经营数据、基本特征数据、消费价格指数和其他相关变量的数据,主要是考虑采用挂牌价格与采用实际交易价格测量的价格离散程度可能差别很大,基于前者的测量结果一般会高估价格离散^[28],而保险业务的收入和支出均有现金流相对应,所以车险价格是来自于真实交易,度量误差很小。剔除了某家企业进入某个城市的当年的数据,这是由于企业经营初年的数据常常有较大的不规则波动。由于计算价格离散需要有一定数量的企业,所以选择至少有8家车险企业经营的市场。此外,本研究也考虑了6家以上和10家以上做为选择市场的标准,得到的主要结论不受影响。本研究测算厂商间价格分布利用的是年度-城市-企业构成的样本,收集了27 469个数据,研究通货膨胀对厂商间价格分布的影响利用的是年度-城市构成的样本,收集了2 119个数据。样本构成见表1。

3.1 价格离散

产品价格差别可能来自产品的异质性,即厂商不同的信用等级、营销手段、信誉等使产品和服务存在差别,所以度量价格离散需要采用剔除产品异质性后的价格。为剔除企业可观测和难以观测的异质性对产品价格的影响,本研究估计下式,即

$$P_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{j,t}^T + \alpha_2 (\phi_i \cdot X_{j,t}^T)^T + \phi_i + \lambda_j + \eta_t + v_{i,j,t} \quad (1)$$

其中, $P_{i,j,t}$ 为观测到的 i 城市 j 企业在 t 年度的车险价格; $X_{j,t}$ 为一系列反映企业特征变量的向量; T 为向量转置; ϕ_i 为城市固定效应的哑变量,对于所表示的城市取值为1,对于其他城市取值为0; λ_j 为企业固定效应的哑变量,对于所表示的企业取值为1,对于其他

表1 样本构成
Table 1 Sample Composition

	城市数目	企业数目	
		均值	标准差
2004年	12	8.417	0.669
2005年	44	9.159	1.055
2006年	95	9.758	1.736
2007年	151	10.612	2.506
2008年	209	11.310	3.340
2009年	251	12.086	3.782
2010年	257	12.553	4.060
2011年	262	13.149	4.751
2012年	261	13.904	5.471
2013年	283	14.855	5.689
2014年	294	15.422	5.873

注:使用“至少有8家车险企业”作为选择城市的标准。年度-城市-企业的样本总量可以通过加总各年的城市数目×企业数目的均值得到。

企业取值为0; η_t 为年度固定效应的哑变量,对于所表示的年度取值为1,对于其他年度取值为0; α_0 为截距项; α_1 和 α_2 为系数向量; $v_{i,j,t}$ 为扰动项。

保险产品较为抽象,损失补偿是保险的产出,赔款支出反映了保险产出的数量,所以车险产品的价格用消费者对车险的保费支出(对应于保险企业的保费收入)除以消费者收到的赔款补偿(对应于保险企业的赔款支出)衡量^[29]。车险价格越高表示消费者对每单位车险产品需要支付的金额越高。一般情况下,任何一种保险条款的细则均很多,所以基本不使用具体的金额代表保险的价格。相关的数据来自《中国保险年鉴》(地方版)中关于各城市保险市场的统计部分。

为剔除不同城市的保险消费者对某一项或多项企业特征可能有的不同偏好,引入城市固定效应与企业特征的交互项。能够加入城市固定效应与企业特征的交互项,是借助本研究的企业-市场-时间三维数据的优势,而如果采用截面数据或普通面板数据,加入交互项会较严重地消耗回归中的自由度。需要说明的是,加入 ϕ_i 和 η_t 是为了提高(1)式估计的有效性,由于价格离散指标是在各个城市-年度市场中计算,所以如果使用的价格离散指标具有平移不变性,对 ϕ_i 和 η_t 的估计结果并不影响对价格离散的估计。 $\hat{v}_{i,j,t}$ 为扰动项的估计值,即残差项,基于(1)式的估计, $\hat{v}_{i,j,t}$ 为剔除了产品异质性的价格。

本研究考虑的企业特征如下。①所有权性质。中资和外资保险企业的产品可能有不同的特点,因而加入一个哑变量,对于中资企业取值为0,对于外资企业取值为1。②企业年龄的对数。用一家企业在某个城市经营的年数衡量企业年龄,它可能会影响产品的品牌价值。③企业规模,用总资产的对数衡量。④财务杠杆,用资产负债率衡量,即企业的总负债除以总资产。⑤广告可能影响消费者对产品的

评价,用企业的业务宣传费用的对数度量。在这些企业特征变量中,业务宣传费用的数据来自保险行业管理者相关统计中各家企业的财务报告附注,业务宣传费用是业务及管理费用的附注中的一项;企业年龄的数据来自《中国保险年鉴》(地方版)中关于各城市保险市场的统计部分,其余3个变量的数据收集自《中国保险年鉴》(公司版)或各企业网站中披露的企业年度财务报告。

基于剔除了产品异质性的价格,计算出各城市-年度车险市场上价格的标准差和四分位距,用于衡量价格离散程度。 i 城市 t 年度的车险价格的标准差为 $STD_{i,t}, STD_{i,t} = \sqrt{\sum_{j=1}^{N_{i,t}} \frac{(\hat{v}_{i,j,t} - \bar{v}_{i,t})^2}{N_{i,t} - 1}}$,其中, $N_{i,t}$ 为企业数目, $\bar{v}_{i,t}$ 为市场上的价格均值, $\bar{v}_{i,t} = \sum_{j=1}^{N_{i,t}} \frac{\hat{v}_{i,j,t}}{N_{i,t}}$ 。 i 城市 t 年度的车险价格的四分位距为 $IQR_{i,t}$,是 $\hat{v}_{i,j,t}$ 的第3个四分位数与 $\hat{v}_{i,j,t}$ 的第1个四分位数的差距。虽然理论上讲, $\hat{v}_{i,j,t}$ 对于每个城市-年度市场都是以0为均值,但是在实际数据中会有微小的误差。

表2给出2004年至2014年 $STD_{i,t}$ 和 $IQR_{i,t}$ 的均值和中位数。由表2可知,2005年之后,车险市场的价格离散程度随着时间推移仅有微弱的下降趋势,故车险市场的价格离散具有持续性,并且由于 $\hat{v}_{i,j,t}$ 是剔除了产品和企业异质性的价格,这种价格离散难以通过产品或企业的异质性解释。

3.2 厂商相对价格波动

直观地讲,厂商相对价格的波动性强,则厂商价格在市场排名中的位置应当随时期的变动比较大。下面从厂商价格在4个分位区间的持续期、在4个分位区间之间的转移情况以及不同期间厂商价格的等级相关系数3个方面,描述车险市场上厂商相对价格

的波动情况。

使用 $F_{i,t}$ 表示 i 城市 t 年度的车险市场中企业价格 $\hat{v}_{i,j,t}$ 的经验分布,参考LACH^[11]的研究,定义3个截断点,即 $cutoff 1_{i,t}, cutoff 2_{i,t}$ 和 $cutoff 3_{i,t}$,3个截断点取值满足 $F_{i,t}(cutoff 1_{i,t}) = 0.250, F_{i,t}(cutoff 2_{i,t}) = 0.500, F_{i,t}(cutoff 3_{i,t}) = 0.750$ 。从而找到每个 $\hat{v}_{i,j,t}$ 所处的四分位区间,定义 $[0, cutoff 1_{i,t}]$ 为最低的四分位区间,记为 Q_1 ; $[cutoff 1_{i,t}, cutoff 2_{i,t}]$ 为次低四分位区间,记为 Q_2 ; $[cutoff 2_{i,t}, cutoff 3_{i,t}]$ 为次高的四分位区间,记为 Q_3 ; $[cutoff 3_{i,t}, +\infty]$ 为最高的四分位区间,记为 Q_4 。

表3给出企业价格 $\hat{v}_{i,j,t}$ 处于某一个相同的四分位区间的连续期数的情况。由表3可知,①企业价格排名的持续性较弱,4个四分位区间中企业价格的平均持续期均少于2年。这支持了VARIAN^[2]模型的推测。②不同价格区间的持续性有差异,最低的四分位区间 Q_1 的价格持续性比较明显地大于其他3个价格区间,而最高的四分位区间 Q_4 的价格持续性比较明显地小于其他3个价格区间。本研究认为,虽然企业价格有较强的随机性,但有相对多的低价格的企业倾向于维持低价格,这是由于现实中有一定比例的消费者会认为本期低价格的企业在下一期仍然更可能采用低价格,反映出消费者的学习效应。这一结论与IYER et al.^[30]对互联网上图书、CD光盘的研究以及BAYE et al.^[31]对互联网上多种产品的研究相反,他们发现处于低价格区间企业的价格排名的波动性更大。本研究认为,此差异除了归因于研究的产品不同外,主要是由于线下与线上交易环境的差别,有些互联网上的标价并不主要是为了出售该产品和通过该产品盈利,互联网上采集的某种产品的标价与真实交易的价格可能存在较大差异。

表2 价格离散随时间的变动

Table 2 The Change of Price Dispersion over Time

		2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年
价格标准差	均值	2.066	1.478	1.350	1.279	1.200	1.232	1.015	0.907	1.164	0.951	0.848
	中位数	2.150	1.436	1.239	1.284	1.174	1.199	0.942	0.836	1.187	0.840	0.773
价格四分位距	均值	2.397	1.317	1.173	1.129	1.169	1.186	1.098	0.829	0.808	0.800	0.784
	中位数	1.721	1.105	0.964	1.016	1.045	1.116	1.039	0.814	0.751	0.779	0.725

表3 价格在4个分位区间的持续期

Table 3 Price Duration in Four Interquartile Ranges

单位:%

	1年	2年	3年	4年	5年	6年以上	平均持续期/年
最低的四分位区间 Q_1	45.845	21.470	10.621	5.107	2.212	1.133	1.588
次低四分位区间 Q_2	37.655	16.806	8.311	4.145	2.070	1.205	1.322
次高的四分位区间 Q_3	34.732	14.470	7.115	4.147	2.897	1.788	1.355
最高的四分位区间 Q_4	39.886	14.552	5.204	1.642	0.491	0.167	0.950

进一步计算企业价格在4个分位区间的马尔科夫转移矩阵,表4给出详细结果。在表4的4个4×4矩阵中,第m行第n列的元素(简称m-n元素)表示处于第m行四分位区间的企业的价格在x期后移动到第n列四分位区间的概率,x为两期的间隔时间。本研究报告了1年期(x=1)和4年期(x=4)的转移矩阵。用来计算1年期和4年期转移矩阵的样本总量分别包含连续2年和连续5年的数据的样本数。表4中样本量报告的是每个矩阵的每一行的样本量,而每个转移矩阵的总样本量为四行的样本量之和,每个元素(概率值)对应的样本量为所在行的样本量与该元素值(概率值)的乘积。

表4中A部分报告的概率未对区间的样本量进行调整,B部分报告了调整后的概率。调整过程为:将n列的四分位区间的样本量占4个区间总样本量的比重乘4,以所得的值去除A部分的m-n元素(概率值),即得到了B部分的m-n元素(概率值)。下面基于B部分的元素取值(概率值)进行分析,A部分与B部分对应元素取值(概率值)之间相差并不大。

①如果企业价格排名的波动性大,则转移矩阵主对角线的元素值(概率值)应当大幅度地小于100%;相反,如果企业价格排名很稳定,则转移矩阵主对角线的元素值会接近于100%。因此,表4也比较直观地反映出车险厂商相对价格的波动性是较大的。②第1行的主对角线元素值(概率值)在1年期矩阵中大于 $\frac{1}{2}$,在4年期矩阵中大于 $\frac{1}{3}$,第2行和第3行的主对角线元素值(概率值)在1年期矩阵和4年期矩阵中均是所在行的最大元素,第4行的主对角线元素值(概率值)在1年期和4年期矩阵中已经不是

所在行的最大元素,这也反映出高价格企业的价格排名波动性更大。③当期处于某个价格区间的企业在下一期转移到较近价格区间的概率大于转移到较远的价格区间的概率,因而企业的价格调整具有一定程度的黏性,并非如VARIAN^[2]所预测的具有完全的随机性。

计算企业价格的跨期Spearman等级相关系数。*i*城市*t*年度的*x*年期的跨期Spearman等级相关系数 $\rho_{i,t,x}$ 为

$$\rho_{i,t,x} = 1 - 6 \sum_{j=1}^{N_i} \frac{(Rank_{i,j,t} - Rank_{i,j,t'})^2}{N_i(N_i - 1)} \quad (2)$$

其中, N_i 为在*i*城市的车险市场上*t*年和*t'*年均经营的企业数目; $Rank_{i,j,t}$ 为*i*城市*t*年的车险市场中*j*企业的价格在 N_i 家企业中的排名; $Rank_{i,j,t'}$ 为*i*城市*t'*年的车险市场中*j*企业的价格在 N_i 家企业中的排名;*t*与*t'*之间相差*x*, $x=1,2,\dots,8$ 。表5给出 $\rho_{i,t,x}$ 的均值和中位数。由表5可知,1年期相关系数的均值和中位数都超过了0.300,但从第2年起相关系数就变得很小。因此,难以使用某一期中企业价格排名情况去预测两年后的企业价格排名。

综合上述分析可知,车险企业价格的相对波动性很强, H_1 得到验证。这解释了在消费者可以学习价格信息和自由选择条件下,车险市场的价格离散为何可以持续存在。

4 通货膨胀对价格离散和厂商相对价格波动的影响

4.1 模型、变量和数据

通货膨胀对价格离散影响的计量模型为

表4 价格在四分位区间的马尔科夫转移矩阵

Table 4 Markov Transition Matrix of Price in Four Interquartile Range

单位:%

1年期						4年期					
Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	样本量/个		Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	样本量/个	
A部分:未对区间样本量多少进行调整的概率											
Q_1	45.844	27.613	14.239	12.304	4 860	Q_1	30.463	28.879	22.055	18.603	2 462
Q_2	25.815	37.650	23.462	13.073	5 737	Q_2	24.227	33.924	26.277	15.572	2 877
Q_3	15.268	29.112	34.732	20.888	5 338	Q_3	19.404	31.182	30.502	18.912	2 649
Q_4	22.294	24.149	28.053	25.504	6 199	Q_4	23.449	27.331	26.758	22.462	3 148
B部分:对区间样本量多少进行调整后的概率											
Q_1	52.190	26.630	14.764	10.983	4 860	Q_1	34.445	27.950	23.181	16.451	2 462
Q_2	29.382	36.317	24.324	11.687	5 737	Q_2	27.407	32.826	27.626	13.775	2 877
Q_3	17.397	28.082	36.005	18.654	5 338	Q_3	21.945	30.173	32.059	16.720	2 649
Q_4	26.443	23.285	29.098	22.760	6 199	Q_4	26.519	26.472	28.114	19.861	3 148

注:A部分的两个矩阵的每一行的4个元素之和为100%(考虑四舍五入后的近似值);B部分的两个矩阵由于进行了样本量调整,其每一行的4个元素之和与100%存在微小的差异,差异均在5%以内。

表5 企业价格的跨期等级相关系数
Table 5 Inter-temporal Rank Correlation Coefficient of Firms' Price

	1期	2期	3期	4期	5期	6期	7期	8期
样本量	1 161	979	800	627	455	303	188	104
均值	0.326	0.070	-0.006	-0.025	-0.055	-0.028	-0.042	-0.032
中位数	0.364	0.083	-0.003	-0.021	-0.050	-0.017	-0.024	-0.036

$$STD_{i,t}/IQR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 |ExInf|_{i,t} + \beta_2 |UnExInf|_{i,t} + \beta_3 Z_{i,t-1}^T + \phi_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $|ExInf|_{i,t}$ 为预期通货膨胀的绝对值, $|UnExInf|_{i,t}$ 为非预期通货膨胀的绝对值, 本研究关注二者的系数; Z 为控制变量向量, 即那些可能同时影响价格离散与通货膨胀的、随城市和年度变化的因素, 包括国内生产总值(GDP)的对数、人均GDP($\frac{GDP}{Popu}$)的对数、人口密度(Density)、服务业占GDP的比重(Serve)、教育程度(Edu)和金融发展程度(Finance); β_0 为截距项, β_1 和 β_2 为待估计的系数, β_3 为控制变量向量的系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为扰动项。加入 ϕ_i 和 η_t , 分别控制不随年度变化的城市特征和不随城市变化的年度特征。根据回归中的零均值假设, $\hat{v}_{i,j,t}$ 在城市-年度车险市场的均值为0(即 $\hat{v}_{i,j,t} = 0$), 所以 $STD_{i,t}$ 在理论上也等于 $E|\hat{v}_{i,j,t}|$ 。 $IQR_{i,t}$ 与标准差不同, 不受价格极端值的影响。

通货膨胀对厂商相对价格波动影响的计量模型为

$$RankVol_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 |ExInf|_{i,t} + \gamma_2 |UnExInf|_{i,t} + \gamma_3 Z_{i,t-1}^T + \phi_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (4)$$

其中, $RankVol_{i,t}$ 为 i 城市 t 年度的车险市场中企业价格的跨期等级不相关系数^[11], γ_0 为截距项, γ_1 和 γ_2 为待估计的系数, γ_3 为控制变量向量的系数, $\xi_{i,t}$ 为扰动项。 $RankVol_{i,t}$ 定义为

$$RankVol_{i,t} = 1 - \frac{\text{车险市场企业价格的1年期 Spearman 等级相关系数}}{1 - \rho_{i,t,1}} = 6 \sum_{j=1}^{N_i} \frac{(Rank_{i,j,t} - Rank_{i,j,t-1})^2}{N_i(N_i - 1)} \quad (5)$$

本研究采用 FISCHER et al.^[17] 和黄新飞等^[27] 关于预期和非预期通货膨胀率的设置规则, 令预期通货膨胀率 = 上1期的通货膨胀率, 令非预期通货膨胀率 = 通货膨胀率 - 预期通货膨胀率。由于本研究样本的期间不算长, 也为了避免设置预期规则的主观性, 故采用这种被认可的预期设置规则。

国家统计局定期公布通货膨胀数据的地区目前仅限35个大中城市, 所以本研究中关于各城市各年的消费价格指数的数据是手动收集自各城市所在省(自治区、直辖市)的年鉴(含统计年鉴、经济年鉴、发展年鉴等)。不过, 部分省区在部分年度的相关年鉴中未披露所辖城市的通货膨胀率。控制变量中 GDP 、 $\frac{GDP}{Popu}$ 、Density、Serve 和 Edu 的数据收集自《中国

城市统计年鉴》, 其中, 由于中国生产总值是货币计量的, 采用历年国内生产总值平减指数将其折算到2014年的价格水平, 该平减指数也收集自该年鉴; 基于已有研究, 教育水平采用城市中在校大学生占常住人口的比重度量。金融发展程度采用金融业从业人数占有单位从业人数的比重度量。对于《中国城市统计年鉴》中个别缺失的数据, 尽量使用《中国区域经济统计年鉴》予以补齐。由于预期通货膨胀和非预期通货膨胀是本研究关注的自变量, 分析中仅保留这两个变量均有数据的城市-年度样本, 故样本量小于前文中城市-年度的样本量(2 119)。表6给出变量的描述性统计结果, 由表6可知价格离散、价格四分位距和厂商相对价格波动的标准差均达到各自均值的约 $\frac{1}{2}$, 而预期通货膨胀和非预期通货膨胀的标准差接近或超过了各自的均值, 因此, 本研究主要关注的这4个变量均表现出较大的样本变异性。

在进行回归分析前, 计算本研究关注的两个因变量与两个自变量的相关关系。价格标准差(价格四分位距)与预期通货膨胀率的绝对值和非预期通货膨胀率的绝对值的 Spearman 相关系数分别为0.082(0.080)和0.115(0.095), 均在1%的水平上显著。厂商相对价格波动与预期通货膨胀率的绝对值和非预期通货膨胀率的绝对值的 Spearman 相关系数分别为0.111和0.145, 均在1%的水平上显著。这些结果与厂商菜单成本理论的预期(H₂)、消费者搜寻理论的预期(H_{3a})和厂商信号提取理论的预期(H₄)相符, 但是相关性分析只能提供初级的检验结果, 为了排除其他因素的影响, 需要进行多变量回归分析。

4.2 回归结果分析

表7给出通货膨胀对价格离散影响的估计结果。(1)列~(6)列的因变量均为价格标准差, (1)列~(3)列控制了城市固定效应和年度固定效应, (4)列进一步控制了6个时变的城市特征变量, (5)列控制了城市固定效应和6个时变的城市特征变量, (6)列控制了年度固定效应和6个时变的城市特征变量。

① $|ExInf|$ 的5个系数估计值均为正, 不过(3)列、(4)列和(6)列的系数估计值不具有统计显著性, 因此, 难以确定预期通货膨胀与价格离散的关系。② $|UnExInf|$ 的5个系数估计值均为正向显著, 因此, 支持了非预期通货膨胀(绝对值)对价格离散的正向影响, 符合消费者搜寻理论的一个预测(H_{3a})。(7)列和(8)列的因变量为价格四分位距, 与前6列的结

表6 描述性统计结果
Table 6 Results of Descriptive Statistics

	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>STD</i>	1 365	1.119	0.465	0.223	1.063	2.717
<i>IQR</i>	1 365	1.012	0.526	0.103	0.915	4.709
<i>RankVoli</i>	1 161	0.674	0.323	0.000	0.636	2.000
<i>ExInf/%</i>	1 365	3.581	3.307	-4.500	3.100	25.800
<i>UnExInf/%</i>	1 365	-0.156	3.781	-23.200	0.300	10.000
<i>GDP/亿元</i>	1 357	18 580.991	2 223.851	129.650	1 065.371	19 196.690
$\frac{GDP}{Popu}$ /元/人	1 355	34 175.865	22 452.030	4 475.000	27 904.580	136 948.000
<i>Density/万人/平方公里</i>	1 332	0.052	0.036	0.000	0.047	0.247
<i>Serve</i>	1 357	0.377	0.093	0.036	0.368	1.051
<i>Edu</i>	1 277	0.021	0.025	0.000	0.011	0.125
<i>Finance</i>	1 332	0.035	0.012	0.009	0.034	0.113

注:由于相关年鉴的数据存在或多或少的缺失,所以各变量的样本量存在一定的差异,*RankVoli*的计算中损失了1年的数据。

表7 通货膨胀对价格离散的影响
Table 7 The Effects of Inflation on Price Dispersion

	<i>STD_{i,t}</i>						<i>IQR_{i,t}</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ExInf</i>	0.017*** (0.006)		0.009 (0.007)	0.010 (0.007)	0.023*** (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.006)	0.007 (0.007)
<i>UnExInf</i>		0.021*** (0.006)	0.016** (0.007)	0.018** (0.007)	0.010* (0.005)	0.016** (0.007)	0.015** (0.007)	0.017** (0.007)
<i>lnGDP</i>				-0.273 (0.202)	-0.551*** (0.127)	0.146*** (0.024)		0.078 (0.192)
$\ln \frac{GDP}{Popu}$				0.149 (0.146)	0.301** (0.135)	-0.152*** (0.031)		-0.077 (0.138)
<i>lnDensity</i>				-0.143 (0.340)	-0.261 (0.343)	0.030* (0.018)		0.026 (0.323)
<i>Serve</i>				-0.369 (0.436)	-0.926** (0.382)	-0.282 (0.173)		0.333 (0.414)
<i>Edu</i>				1.083 (2.272)	-1.171 (2.259)	1.754*** (0.659)		0.341 (2.154)
<i>Finance</i>				-0.444 (2.194)	-0.944 (2.132)	1.805* (1.020)		1.908 (2.080)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制		控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制		控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.394	0.395	0.396	0.403	0.367	0.212	0.397	0.411
调整后 <i>R</i> ²	0.280	0.282	0.283	0.282	0.246	0.201	0.283	0.292
样本量	1 365	1 365	1 365	1 221	1 221	1 221	1 365	1 221

注:估计方法为虚拟变量最小二乘回归;括号内的数据为城市层面聚类的标准误;由于相关年鉴中控制变量的数据存在或多或少的缺失,所以不同回归的样本量存在差异;***为在1%的显著性水平上显著,**为在5%的显著性水平上显著,*为在10%的显著性水平上显著。下同。

果一致,即预期通货膨胀对价格离散的影响不确定,非预期通货膨胀(绝对值)对价格离散有显著的正向影响。因此,表7的结果不支持菜单成本理论的预测(H₂),支持消费者搜寻理论的预测(H_{3a})。与已有相关研究对比,基于同样是较低通货膨胀环境下的德国的样本,FENGLER et al.^[32]的研究发现了菜单成本理论的证据,并认为(未进行统计检验)搜寻没有影响价格离散。而本研究的发现与该文这两点结论均相反。

在系数估计值的意义上,对于价格标准差,本研究以R²最高((4)列)和调整后的R²最高((3)列)的估计结果的均值为准,得到非预期通货膨胀率变动1个百分点会引起企业之间的价格标准差变动 $0.017(\frac{0.018+0.016}{2})$,变动的幅度占样本中价格标准差的均值水平(1.119)的1.519%。对于价格四分位距,以R²和调整后的R²最高的(8)列为准,得到非预期通货膨胀率变动1个百分点会引起企业之间价格四分位距变动0.017,变动的幅度占样本中价格四分位

距的均值水平(1.012)的1.680%。

几个控制变量均没有得到比较明确的结果。在同时控制城市固定效应和年度固定效应的(4)列和(8)列中,6个控制变量均不具有统计显著性。当不控制年度固定效应((5)列)时,部分控制变量变得统计显著,而不控制城市固定效应((6)列)时,部分控制变量系数估计值的正负号甚至发生了改变。这反映出两点,一是价格离散受年度固定效应和城市固定效应的影响,特别是受城市固定效应的影响较大,所以很可能存在一些地区层面的固有因素或很少随时间变化的因素影响了价格离散。二是|UnExInf|的系数估计值在回归中的变化不大,所以非预期通货膨胀对价格离散的影响具有较好的稳健性。

表8给出通货膨胀对厂商相对价格波动影响的估计结果。(1)列~(6)列采用虚拟变量最小二乘回归(LSDV),(1)列~(3)列控制了城市固定效应和年度固定效应,(4)列进一步控制了6个时变的城市特征变量,(5)列控制了城市固定效应和6个时变的城市特征变量,(6)列控制了年度固定效应和6个时变的

表8 通货膨胀对厂商相对价格波动的影响
Table 8 The Effects of Inflation on Firms' Relative Variability

	<i>RankVoli_{i,t}</i>							
	LSDV						Tobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ExInf</i>	-0.003 (0.005)		-0.009 (0.006)	-0.009 (0.006)	0.005 (0.005)	-0.000 (0.004)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)
<i>UnExInf</i>		0.009* (0.005)	0.013** (0.006)	0.013** (0.007)	0.008 (0.004)	0.013** (0.006)	0.014** (0.006)	0.015** (0.007)
ln <i>GDP</i>				-0.129 (0.202)	-0.143 (0.120)	-0.027 (0.019)		-0.083 (0.203)
ln $\frac{GDP}{Popu}$				0.032 (0.140)	0.016 (0.130)	-0.025 (0.025)		0.055 (0.141)
ln <i>Density</i>				-0.084 (0.284)	-0.240 (0.290)	-0.013 (0.015)		0.001 (0.288)
<i>Serve</i>				-0.195 (0.384)	-0.284 (0.324)	-0.359*** (0.134)		-0.153 (0.386)
<i>Edu</i>				-0.961 (2.128)	-0.708 (2.163)	0.541 (0.494)		-0.503 (2.139)
<i>Finance</i>				0.814 (1.881)	-0.618 (1.855)	-0.892 (0.790)		0.923 (1.891)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制		控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制		控制	控制	控制
R ²	0.244	0.246	0.248	0.258	0.184	0.129		
调整后 R ²	0.086	0.087	0.088	0.089	0.009	0.115		
对数似然率							-362.001	-309.080
样本量	1 161	1 161	1 161	1 048	1 048	1 048	1 161	1 048

城市特征变量。

①虽然 $RankVoli$ 与 $|ExInf|$ 的简单相关系数为正向显著,但在加入控制变量后, $|ExInf|$ 的系数估计值均很小且均不具有统计显著性,因此,预期通货膨胀没有影响厂商相对价格波动。② $|UnExInf|$ 的5个系数估计值均为正,且在除未控制年度固定效应的(5)列之外的其他4列中,均是统计显著的,因此,非预期通货膨胀(绝对值)对厂商相对价格波动有正向影响,符合厂商信号提取理论的预测(H_4)。基于 R^2 最高的(4)列和调整后的 R^2 最高的(6)列的系数估计值,得到非预期通货膨胀率变动1个百分点引起价格跨期等级不相关系数变动0.013,变动的幅度占样本中企业价格跨期等级不相关系数均值水平(0.674)的1.928%。③没有发现控制变量影响厂商相对价格波动的证据。

由于 $RankVoli$ 是由 $(1 - \text{相关系数})$ ((5)式)定义的,其值介于0~2之间,属于取值范围受限的因变量,所以本研究也采用Tobit回归进行估计,结果见表

8的(7)列和(8)列。结果仍然支持预期通货膨胀无显著影响、非预期通货膨胀(绝对值)有显著影响的结论。采用Tobit回归得到的非预期通货膨胀的边际效应与(4)列的系数估计值很接近,这是由于 $RankVoli$ 取值为0或2的样本量(被截取的样本量)的占比很少。因此,Tobit回归的结果也支持厂商信号提取理论的预测(H_4)。

考虑到一些研究发现通货膨胀对中国经济增长的负向影响存在非线性效应^[33-34]。本研究将 $|ExInf|$ 的平方项和 $|UnExInf|$ 的平方项做为额外的自变量加入到(3)式和(4)式中,但是没有发现 $|ExInf|$ 和 $|UnExInf|$ 与价格离散、厂商相对价格波动之间存在非线性关系。

中国经济社会发展存在明显的地区差异,张靖佳等^[10]发现东部和中西部企业的价格调整行为不同。因此,本研究对东、中、西部地区的样本分别进行回归,回归结果见表9。表9的(1)列~(3)列表明,无论对于东部、中部还是西部地区,非预期通货膨胀

表9 通货膨胀对价格离散和厂商相对价格波动的影响:按三大区域分组

Table 9 The Effects of Inflation on Price Dispersion and Firms' Relative Variability: Three Major Regions

	$STD_{i,t}$			$RankVoli_{i,t}$		
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	东部 (4)	中部 (5)	西部 (6)
$ ExInf $	0.019** (0.008)	0.017 (0.029)	0.010 (0.008)	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.006)	-0.010 (0.007)
$ UnExInf $	0.014* (0.009)	0.041* (0.024)	0.014* (0.008)	0.012* (0.006)	0.014** (0.007)	0.012 (0.007)
$\ln GDP$	-0.083 (0.260)	0.045 (0.427)	-0.161 (0.235)	0.138 (0.245)	-0.154 (0.209)	0.129 (0.236)
$\ln \frac{GDP}{Popu}$	0.177 (0.178)	-0.218 (0.374)	0.273* (0.163)	-0.026 (0.159)	0.020 (0.142)	-0.007 (0.158)
$\ln Density$	-0.609 (0.523)	0.472 (0.552)	-0.412 (0.447)	0.238 (0.425)	-0.087 (0.303)	0.115 (0.379)
$Serve$	0.060 (0.515)	-1.102 (1.353)	-0.176 (0.475)	0.192 (0.409)	-0.153 (0.395)	0.065 (0.403)
Edu	2.761 (2.758)	12.040* (6.804)	1.339 (2.410)	-0.485 (2.425)	-0.164 (2.348)	-1.135 (2.213)
$Finance$	1.432 (2.743)	-0.592 (4.242)	0.234 (2.569)	0.258 (2.121)	0.820 (1.903)	0.225 (2.121)
R^2	0.417	0.379	0.446	0.296	0.266	0.280
调整后 R^2	0.306	0.224	0.330	0.144	0.105	0.116
样本量	634	426	161	566	356	126

注:均控制了城市固定效应和年度固定效应。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。因为东部、中部、西部的地级城市数目不同、因变量的缺失值数目不同,所以不同回归的样本量存在差异。

(绝对值)对价格离散的系数估计值均为正向显著。表9的(4)列~(6)列表明,非预期通货膨胀(绝对值)对厂商相对价格波动的系数估计值均为正,仅西部地区样本未达到10%的显著性水平,这是因为西部地区样本量较小。

综合以上的检验结果,如果车险市场存在持续性的价格离散,则车险厂商的相对价格波动很强(H_1),非预期通货膨胀率的绝对值与价格离散正相关(H_{3a})、与厂商相对价格波动正相关(H_4)均得到验证;而预期通货膨胀率的绝对值与价格离散正相关(H_2)没有得到支持,这反映出保险产品的价格制定过程不同于很多实体商品。

5 结论

本研究提出关于通货膨胀影响价格离散和厂商相对价格波动的4个研究假设,基于保险市场数据,从多个公开可靠的来源收集2004年至2014年中国200多个地级城市中车险市场上企业的经营数据、消费价格指数和相关变量的数据进行实证检验。研究结果表明,即使剔除了产品异质性,车险市场仍然存在明显且具有持续性的价格离散;各城市的车险市场中,厂商相对价格波动性很强,故消费者难以通过学习预测哪些企业提供了低价。进一步研究发现,没有证据支持预期通货膨胀影响价格离散和厂商相对价格波动,故不支持菜单成本理论的预测;非预期通货膨胀(绝对值)对价格离散和厂商相对价格波动具有显著的正向影响,分别支持消费者搜寻理论和厂商信号提取理论的预测。如果可以获得合适的的数据,本研究的思路和方法可以应用于其他领域对类似问题的研究。

本研究直接的管理启示有3个方面。①厂商最优的价格制定需要考虑其他厂商的互动行为和通货膨胀环境,消费者的价格搜寻和购买选择也是如此。②管理部门制定和实施货币政策时,为了降低对厂商间价格分布的影响,进而减少对实体经济运行的负面冲击,应当加强市场预期管理,如提高管理部门的独立性,确定通货膨胀目标制,多采用数量型指标,多采用公开市场操作业务,政策实施前后注意向市场各方阐明政策意图,加强各层级政策执行力等。③完善市场基础设施,增加市场主体对价格的信息获取能力。例如,发展交易所、比价网站等各类信息平台,提升互联网在社会生产和居民生活中的普及程度等。

本研究也存在不足。①本研究样本为车险,对于其他产品,通货膨胀对两种厂商间价格分布的影响是否与本研究的发现相同需要进一步研究。②本研究能收集到的通货膨胀和很多变量的数据是年度的,样本期间较短致使无法应用比较复杂的通货膨胀预期的设置规则,如基于ARMA、ARCH、GARCH等模型。③本研究发现城市固定效应和年度固定效应影响厂商间价格分布,但对于这些因素到底包含什么,本研究没有继续分析。

参考文献:

- [1] 黄浩. 匹配能力、市场规模与电子市场的效率:长尾与搜索的均衡. *经济研究*, 2014, 49(7):165-175.
HUANG Hao. Matching capacity, market scale and efficiency of the electronic market: equilibrium between long tail and searching. *Economic Research Journal*, 2014, 49(7):165-175. (in Chinese)
- [2] VARIAN H R. A model of sales. *The American Economic Review*, 1980, 70(4):651-659.
- [3] STIGLER G J. The economics of information. *Journal of Political Economy*, 1961, 69(3):213-225.
- [4] BAYE M R, MORGAN J, SCHOLTEN P. *Information, search, and price dispersion*. Bloomington, IN: Indiana University, 2006.
- [5] HOPKINS E. Price dispersion // BLUME L, DURLAUF S. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. 2nd ed. New York: Palgrave MacMillan, 2008:3024-3029.
- [6] 赵冬梅. 电子商务市场价格离散度的收敛分析. *经济学(季刊)*, 2008, 7(2):685-700.
ZHAO Dongmei. Price dispersion and convergence in e-commerce markets. *China Economic Quarterly*, 2008, 7(2):685-700. (in Chinese)
- [7] 王强, 陈宏民, 杨剑侠. 搜寻成本、声誉与网上交易市场价格离散. *管理科学学报*, 2010, 13(5):11-20.
WANG Qiang, CHEN Hongmin, YANG Jianxia. Searching cost, reputation and price dispersion of on-line market. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(5):11-20. (in Chinese)
- [8] 盛天翔, 刘春林. 网络渠道与传统渠道价格差异的竞争分析. *管理科学*, 2011, 24(3):56-64.
SHENG Tianxiang, LIU Chunlin. Competitive analysis of price discrimination between network and traditional channel. *Journal of Management Science*, 2011, 24(3):56-64. (in Chinese)
- [9] 王强, 陈宏民. 平台收费对网上交易市场价格离散的影响. *管理科学学报*, 2013, 16(3):1-9.
WANG Qiang, CHEN Hongmin. Effects of platform charges on price dispersion in online markets. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(3):1-9. (in Chinese)
- [10] 张靖佳, 姜小雨, 孙浦阳. 贸易风险与价格离散:基于企业-产品级别的验证. *世界经济研究*, 2015(12):89-99.
ZHANG Jingjia, JIANG Xiaoyu, SUN Puyang. Trade risk and price dispersion: a test based on the enterprise-product level. *World Economy Studies*, 2015(12):89-99. (in Chinese)
- [11] LACH S. Existence and persistence of price dispersion: an empirical analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(3):433-444.

- [12] CHANDRA A, TAPPATA M. Consumer search and dynamic price dispersion: an application to gasoline markets. *The RAND Journal of Economics*, 2011, 42(4):681-704.
- [13] BAHADIR-LUST S, LOY J P, WEISS C R. Are they always offering the lowest price? An empirical analysis of the persistence of price dispersion in a low inflation environment. *Managerial and Decision Economics*, 2007, 28(7):777-788.
- [14] SHESHINSKI E, WEISS Y. Inflation and costs of price adjustment. *The Review of Economic Studies*, 1977, 44(2):287-303.
- [15] VAN HOOMISSEN T. Price dispersion and inflation: evidence from Israel. *Journal of Political Economy*, 1988, 96(6):1303-1314.
- [16] SHEREMIROV V. *Price dispersion and inflation: new facts and theoretical implications*. Federal Reserve Bank of Boston Research Paper Series Working Papers, 2015.
- [17] FISCHER S, HALL R E, TAYLOR J B. Relative shocks, relative price variability, and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981(2):381-441.
- [18] REINSDORF M. New evidence on the relation between inflation and price dispersion. *The American Economic Review*, 1994, 84(3):720-731.
- [19] CHOI C Y. Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42(5):769-798.
- [20] BECKER S S, NAUTZ D. Inflation, price dispersion and market integration through the lens of a monetary search model. *European Economic Review*, 2012, 56(3):624-634.
- [21] BAGLAN D, YAZGAN M E, YILMAZKUDAY H. Relative price variability and inflation: new evidence. *Journal of Macroeconomics*, 2016, 48:263-282.
- [22] NAKAMURA E, STEINSSON J. Price rigidity: microeconomic evidence and macroeconomic implications. *Annual Review of Economics*, 2013, 5(1):133-163.
- [23] ASCARI G, ROSSI L. Trend inflation and firms price-setting: Rotemberg versus Calvo. *The Economic Journal*, 2012, 122(563):1115-1141.
- [24] KAPLAN G, MENZIO G. The morphology of price dispersion. *International Economic Review*, 2015, 56(4):1165-1206.
- [25] KAPLAN G, MENZIO G, RUDANKO L, et al. *Relative price dispersion: evidence and theory*. National Bureau of Economic Research Working Paper, 2016.
- [26] 苏桂芳, 陈昌楠. 我国居民消费价格粘性及其与部门通货膨胀惯性关系. *经济学动态*, 2014(10):47-57.
- SU Zhifang, CHEN Changnan. China's consumer price stickiness and its relations with department inflation inertia. *Economic Perspectives*, 2014(10):47-57. (in Chinese)
- [27] 黄新飞, 陈思宇, 李腾. 我国零售商品价格行为研究:来自长三角15个市超市的微观证据. *管理世界*, 2014(1):8-15.
- HUANG Xinfei, CHEN Siyu, LI Teng. A study on the behaviors of retail prices in China: the micro evidence from the super markets in 15 cities in Yangtze River delta. *Management World*, 2014(1):8-15. (in Chinese)
- [28] BRYNJOLFSSON E, SMITH M D. Frictionless commerce? A comparison of internet and conventional retailers. *Management Science*, 2000, 46(4):563-585.
- [29] CUMMINS J D, WEISS M A. Analyzing firm performance in the insurance industry using frontier efficiency and productivity methods // DIONNE G. *Handbook of Insurance*. 2nd ed. Boston: Kluwer Academic Publishers, 2013:795-861.
- [30] IYER G, PAZGAL A. Internet shopping agents: virtual co-location and competition. *Marketing Science*, 2003, 22(1):85-106.
- [31] BAYE M R, MORGAN J, SCHOLTEN P. Price dispersion in the small and in the large: evidence from an internet price comparison site. *The Journal of Industrial Economics*, 2004, 52(4):463-496.
- [32] FENGLER M R, WINTER J K. Price variability and price dispersion in a stable monetary environment: evidence from German retail markets. *Managerial and Decision Economics*, 2007, 28(7):789-801.
- [33] 朱映凤, 傅强, 袁晨. 中国通货膨胀门限值的实证检验. *管理科学*, 2011, 24(3):94-100.
- ZHU Yingfeng, FU Qiang, YUAN Chen. Estimates of the threshold level of inflation in China. *Journal of Management Science*, 2011, 24(3):94-100. (in Chinese)
- [34] 张小宇, 刘金全. 货币政策非对称性与惰性区域的识别和检验. *管理科学*, 2012, 25(2):98-104.
- ZHANG Xiaoyu, LIU Jinquan. Recognition and test for asymmetry and inertia in monetary policy. *Journal of Management Science*, 2012, 25(2):98-104. (in Chinese)

Inflation and Firms' Price Distribution: A Study on the Auto Insurance Market

WANG Xiangnan

Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China

Abstract: Price dispersion and firms' relative price variability which measure the price distribution among firms from the static and dynamic perspective respectively, are two important micro phenomena. As a basic macro phenomenon, inflation influences the macro economy and the decision of micro units greatly. This paper studies inflation whether and how to influence the two types of price distribution among firms.

Based on the literature explaining the existence of long-term price dispersion, firm menu cost theory, consumer search theory and firm signal extraction theory, this paper puts forward four research hypotheses. We collected the data on the auto insurance market, consumer price index and relevant variables of more than 200 prefecture-level cities during 2004 – 2014 from several open and reliable data sources, considering some important advantages of the data from Chinese auto insurance market. Through the regression analysis based on the firm-city-year's three-dimensional data and descriptive statistical analysis, we obtain the quantitative conclusions.

The main results are as follows. ① Price dispersion significantly exists in the auto insurance market and auto insurers' relative price fluctuates greatly which can explain the long-term price dispersion. ② No obvious evidence shows the effects of expected inflation on price dispersion or firm's relative price variability, so the prediction of menu costs theory is not supported. ③ Unexpected inflation (absolute value) has a positive and significant effect on price dispersion which supports the predictions of consumer search theory. ④ Unexpected inflation (absolute value) has a positive and significant effect on firms' relative price variability which supports the predictions of firms signal extraction theory.

This paper uses the differences of inflation as well as firms' price distribution among city-year markets of the same good (auto insurance). So we can eliminate the heterogeneity among different goods, the correlation among goods and the possible endogeneity of the inflation index which usually occur in existing literature, and then improve the precision of our conclusion. This paper studies the persistence of price dispersion and the effects of inflation on price dispersion and firms' relative price variability in the Chinese market, and the three topics have rarely been studied. The thoughts and methods of this paper can be used to study relevant issues in other fields, where the appropriate data is available. This study's suggestions for management include that ① firms' price setting and consumers' purchasing behavior should consider the interactivity, ② improve the transparency and predictability of monetary policy and ③ develop the information infrastructure to reduce the information search costs of consumers and firms.

Keywords: price dispersion; firms' relative price variability; expected inflation; unexpected inflation; auto insurance market

Received Date: June 30th, 2016 **Accepted Date:** August 20th, 2016

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China (71203133) and the National Social Science Foundation of China (13&ZD161)

Biography: WANG Xiangnan, doctor in economics, is an assistant researcher in the Institute of Finance and Banking at Chinese Academy of Social Sciences. His research interests include insurance and finance. His representative paper titled "Non-interest income, profit, and risk efficiencies: evidence from commercial banks in China" was published in the *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* (SSCI, Issue 5, 2015). E-mail: jaffwang@126.com □