

数字偏好、尾数定价与线上非对称价格黏性

严玉珊

(中国人民大学商学院,北京100872)

摘要:文章基于京东、苏宁、国美、天猫四家电商经营的六大类家电的价格数据,分析了数字偏好、尾数定价对中国线上市场价格黏性的非对称性的影响效应。研究发现,中国线上市场确实存在明显的数字偏好现象,具体有数字“0”“8”“9”,其中数字“9”为最受欢迎的尾数。基于Logit模型进一步发现:数字“0”“8”“9”对于产品价格变化存在非对称的影响作用;随着数字“0”“8”“9”结尾的位数越多,其阻碍价格变化的能力越强,非对称的影响作用也越加明显;若产品价格提高,以偏好数字结尾会显著降低价格变化的可能性;节日效应会显著削弱由偏好尾数给价格变化带来的负向阻碍作用,甚至成为加快价格上涨的一个重要因素。

关键词:数字偏好;尾数定价;价格黏性;非对称性

中图分类号:F014.31 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2020)12-0015-13

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.12.002

Number Preference, Mantissa Pricing and the Online Asymmetric Price Stickiness

YAN Yushan

(School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on the price data of six categories of home appliances operated by JD, Suning, Gome, and Tmall, this paper analyzes the effect of digital preference and mantissa pricing on the asymmetry of price stickiness in China's online market. The study finds that there is indeed a significant number preference phenomenon in China's online market, specifically the numbers "0", "8" and "9", of which the number "9" is the most popular mantissa pricing. Based on the Logit model, it is further discovered that the numbers "0", "8" and "9" have an asymmetric effect on product price changes. With the more "0", "8" and "9" end numbers, its ability to hinder price changes becomes stronger, hence the more obvious the asymmetric effect. As product prices increase, the preference end numbers will significantly reduce the possibility of price changes. Holiday effects will significantly weaken the negative hindrance to price changes brought by the preferred mantissa, and holiday effect has even become an important factor in accelerating price increases.

Key words: number preference; mantissa pricing; price stickiness; asymmetry

一、引言

当价格不按照标准经济学理论预测的规律变化时,就会发生价格黏性。为了证明该结论的合理性,学界对价格黏性进行了大量的研究。例如,基于菜单成本理论(Gorodnichenko和Weber,2016)^[1]、非对称信

收稿日期:2020-10-19

基金项目:国家社会科学基金一般项目“发挥居民消费推动传统产业转型升级的基础性作用研究”(20BJY101)

作者简介:严玉珊,女,博士研究生,主要从事商业经济研究。作者感谢中国社科院财经战略研究院张昊副研究员在数据搜集集中提供的帮助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

息理论 (Fazzari 和 Variato, 1994)^[2]、价格同步调整理论 (Cavallo, 2018)^[3]、市场结构 (Stiglitz, 1984)^[4]、尾数定价 (Levy 等, 2011; Lee 等, 2006)^[5-6] 等理论来解释价格黏性。其中, 尾数定价理论从消费者心理出发, 认为价格数字的重要性从左到右依次递减, 使得消费者常常忽略价格中靠右边的数字, 进而激励卖家在价格尾数中维持最大数字 (Basu, 1997)^[7], 并倾向保持价格不变。以“9”或“99”结尾的产品在一定程度上给消费者以廉价印象, 提高消费者的购买意愿, 而以“0”结尾则通常被认为质量相对较优 (Knotek, 2011)^[8], 因而零售商有足够动机来保持产品价格以该类数字结尾。Knotek (2011) 指出, 当商品交易更多以高流量以及现金形式呈现时, 那么与单个产品销售相关的微小时间成本可能会迅速累积, 从而使得零售商更多地采用尾数“0”的定价方式^[8], 以降低交易成本, 提升交易效率, 进而使得产品价格在较长一段时间内保持不变。因为上述因素导致产品价格具有一定的黏性, 并伴随着非对称的特点, 即向上和向下的价格黏性。到目前为止, 国内关于价格黏性以及影响微观价格调整的因素的文章很少, 探讨非对称价格黏性的文章更是少之又少。

现有文献中, 价格黏性理论大多依据海量微观价格数据来阐释。Blinder 等 (1998) 证明, 在接受调查的 17 家零售商中, 有 15 家将价格点 (以“9”等数字结尾) 确定为价格黏性的重要来源^[9]。不同于欧美国家, 亚洲各国由于特定文化则较多使用数字“8”来结尾定价。其中, 在中国数字“8”由于读音类似于“发”而倍受偏爱, 因而被称为“快乐尾数” (happy ending), 而相对回避数字“4” (饶品贵等, 2008; 黄滕和金雪军, 2014)^[10-11]。事实上, 以“8”结尾的销售额要比以“9”结尾的销售额更多, 销售量增加所带来的收益远大于尾数由 9 到 8 而造成的利润损失, 从而激励卖家长期维持尾数为“8”的价格。在非对称价格黏性的研究中, 渠慎宁等 (2012)、苏桂芳和陈昌楠 (2014)、陆昉 (2015)、姜婷凤等 (2020) 利用大量微观数据得出居民及工业消费品价格调整具有非对称性, 即价格上调频率和幅度普遍大于价格下调的频率和幅度^[12-15]。这些研究为理解价格黏性做出了诸多有益的探索, 为后续研究提供了良好的参考和借鉴。但有关非对称价格黏性的研究结论并非总是一致, 而对于数字偏好、尾数定价可能是造成线上非对称价格黏性的潜在因素更是鲜有研究提及。

据此, 本研究在黄滕和金雪军 (2014) 的文化数字基础上^[11], 深入分析了以偏好尾数“0”“8”“9”定价对线上非对称价格黏性的影响, 进一步分析了在市场及相关制度背景下, 尾数偏好对价格黏性的潜在影响。本文的实际意义在于理解经济下行时期, 零售商的定价模式可能是降低市场信息不对称, 促进消费和提升交易效率的一种潜在手段。此外, 在政府实施宏观货币政策时, 应充分考虑零售商的价格黏性可能造成潜在的经济风险。本文的微观数据来自 2016 年 9 月 6 日至 2017 年 4 月 6 日的国美、京东、苏宁和天猫四大电商, 涵盖空调、电热水器、洗衣机、油烟机、电视机、电冰箱六大类家电产品的价格数据。为了方便下文实证需要, 将该时间段产品价格数据处理为月度面板数据, 即采用每月 6 日 0 时的价格即为该月价格。其优点在于: (1) 数据囊括了国内知名的主导电商, 具有一定的代表性; (2) 以大量实际价格数据测度尾数偏好对线上零售价格黏性的影响, 避免了由各类价格指数测算的综合指标带来的潜在回归误差, 因而又具有较高的精确性; (3) 微观价格数据样本较大, 从微观个体的定价行为到名义价格黏性, 对于理解互联网时代背景下货币政策制定以及通货膨胀管理具有一定的实际意义。

本文余下章节安排: 第二部分进行文献回顾与机制分析; 第三部分为数据处理; 第四部分为模型设定及结果解释; 第五部分为结论与政策启示。

二、文献综述及理论机制分析

(一) 尾数偏好

在商品的实际销售过程中, 卖家对于产品的定价模式起着十分重要的作用。Schindler 和 Kirby (1997) 认为尾数“0”要比其他数字更具“可认知性” (Cognitively Accessible), 因为“0”反映出价值缺失, 使得消费者更加准确地处理一些以整数或小数结尾的价格^[16]。然而 Wadhwa 和 Zhang (2015) 认为尾数“0”与“正

确”的主观体验感觉有关^[17]，消费者由此产生强烈的购买意愿。Chen等(2013)提出了便利性之外的观点，具体而言，以“0”结尾的价格能够通过简化商品实际价格与消费者预期价格之间的比较，从而加快了消费者的购买决定^[18]，达到了降低交易成本、提高交易效率的目的。Bergen等(2003)发现在美国零售食品行业中超过65%的价格以9美分结尾，认为在时间、信息处理的限制下，消费者习惯性忽略价格尾数具有一定的合理性，因此，企业有动机使价格的尾数尽可能大^[19]。

(二) 价格黏性

现有文献中，对于价格黏性的阐述主要从调整成本、市场结构效应以及非对称信息三方面着手。其中，在价格调整成本方面，Owen和Trzepakz(2002)一文中，发现高昂的菜单成本与低频价格调整呈正向关系^[20]。同样，Levy等(1997)的研究表明市场上价格黏性的差异取决于菜单成本的大小。当企业承受巨额调整成本时，价格对市场条件变化的反应将会变慢，因此，菜单成本能够解释相当一部分的价格黏性^[21]。然而，Knotek(2019)认为将菜单成本作为价格黏性的结构性解释可能是错误的^[22]。在市场结构方面，黄新飞等(2014)认为在竞争市场中，同质商品众多，商家定价权小，商品价格受市场供求制约明显，商家对价格调整幅度较小。而在垄断市场中，商家具有较大的定价优势，使得大幅调整商品价格成为可能^[23]。Hannan和Berger(1991)认为市场集中度与价格黏性的平均持续时间呈显著正比关系^[24]。从信息不对称方面，Sherman和Weiss(2015)认为企业表现出向上或向下的价格黏性，主要是因为消费者和企业之间的信息不对称，并进一步指出隐性合谋也许是价格下降黏性的原因之一^[25]。L'Huillier和Zame(2017)认为企业要比消费者更具市场信息优势，当许多消费者不知情时，企业的最优做法就是保持黏性合约或粘性价格^[26]。在最新文献中，以偏好数字定价会造成一定程度的价格黏性。例如，Knotek等(2019)根据以色列消费者的微观价格数据，记录到大多数商店都有偏爱的价格尾数(数字“0”和“9”)，并发现非偏好尾数的价格的变化频次是偏好尾数的两倍，进一步证明尾数偏好会造成实质性的价格黏性^[27]。

(三) 尾数偏好与非对称价格黏性机制

当处理价格信息的成本超过收益，消费者可能会选择忽略价格变动，那么此时会在需求曲线上创建一个区域，即消费者对小幅价格上涨和下降的敏感度都很低(Chen等，2008)^[28]。然而小幅提价对于零售商而言却很有价值，因为消费者并不会因此而减少其购买量，因此零售商具有促使价格小幅上涨的动机，形成非对称价格黏性的可能性。众多文献表明，不管选择结尾的数字如何，偏好数字结尾的价格一般都具有相对黏性。例如，Knotek(2019)指出价格变动的频率取决于前一期的非尾数“9”的价格，而不是尾数“9”^[22]。Levy等(2020)发现尾数“9”相对于其他尾数更容易造成非对称价格黏性。具体而言，价格制定者常常在价格上涨后比在价格下跌后更加频繁地使用尾数“9”，尾数“9”的向上黏性要大于向下黏性，从而导致价格黏性的非对称性^[29]。根据现有文献内容，以下主要从偏好尾数长度、市场结构、节日效应以及价值效应阐述尾数偏好对线上零售价格黏性的影响。

1. 基于偏好尾数长度的视角。Bergen等(2005)得出“\$9.99”是最受欢迎的最后三位数字，并且随着尾数“9”的增多，价格变化的可能性越来越小^[30]。Lee等(2009)也曾预期随着价格长度的增加，尾数“9”的位数会随着增加^[31]。那么可以推测，相比拥有一位尾数“9”的价格，以三位或四位数字“9”结尾的价格更具有辨识度，因而在该价格上的一点变动，就会引起消费者的注意，所以零售商倾向于维持该价格长期不变。在这里零售商似乎遵循了“隐藏”价格上涨的策略，在充分意识到消费者心理认知有限的情况下，利用数字“9”结尾定价来掩盖价格上涨事实，使消费者认为尾数“9”的价格为低价，形成了消费者感知的价格变化与零售商实施的实际价格变化之间的差异，从而加快购买交易进程，提高交易效率。综上所述，可以推测偏好尾数长度会降低价格变化的可能性，同时也相对容易造成非对称价格黏性。

2. 基于市场结构的视角。尽管互联网具备低菜单成本的优势，但零售价格并不必然灵活调整。具体而言，一方面，互联网降低了技术进入壁垒，减少了启动等系列成本，加剧了市场竞争；另一方面，电商企业需要在IT等基础设施上进行大量投资，而这类投资所必备的规模经济本身就提高了市场的准入门槛，并有

可能在线上市场形成更大的行业集中度(Daripa和Kapur,2001)^[32]。更进一步的,Hannan和Berger(1991)指出市场集中度与价格黏性的平均持续时间呈显著正比^[24],证实了Rotemberg和Saloner(1987)的观点^[33]。除此之外,Neumark和Sharpe(1992)认为市场集中度与非对称价格黏性之间存在关系,即在高度集中的市场中,存在价格向下黏性以及向上灵活性的可能性^[34]。在黄新飞等(2014)一文中,市场结构对零售商品价格调整具有正向拉动效应,换言之,市场结构是造成非对称价格黏性的潜在因素^[23]。那么可以推测,在具有一定规模效应的网络市场中,各大电商在定价权上拥有绝对优势的情况下,零售商更有可能使用偏好尾数来降低交易成本,进而提升交易效率,因而线上市场结构又具有造成非对称价格黏性的潜力。

3. 基于节日效应的视角。Müller等(2006)认为在节假日期间价格黏性会上升。具体而言,与非节假日相比,零售超市减少了节假日期间价格调整的频率^[35],尽管在此期间零售商面临着需求高涨。Levy等(2010)认为感恩节和圣诞节作为美国零售商主要的促销期,由于较高的客流量和烦琐任务使得其在节假日期间处理顾客问题变得更加紧迫。可能的结果就是,零售价格调整的机会成本会急剧增加,这将导致假日期间的价格黏性更高^[36]。两篇文章与黄滕和金雪军(2014)一文中的结论一致^[11]。但也存在另外一种情况,在节假日期间,由于消费者的心理认知限制了其处理商品价格变化的能力,将尾数“9”的产品价格视为低价,提高消费者的购买意愿,从而使得零售商有动机将尾数为非“9”的价格调整为以数字“9”结尾(Ngobo等,2010)^[37],这在一定程度上增加了节假日期间的价格变化频次,降低价格黏性。由此,可以认为节日效应拥有促进非对称价格黏性的潜力。

4. 基于价值效应的视角。消费过程中,在消费者不了解商品特征及用处的情况下,价格将作为消费者评估产品质量的唯一标准,即产品质量越好,价格越高。Blinder等(1998)认为即使是在经济衰退时期,企业也不愿意降价,这是因为害怕消费者错误地以为降价是产品质量降低^[9]。此外,如果存在隐性合同,意料之外的价格变化,尤其是价格上涨,可能会激怒消费者并削弱企业或品牌的声誉(Bergen等,2003)^[19]。随着互联网搜索和转换成本降低,当企业违背消费者对高价产品价格模式的预期时,企业可能会损失更多的利润(Kauffman和Lee,2004)^[38]。在这种情况下,企业或零售商更加倾向于选择便利价格(尾数“0”),一种类似于价格点的定价方式,从而简化交易方式和加快交易进程,进而导致价格僵化(Eichenbaum等,2011)^[39]。由此可以推断,当产品价值越高,以偏好数字结尾的价格发生变化的可能性则更低。

综上所述,在交易发生过程中,一方面,在时间、资源和信息处理的限制下,消费者习惯性地忽略价格尾数,激励零售商长期使用最大数字来结尾;另一方面,当交易量较高时,单个交易的时间成本会迅速累积,从而又使得零售商较多采用便利定价方式(以数字“0”结尾);再者,在数字文化的背景下,不少零售商也偏好“快乐尾数”——“8”。由此可以看出,尾数偏好具有影响价格黏性的实力和潜力,并产生不同程度的向上和向下的价格黏性。

三、数据处理

(一) 数据处理

本文数据主要来自某知名比价网站收集的国内四大电商(京东、苏宁、国美、天猫)经营的六大家电(空调、冰箱、洗衣机、油烟机、热水器、电视机)的价格数据。微观数据样本常出现数据缺失以及异常值问题(黄滕和金雪军,2014)^[11],为此,本文参照现有文献的做法,对样本做出如下处理:(1)将缺失数据的样本删除;(2)将价格小于正常样本观测值的1%和大于99%的百分位数的商品数据删除(Nakamura和Steinsson,2008)^[40]; (3)为了方便下文实证检验,本文把数据处理成时间跨度为2016年9月6日—2017年4月6日的八个月度价格,且具体的价格数据为当天0时的价格。其中有些样本由于下架或是刚刚推出,时间不满八个月的跨度,则被删除。

(二) 数据描述性统计

表1 价格尾数分布

冰箱	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
占比 (%)	6.59	0.21	0.15	0.23	0.22	0.81	0.47	1.04	20.39	69.89	71111
$p < 100$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$100 < = p < 500$	4.10	0	0	0	0.37	0.38	1.12	2.61	46.27	45.15	268
$500 < = p < 1000$	0.32	0.13	0.19	0.23	0.13	3.55	1.45	0.43	34.09	59.48	12214
$1000 < = p < 2000$	1.65	0.27	0.13	0.20	0.19	0.31	0.35	0.27	23.44	73.19	20398
$2000 < = p < 3000$	1.29	0.13	0.21	0.29	0.72	0.25	0.10	0.22	10.29	86.50	8637
$3000 < = p < 4000$	5.10	0.12	0.07	0.05	0.07	0.11	0.15	4.42	7.22	82.69	12953
$4000 < = p < 5000$	24.66	0.40	0.27	0.37	0.23	0.17	0.13	0.47	6.27	67.03	2997
$5000 < = p$	20.45	0.22	0.18	0.40	0.17	0.29	0.34	0.15	25.07	52.74	13644
$p < 3800.074$	2.07	0.18	0.14	0.19	0.23	1.00	0.51	1.31	20.32	74.05	53216
$3800.074 < = p$	20.05	0.26	0.18	0.37	0.18	0.26	0.32	0.25	20.59	57.54	17895
电热水器	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
占比 (%)	10.04	0.19	0.24	0.23	0.15	0.44	0.20	0.37	27.46	60.67	30360
$p < 100$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$100 < = p < 500$	1.80	0.22	0.15	0.22	0.22	1.56	0.97	0.07	39.24	55.55	1343
$500 < = p < 1000$	1.79	0.28	0.28	0.67	0.30	0.92	0.35	0.43	20.26	74.72	5982
$1000 < = p < 2000$	12.54	0.16	0.14	0.07	0.09	0.16	0.10	0.17	21.8	64.77	17294
$2000 < = p < 3000$	12.56	0.21	0.12	0.18	0.25	0.43	0.12	0.64	42.74	42.74	3264
$3000 < = p < 4000$	15.90	0.23	1.60	0.58	0.15	1.02	0.07	1.24	57.11	22.10	1371
$4000 < = p < 5000$	10.58	0.26	0	0.13	0	0.13	0.26	1.55	64.65	22.45	775
$5000 < = p$	11.78	0	0.60	0.30	0	0.60	0.92	1.51	45.32	38.97	331
$p < 1604.582$	6.47	0.19	0.19	0.26	0.16	0.49	0.24	0.25	17.81	73.94	20485
$1604.582 < = p$	17.45	0.20	0.33	0.17	0.15	0.365	0.12	0.60	47.50	33.12	9875
电视机	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
占比 (%)	1.25	0.46	0.12	0.11	0.10	0.21	0.14	0.40	5.44	91.77	48013
$p < 100$	25	0	0	0	0	0	0	0	0	75	4
$100 < = p < 500$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$500 < = p < 1000$	0.10	0.10	0	0	0	0	0	0	1.43	98.37	979
$1000 < = p < 2000$	0.72	1.26	0.03	0.07	0.04	0.19	0.06	0.17	3.37	94.08	11884
$2000 < = p < 3000$	0.39	0.08	0.11	0.03	0.13	0.17	0.22	0.10	4.94	93.83	17263
$3000 < = p < 4000$	1.02	0.14	0.07	0.04	0.12	0.23	0.14	0.51	8.16	89.57	7673
$4000 < = p < 5000$	1.43	0.22	0.04	0.10	0.18	0.35	0.08	1.14	10.17	86.29	4908
$5000 < = p$	5.66	0.62	0.57	0.64	0.09	0.23	0.09	1.13	4.09	86.87	5302
$p < 3439.012$	0.57	0.51	0.08	0.04	0.10	0.18	0.15	0.20	4.59	93.58	33407
$3439.012 < = p$	2.82	0.33	0.23	0.27	0.12	0.27	0.10	0.86	7.37	87.63	14606
空调	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
占比 (%)	41.15	0.20	0.15	0.03	0.04	0.08	0.33	0.31	11.55	46.16	336557
$p < 100$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$100 < = p < 500$	0	0	0	0	0	100.00	0	0	0	0	1
$500 < = p < 1000$	0	0	0	0	0	33.33	0	0	0	66.67	3
$1000 < = p < 2000$	1.21	0.04	0.04	0.01	0.06	0.05	0.10	0.05	1.48	96.96	31373
$2000 < = p < 3000$	1.92	0.05	0.04	0.05	0.09	0.06	1.11	0.06	21.77	74.85	37257
$3000 < = p < 4000$	29.10	0.04	0.33	0.05	0.04	0.07	0.84	1.92	12.33	55.28	48080
$4000 < = p < 5000$	38.64	0.21	0.11	0.04	0.03	0.03	0.09	0.02	12.10	48.74	52714
$5000 < = p$	61.65	0.33	0.16	0.02	0.03	0.11	0.12	0.04	10.76	26.78	167129

(续表1)

冰箱	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
$p < 6212.304$	24.80	0.09	0.13	0.03	0.04	0.06	0.51	0.49	11.98	61.87	199065
$6212.304 \leq p$	64.81	0.39	0.18	0.03	0.03	0.12	0.07	0.04	10.93	23.40	137492
洗衣机	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
占比(%)	8.22	0.38	0.20	0.24	0.16	1.75	0.72	1.61	36.42	50.3	42163
$p < 100$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$100 \leq p < 500$	0.47	0	0.23	0	0	0.70	1.16	0.70	33.72	63.02	430
$500 \leq p < 1000$	1.24	0.29	0.38	0.67	0.34	0.55	1.37	0.48	48.18	46.50	5243
$1000 \leq p < 2000$	1.36	0.43	0.17	0.16	0.20	0.43	1.08	2.07	48.87	45.23	9331
$2000 \leq p < 3000$	2.91	0.45	0.26	0.12	0.08	0.95	0.95	2.41	36.35	55.52	5056
$3000 \leq p < 4000$	13.09	0.19	0	0.19	0.03	0.75	0.80	2.82	40.73	41.40	5881
$4000 \leq p < 5000$	7.64	0.38	0.17	0.26	0.22	0.22	0.16	0.70	33.68	56.57	7693
$5000 \leq p$	20.72	0.50	0.25	0.19	0.08	6.52	0.20	1.34	15.28	54.93	8529
$p < 3495.194$	1.98	0.41	0.23	0.28	0.19	0.61	1.19	1.93	44.56	48.62	21645
$3495.194 \leq p$	14.80	0.35	0.17	0.21	0.13	2.95	0.22	1.26	27.84	52.07	20518
油烟机	数字0	数字1	数字2	数字3	数字4	数字5	数字6	数字7	数字8	数字9	样本数
占比(%)	35.58	0.20	0.09	0.28	0.15	0.15	0.14	0.14	6.34	56.93	16922
$p < 100$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$100 \leq p < 500$	0	0	0	0	0	0	0	0	2.94	97.06	68
$500 \leq p < 1000$	0.66	0	0	0.22	0.60	0.16	0.16	0.22	5.88	92.09	1821
$1000 \leq p < 2000$	3.94	0.20	0.15	0.20	0.09	0.09	0.23	0.18	11.43	83.49	5537
$2000 \leq p < 3000$	31.32	0.26	0.12	0.12	0.12	0.29	0.03	0.09	8.97	58.68	3410
$3000 \leq p < 4000$	74.30	0.31	0.04	0.95	0.11	0.11	0.08	0.11	0.57	23.42	2630
$4000 \leq p < 5000$	87.50	0	0.07	0.07	0.14	0.20	0.27	0.14	0.27	11.34	1480
$5000 \leq p$	74.70	0.31	0.05	0.10	0	0.05	0.05	0.05	0.30	24.39	1976
$p < 2802.739$	9.65	0.20	0.10	0.18	0.20	0.14	0.16	0.17	10.11	79.09	10112
$2802.739 \leq p$	74.10	0.21	0.07	0.43	0.07	0.15	0.12	0.09	0.75	24.01	6810

注:每类家电价格的最后两行的价格临界值为该类产品价格的均值。作者统计整理

如表1所示,可以得出以下几点:(1)卖家确有自己偏好的尾数数字,如“0”“8”和“9”,尤其以数字“9”最为显著。这与黄滕和金雪军(2014)一文有一定的差异,即认为中国商品市场最受欢迎的价格尾数是“8”,具有明显的数字文化特征^[11],但与Levy等(2011)发现尾数“9”占主导地位的结论具有一定的相似性^[5]。(2)从每类产品的每一价格阶段以及该类产品价格均值来看,尾数“9”和“8”较多出现在价格较低的产品中,如油烟机、空调,而尾数“0”则主要集中于较高价格范围中。如表2所示,产品价格变化之后较多以数字“9”结尾。此外,六类电器中,冰箱、电视机、油烟机、洗衣机在价格上升后更加偏好以数字“9”结尾,与Levy(2020)的结论相似^[29]。产品价格上升或下降且以数字“9”或“8”结尾的频次并不相同,由此可见,以这两位数字结尾的产品在价格调整时表现出明显的非对称的价格黏性。

表2 价格变化之后尾数偏好统计表

冰箱	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs	电热水器	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs
$p < 2000$	13.04	4.55	23.12	28.65	32880	$p < 2000$	6.04	10.17	25.75	24.09	24619
$2000 \leq p < 4000$	2.82	3.11	31.23	31.55	21590	$2000 \leq p < 4000$	22.05	20.37	12.49	19.83	4635
$4000 \leq p < 6000$	3.31	2.55	29.34	32.55	4593	$4000 \leq p < 6000$	21.41	32.33	10.50	14.14	962
$6000 \leq p < 8000$	7.97	5.31	25.83	27.10	3465	$6000 \leq p < 8000$	26.15	41.54	1.54	0	65
$8000 \leq p$	15.36	2.09	11.07	19.18	8583	$8000 \leq p$	1.27	34.18	32.91	0	79
电视机	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs	空调	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs
$p < 2000$	2.32	0.67	32.36	30.90	12867	$p < 2000$	0.99	0.26	31.52	26.98	31377

(续表2)

冰箱	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs	电热水器	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs
2000 < = p < 4000	3.95	1.35	32.00	33.29	24936	2000 < = p < 4000	5.05	4.35	22.56	19.73	85337
4000 < = P < 6000	3.06	3.21	28.57	36.91	7080	4000 < = P < 6000	4.49	2.32	14.18	15.43	78272
6000 < = p < 8000	1.78	0.27	30.76	38.49	1125	6000 < = p < 8000	4.85	6.68	8.87	10.20	59281
8000 < = p	2.67	0.89	35.74	34.41	2020	8000 < = p	1.02	1.02	6.56	4.46	82290
洗衣机	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs	油烟机	Pde8	Pin8	Pde9	Pin9	Obs
p < 2000	25.27	22.01	22.69	21.83	15004	p < 2000	5.56	3.91	44.69	38.35	7426
2000 < = p < 4000	23.79	14.19	21.21	25.50	10937	2000 < = p < 4000	1.74	3.21	17.35	24.34	6040
4000 < = P < 6000	20.12	4.69	26.04	30.03	11374	4000 < = P < 6000	0	0.32	6.52	6.17	2530
6000 < = p < 8000	15.45	4.83	28.39	23.84	3910	6000 < = p < 8000	0	0	6.15	9.01	699
8000 < = p	6.93	16.74	16.42	34.01	938	8000 < = p	0	0	36.12	49.34	227

注：pde8代表价格下降之后以数字“8”结尾，pin8代表价格上涨之后以数字“8”结尾。同理 pde9、pin9。作者统计整理

四、模型设定及结果解释

(一) 估计方法及变量设置

相比传统有关价格黏性程度的测算文献，Nakamura 和 Steinsson (2008) 指出，若价格频率为 F，价格持续时间为 D，那两者的关系为： $D = -1/\ln(1 - F)$ ^[40]。但在大量样本的前提下，价格调整可以理解为价格变化概率。在以往研究中，较常使用 Logit 模型来估算尾数定价方式对价格变化的影响 (Bergen 等, 2005; Kauffman 和 Lee, 2004)^[30,38]，还可以进一步测算一些潜在变量对价格变化可能性的影响 (黄滕和金雪军, 2014)^[11]。借鉴 Levy 等 (2011)、黄滕和金雪军 (2014) 两篇文章^[5,11]，在 Logit 模型中，将价格是否发生变化视为因变量，自变量主要由尾数“9”“0”“8”构成。具体变量设置见表3，回归模型如式(1)。

$$\ln\left[\frac{q}{(1-q)}\right] = \lambda_0 + \lambda_1 ldigit9_{-it} + \lambda_2 X_{it} + t_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

其中，i 代表具体产品，t 代表时间，q 表示 p = 1 的概率，即价格发生变化的概率。公式(1)中的 ldigit9_{-it} 为价格尾数为产品 i 在 t 期尾数为数字9的变量，取值1，否则为0。X_{it} 为控制变量，参考 Blinder 等 (1998) 以及黄新飞等 (2014) 做法^[9,23]，在数据可获得的情况下，选取变量产品价值 (lnurlidmean)，品牌价值 (lnbrand)，以及市场结构 (storeshare)。其中，产品价值 (lnurlidmean) 是由产品的月均价格算得，品牌价值 (lnbrand) 是由同一品牌产品的月均价格算得，市场结构 (storeshare) 取自易观数据中电商行业独占率。

在正常认知的情况下，若价格的同一尾数数字越长，则越容易引起消费者的注意。参考 Bergen 等 (2005) 做法^[30]，根据家电价格的实际情况，统计各个偏好尾数的长度。例如，ldigit9_{it} 表示 i 产品在 t 期尾数只有一位数字9，并取值1，否则为0；ldigit99_{it} 指 i 产品在 t 期尾数只有两位数字9，当价格最右边有两位9时，此时，ldigit99_{it} 取值为1，否则为0；同理 ldigit999_{it}。值得注意的是，ldigit9_{it} 中剔除了 ldigit99_{it} 的可能性，ldigit99_{it} 也剔除了 ldigit999_{it} 的可能性，这样做是为了降低变量之间的相关性。具体变量的描述统计如表3所示。

$$\ln\left[\frac{q}{(1-q)}\right] = \beta_0 + \beta_1 ldigit9_{it} + \beta_2 ldigit99_{it} + \beta_3 ldigit999_{it} + \beta_4 X_{it} + t_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

表3 主要变量描述统计表

变量	变量说明	平均值	标准差	最小值	最大值
p	价格变化取值1；否则为0	0.3921	0.4882	0	1
pde	价格下降取值1；否则为0	0.1892	0.3917	0	1
pin	价格上升取值1；否则为0	0.2029	0.4021	0	1
ldigit9 ₋	以“9”结尾时为1；否则为0	0.6593	0.4739	0	1
ldigit0 ₋	以“0”结尾时为1；否则为0	0.1405	0.3475	0	1

(续表3)

变量	变量说明	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>ldigit8_</i>	以“8”结尾时为1;否则为0	0.1495	0.3566	0	1
<i>ldigit9</i>	以“9”结尾,且只有一位数字“9”时为1;否则为0	0.0809	0.2726	0	1
<i>ldigit99</i>	以“99”结尾,且只有两位数字“9”为1;否则为0	0.4649	0.4988	0	1
<i>ldigit999</i>	以“999”结尾,且只有三位数字“9”为1;否则为0	0.1138	0.3175	0	1
<i>ldigit0</i>	以“0”结尾,且只有一位数字“0”时为1;否则为0	0.1019	0.3025	0	1
<i>ldigit00</i>	以“00”结尾,且只有两位数字“0”时为1;否则为0	0.0311	0.1735	0	1
<i>ldigit000</i>	以“000”结尾,且只有三位数字“0”时为1;否则为0	0.0076	0.0869	0	1
<i>ldigit8</i>	以“8”结尾,且只有一位数字“8”时为1;否则为0	0.1226	0.3280	0	1
<i>ldigit88</i>	以“88”结尾,且只有两位数字“8”时为1;否则为0	0.0210	0.1435	0	1
<i>ldigit888</i>	以“888”结尾,且只有三位数字“8”时为1;否则为0	0.0059	0.0766	0	1
<i>lnurlidmean</i>	同一产品价格每月均值,再取对数	7.9098	0.8789	4.4998	12.1007
<i>lnbrand</i>	同一品牌产品价格的每月均值,再取对数	8.0485	0.7345	5.4321	9.9959
<i>storeshare</i>	电商行业独占率	7.8170	1.4515	5.1222	9.5821

注:作者统计整理

(二) 估计结果

根据(1)式回归出如表4结果,除了偏好尾数“9”对于价格变化的影响结果外,还加入了尾数“0”和“8”对价格变化的回归结果。从模型(1)(4)和(7)的回归结果中来看,*ldigit9_*会显著促进价格变化,但在价格上升、下降中的作用大小并不一致,一定程度上也说明了尾数偏好对价格变化的可能性具有非对称性,并由此形成非对称的价格黏性。而在正向和负向作用上,*ldigit9_*没有发挥出预期的作用,即尾数“9”并没有表现出阻碍价格变化的现象,这与 Kauffman 和 Lee(2004)一文的结论不同^[38]。对此,可能的解释在于,数字“9”经常以促销、折扣以及小幅涨价的形式呈现,用来掩盖商品涨价的事实(Rotemberg, 2005)^[41],同时也是作为价格调整之后常常参考的价格,那么尾数“9”对于促进价格变化的结论似乎又具有一定的合理性。从 *ldigit0_*和 *ldigit8_*的回归结果中可以看到,尾数“0”和“8”能够在价格上涨和下降中起到非对称的外部影响。其中,尾数8在价格上涨中起到显著的阻碍作用(见模型(9)),即降低价格上涨的可能性,增加价格的向上黏性,而在模型(6)中,尾数8增加价格下降的可能性,降低价格的向下黏性。

表4 模型回归一

	价格变化 (1)	价格变化 (2)	价格变化 (3)	价格下降 (4)	价格下降 (5)	价格下降 (6)	价格上涨 (7)	价格上涨 (8)	价格上涨 (9)
<i>constant</i>	1.5775 *** (0.5803)	1.6975 *** (0.5758)	1.8511 *** (0.5732)	-1.6136 ** (0.6405)	-1.7075 *** (0.6393)	-1.5220 ** (0.6334)	1.5077 *** (0.4787)	1.7236 *** (0.4772)	1.7684 *** (0.4754)
<i>ldigit9_</i>	0.2039 *** (0.0433)			0.1535 *** (0.0442)			0.1325 *** (0.0390)		
<i>ldigit0_</i>		-0.3083 *** (0.0627)			-0.5592 *** (0.0746)			0.0562 (0.0575)	
<i>ldigit8_</i>			0.0510 (0.0559)			0.2619 *** (0.0528)			-0.1888 *** (0.0500)
<i>lnurlidmean</i>	-0.0224 (0.0301)	-0.0143 (0.0303)	-0.0205 (0.0302)	-0.0764 *** (0.0253)	-0.0634 ** (0.0256)	-0.0674 *** (0.0255)	0.0432 * (0.0230)	0.0420 * (0.0231)	0.0368 (0.0231)
<i>lnbrand</i>	-0.1347 * (0.0761)	-0.1346 * (0.0761)	-0.1542 ** (0.0759)	0.0404 (0.0649)	0.0628 (0.0656)	0.0281 (0.0649)	-0.2315 *** (0.0575)	-0.2465 *** (0.0577)	-0.2418 *** (0.0574)
<i>storeshare</i>	0.0026 (0.0219)	0.0032 (0.0219)	0.0012 (0.0219)	-0.0847 *** (0.0279)	-0.0832 *** (0.0279)	-0.0865 *** (0.0279)	0.1027 *** (0.0306)	0.1016 *** (0.0306)	0.1023 *** (0.0306)
<i>store</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>category</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>date</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>brand</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>obs</i>	38122	38122	38122	38024	38024	38024	38094	38094	38094

注:***、**、*分别为1%、5%、10%的显著性水平,括号内为标准误,下同

Bergen 等 (2005) 一文中指出最后相同几位尾数中,“9.99”的使用率最高^[30]。此外,Levy 等 (2011) 也指出以“99”美分结尾更受欢迎^[5]。根据这一思路,以及上述尾数的统计结果,本文在实证检验部分整理出以一位“9”、两位“9”以及三位“9”结尾的情况,同理尾数“0”和“8”^[5]。根据(2)式回归出表5结果。由该表可知,一位“9”(ldigit9)和两位“9”(ldigit99)对于价格变化具有显著的正向促进作用,不管是价格上涨还是下降,但在回归系数上,两位尾数“9”(ldigit99)对于促进价格变化的能力显著小于一位尾数“9”(ldigit9),而三位尾数“9”(ldigit999)的回归系数能够显著阻碍价格变化以及价格上涨。

虽与 Bergen 等 (2005) 一文结果存在一些差异^[30],但本质一样,即同一尾数越长,价格越不易发生变化,尤其是价格上涨。而当加入变量 *storeshare*、*lnurlidmean*、*lnbrand* 时,核心变量的作用效应以及正负号没有显著变化。

(三) 进一步检验

Neumark 和 Sharpe (1992) 一文认为市场集中度与价格黏性之间存在非对称关系,即在高度集中的市场中,存在价格向下黏性以及向上灵活性的可能性^[34]。此外,Kovenock 和 Widdows (1998) 认为价格领导者能够造成非对称价格黏性。结合国内电商的实际情况,可以推测在有可能形成更大行业集中度的线上市场,电商可以通过降低驱动其网站访问量的成本来进一步获取市场势力,从而达到控制产品价格灵活性的目的^[42]。在现有理论基础,利用电商行业独占率 (*storeshare*) 指代电商的市场势力,考察其对线上价格黏性的影响,具体回归模型见(3)式,回归结果见表6。

$$\ln[q/(1-q)] = \phi_0 + \phi_1 ldigit9_{-it} + \phi_2 storeshare_{it} + \phi_3 storeshare_{it} * ldigit9_{-it} + \phi_4 X_{it} + t_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

由表6中的结果可知,电商行业独占率对价格变化没有特别显著的影响,而电商行业独占率 (*storeshare*) 与尾数9 (*ldigit9_*) 的交互项结果显示,表征市场结构的 *storeshare* 对价格变化起着积极的正向拉动作用,而对价格的上涨和下降没有显著的影响。而从与尾数0 (*ldigit0_*) 和尾数8 (*ldigit8_*) 的交互项结果来看,*storeshare* 对于尾数为“0”的价格向下变化时产生显著的阻碍作用,而对尾数“8”的价格上涨产生消极的阻碍作用。虽然与黄新飞等 (2014) 的观点不同^[23],但在一定程度上说明了部分偏好尾数通过市场结构造成了实质性的非对称价格黏性。

现有文献指出,产品价值越高,越少调整价格 (Kauffman 和 Lee, 2004)^[38]。参考该文做法,利用每个产品在每月的价格均值 (*lnurlidmean*) 指代其产品价值,并加入 *lnurlidmean* 与 *ldigit999* 的交互项,具体回归模型见式(4),其中 *M_{it}* 指代变量 *lnurlidmean* 和 *lnbrand*。此外,考虑到不同品牌对其产品调价的控制,例如,高端品牌由于产品定位以及拥有固定的消费人群,很少调整价格。为了方便计量检验,在这里利用每个品牌在每月的价格均值 (*lnbrand*) 指代其品牌价值,并认为产品的价值与价格呈正比,加入 *lnbrand* 与 *ldigit999* 的交互项。具体见(4)式,回归结果见表7。

表5 模型回归二

	价格变化	价格变化	价格下降	价格下降	价格上涨	价格上涨
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	0.9205 *** (0.2924)	0.7226 (0.5623)	-1.6688 *** (0.4778)	-2.0015 *** (0.6256)	-0.0612 (0.2934)	0.7989 * (0.4705)
<i>ldigit9</i>	0.8044 *** (0.0668)	0.8022 *** (0.0671)	0.6793 *** (0.0615)	0.6720 *** (0.0619)	0.3282 *** (0.0561)	0.3304 *** (0.0566)
<i>ldigit99</i>	0.1729 *** (0.0451)	0.1574 *** (0.0451)	0.0940 ** (0.0460)	0.0834 * (0.0460)	0.1528 *** (0.0406)	0.1392 *** (0.0406)
<i>ldigit999</i>	-0.1441 ** (0.0574)	-0.1720 *** (0.0575)	-0.0880 (0.0613)	-0.0977 (0.0615)	-0.0950 * (0.0563)	-0.1239 ** (0.0567)
<i>storeshare</i>		0.0316 *** (0.0029)		0.0251 *** (0.0024)		0.0169 *** (0.0022)
<i>lnurlidmean</i>		0.0432 (0.0305)		-0.0239 (0.0259)		0.0779 *** (0.0235)
<i>lnbrand</i>		-0.0494 (0.0745)		0.1006 (0.0644)		-0.1885 *** (0.0568)
<i>store</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>category</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>date</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>brand</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>obs</i>	38122	38122	38024	38024	38094	38094

表6 模型回归三

	价格变化	价格下降	价格上涨	价格变化	价格下降	价格上涨	价格变化	价格下降	价格上涨
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>constant</i>	0.2861 *** (3.1240)	0.1360 * (1.7832)	0.1501 * (1.9123)	0.3497 *** (3.8941)	0.1689 ** (2.2614)	0.1807 ** (2.3508)	0.1905 ** (2.1107)	0.0543 (0.7225)	
<i>ldigit9_</i>	0.0167 (0.6398)	0.0093 (0.4297)	0.0074 (0.3290)						
<i>ldigit0_</i>							-0.0314 (-0.8946)	-0.0329 (-1.1243)	0.0015 (0.0481)
<i>ldigit8_</i>				0.0802 ** (2.3553)	0.0274 (0.9681)	0.0528 * (1.8102)			
<i>lnurlidmean</i>	-0.0043 (-1.0418)	-0.0114 *** (-3.3306)	0.0071 ** (2.0196)	-0.0038 (-0.9150)	-0.0105 *** (-3.0810)	0.0068 * (1.9243)	-0.0004 (-0.0863)	-0.0083 ** (-2.4423)	0.0080 ** (2.2668)
<i>lnbrand</i>	0.0183 *** (3.3752)	0.0256 *** (5.6822)	-0.0073 (-1.5816)	0.0107 ** (1.9819)	0.0213 *** (4.7523)	-0.0106 ** (-2.3020)	0.0277 *** (5.0714)	0.0337 *** (7.4180)	-0.0060 (-1.2855)
<i>storeshare</i>	0.0084 (0.6043)	-0.0078 (-0.6741)	0.0162 (1.3596)	0.0124 (0.8934)	-0.0062 (-0.5352)	0.0185 (1.5632)	0.0124 (0.8993)	-0.0055 (-0.4752)	0.0179 (1.5077)
<i>ldigit9_ * storeshare</i>	0.0055 * (1.6488)	0.0035 (1.2668)	0.0020 (0.6929)						
<i>ldigit0_ * storeshare</i>							-0.0113 ** (-2.5396)	-0.0073 ** (-1.9821)	-0.0039 (-1.0356)
<i>ldigit8_ * storeshare</i>				-0.0063 (-1.4239)	0.0010 (0.2708)	-0.0072 * (-1.9259)			
<i>store</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>category</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>date</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>brand</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>obs</i>	43712	43712	43712	43712	43712	43712	43712	43712	43712

$$\ln\left[\frac{q}{(1-q)}\right] = \gamma_0 + \gamma_1 \text{ldigit9}_{it} + \gamma_2 \text{ldigit99}_{it} + \gamma_3 \text{ldigit999}_{it} + \gamma_4 M_{it} * \text{ldigit999}_{it} + \gamma_5 M_{it} + t_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

模型(1)的结果表示,随着产品价值的提高,会显著削弱尾数“9”带给价格变化的正向促进效应,甚至会完全抵消 *ldigit999* 的正向效应。同理模型(2),随着品牌的价值提高,会削弱 *ldigit999* 促进价格变化的正向效应,再次说明当品牌价值越高时,越倾向于维持稳定的价格,与 Kauffman 和 Lee (2004) 的结论一致^[38]。模型(5)(6)与模型(1)(2)具有一定的相似性,加入的交互项都能够显著削弱 *ldigit999* 对价格上涨的正向促进效应,甚至抵消该正向效应而变为负向的阻碍价格上涨的效应。而模型(3)(4)中,交互项都没有对价格下降的可能性产生显著的效应。综上所述,当产品价值或品牌价值逐步提升时,尾数偏好会显著阻碍价格上涨,但在价格下降时,尾数偏好并没有明显效应。由此可知,在产品价值或品牌价值效应下,尾数偏好会进一步加大价格黏性的非对称性。

表7 模型回归四

	价格变化	价格变化	价格下降	价格下降	价格上涨	价格上涨
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	-0.0710 (0.3721)	0.7123 (0.5872)	-1.5681 *** (0.5128)	-1.8312 *** (0.6407)	-0.8026 ** (0.3361)	0.6219 (0.4795)
<i>ldigit9</i>	0.8312 *** (0.0679)	0.8092 *** (0.0673)	0.6756 *** (0.0623)	0.6805 *** (0.0618)	0.3617 *** (0.0568)	0.3300 *** (0.0563)
<i>ldigit99</i>	0.1755 *** (0.0452)	0.1704 *** (0.0453)	0.0932 ** (0.0461)	0.0949 ** (0.0461)	0.1562 *** (0.0406)	0.1474 *** (0.0407)
<i>ldigit999</i>	1.7328 *** (0.4295)	1.7938 *** (0.5257)	-0.0145 (0.4362)	-0.2015 (0.5660)	2.2904 *** (0.4385)	2.4920 *** (0.5604)

(续表7)

	价格变化	价格变化	价格下降	价格下降	价格上涨	价格上涨
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnurlidmean</i>	0.0672** (0.0303)		-0.0148 (0.0259)		0.0928*** (0.0232)	
<i>lnbrand</i>		-0.0476 (0.0719)		0.0244 (0.0614)		-0.1162** (0.0541)
<i>lnurlidmean * ldigit999</i>	-0.2277*** (0.0515)		-0.0083 (0.0516)		-0.2900*** (0.0528)	
<i>lnbrand * ldigit999</i>		-0.2341*** (0.0632)		0.0136 (0.0673)		-0.3130*** (0.0676)
<i>store</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>category</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>date</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>brand</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>obs</i>	38122	38122	38024	38024	38094	38094

结合国内实际情况,同时也参照黄滕和金雪军(2014)、Levy等(2010)做法,把节日变量纳入计量模型^[11,36]。事实上,一方面,节假日期间较高客流量以及烦琐任务使得零售商在处理顾客问题时变得更加紧急,零售店铺价格调整的机会成本可能会急剧增加,将导致节假日期间的价格黏性更高;但另一方面,由于数字文化以及隐含的产品属性等特征,又使得零售商偏向将价格尾数设定为“0”或“9”(Ngobo等,2010)^[37],这本身就增加了价格的变化频次,降低价格黏性。具体实际情况如何,还需回归模型进一步验证。由于本文的时间跨度为2016年9月6日—2017年4月6日的月度数据,包含“双十一”“双十二”两个线上造物节,同时也是国内线上市场集中促销时期,有助于考虑在节日效应下尾数偏好对价格黏性的影响。具体回归模型如式(5),回归结果见表8。

$$\ln[q/(1-q)] = \alpha_0 + \alpha_1 ldigit9_{it} + \alpha_2 ldigit99_{it} + \alpha_3 ldigit999_{it} + \alpha_4 holiday_{it} * ldigit999_{it} + t_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

表8 模型回归五

	价格变化	价格下降	价格上涨	价格变化	价格下降	价格上涨
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	0.4849 (0.3104)	-1.6700*** (0.4778)	-0.0493 (0.2945)	1.0104* (0.5783)	-1.8207*** (0.6319)	0.9532** (0.4735)
<i>ldigit9</i>	0.8043*** (0.0668)	0.6793*** (0.0615)	0.3281*** (0.0560)	0.8079*** (0.0675)	0.6763*** (0.0622)	0.3340*** (0.0566)
<i>ldigit99</i>	0.1731*** (0.0451)	0.0940** (0.0460)	0.1531*** (0.0405)	0.1705*** (0.0453)	0.0945** (0.0461)	0.1481*** (0.0407)
<i>ldigit999</i>	-0.1701*** (0.0610)	-0.0830 (0.0654)	-0.1468** (0.0636)	-0.1804*** (0.0612)	-0.0777 (0.0657)	-0.1647** (0.0641)
<i>holiday</i>	0.0922 (0.1768)	-0.2651 (0.2251)	0.2396 (0.2279)	0.0966 (0.1767)	-0.2669 (0.2251)	0.2481 (0.2278)
<i>holiday * ldigit999</i>	0.0875 (0.0712)	-0.0179 (0.0893)	0.1550* (0.0831)	0.0881 (0.0712)	-0.0182 (0.0893)	0.1558* (0.0831)
<i>lnurlidmean</i>				0.0449 (0.0305)	-0.0221 (0.0259)	0.0784*** (0.0234)
<i>lnbrand</i>				-0.1228 (0.0761)	0.0446 (0.0646)	-0.2267*** (0.0572)
<i>store</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>category</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>date</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>brand</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>obs</i>	38122	38024	38094	38122	38024	38094

如表8所示,加入“双十一”和“双十二”的人造节日变量时,并加入 $holiday * ldigit999$ 的交互项,由模型(3)和(6)中可以看到,由于节日变量对于价格调整没有显著的正向和负向效应,以三位数字“9”结尾的价格会给价格上涨带来负向的阻碍效应,而与节日交互项的系数显著为正,说明节日效应会显著削弱以三位尾数“9”给价格上涨带来的阻碍效应。所以节日期间,价格变化频次显著提高,即便是以三位“9”结尾的价格,但在价格下降时,节日效应没能发挥出显著的效应,也说明了在节日效应下,尾数偏好对价格上下调整有着非对称作用。在现有文献中,黄滕和金雪军(2014)得出节日效应下的吉利数字“8”会显著阻碍价格变化^[11],与本文结论不同。可能的解释在于,文化背景下零售商更加偏向以吉利数字结尾。然而,Levy等(2010)认为在节日期间,价格上涨的次数要显著高于价格下降的次数^[36]。也就是说,在节日期间,产品价格具有下降黏性而没有上涨黏性,这与本文的结论相似。

五、结论及启示

本文利用线上价格数据,分析了数字偏好、尾数定价对于非对称价格黏性的影响。结果表明,中国线上市场确实存在数字偏好现象,与北美国家不同的是,中国市场除了数字“9”之外,数字“0”和“8”也同样倍受欢迎。基于Logit模型进一步实证发现,尾数偏好定价模式对于价格变化可能性具有显著的非对称性影响效应,进而形成不同程度的向上和向下黏性,这也表明了数字偏好、尾数定价方式是影响非对称性价格黏性的因素之一。相比黄滕和金雪军(2014)一文^[11],本文进一步得到尾数偏好可能会通过以下几点对非对称价格黏性产生影响:(1)随着偏好数字“0”“8”“9”结尾的位数越多,其阻碍价格变化的能力越强,非对称的影响作用也越加明显;(2)偏好尾数会随着产品价值提高,显著阻碍价格变化,尤其是价格上涨,形成向上黏性;(3)偏好尾数会通过市场结构对非对称价格黏性造成部分影响。

本文的研究具有相当的启示意义:(1)依据消费者心理作用,一方面,以偏好数字结尾传达出产品具体属性,降低商品市场中生产者和消费者之间的信息不对称,使消费者减少搜寻力度,提高交易效率,优化线上购物环境;另一方面,以偏好数字定价一定程度上达到了产品促销的效果,丰富零售商的销售策略;(2)本文由对微观价格数据的研究,得到对宏观价格黏性的影响启示,同时对于理解互联网时代的货币政策制定和通货膨胀管理具有一定的实际意义。由此可知,个体产品的定价模式成为整个宏观经济运行的微观基础,也为今后的研究方向提供思路以及落脚点。

参考文献:

- [1] GORODNICHENKO Y, WEBER M. Are sticky prices costly? Evidence from the stock market[J]. *The American Economic Review*, 2016, 106(1): 165-199.
- [2] FAZZARI S M, VARIATO A M. Asymmetric information and Keynesian theories of investment[J]. *Journal of Post Keynesian Economics*, 1994, 16(3): 351-369.
- [3] CAVALLO A. Scraped data and sticky prices[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2018, 100(1): 105-119.
- [4] STIGLITZ J E. Price rigidities and market structure[J]. *The American Economic Review*, 1984, 74(2): 665-690.
- [5] LEVY D, LEE D, CHEN H, et al. Price points and price rigidity[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(4): 1417-1431.
- [6] LEE D, CHEN H, LEVY D, et al. Making sense of ignoring cents: price points and price rigidity under rational inattention[C]. *Central European University Conference Budapest*, 2006: 1-49.
- [7] BASU K. Why are so many goods priced to end in nine? And why this practice hurts the producers[J]. *Economics Letters*, 1997, 54(1): 41-44.
- [8] KNOTEK H E S. Convenient prices and price rigidity: cross-sectional evidence[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(3): 1076-1086.
- [9] BLINDER A S, CANETTI E R D, LEBOW D E, et al. Asking about prices: a new approach to understanding price stickiness[M]. *New York: Russell Sage Foundation*, 1998: 1-380.
- [10] 饶品贵, 赵龙凯, 岳衡. 吉利数字与股票价格[J]. *管理世界*, 2008(11): 44-49, 77.
- [11] 黄滕, 金雪军. 吉利数字偏好、尾数定价与价格粘性——来自互联网的证据[J]. *财贸经济*, 2014(12): 121-132.
- [12] 渠慎宁, 吴利学, 夏杰长. 中国居民消费价格波动: 价格粘性、定价模式及其政策含义[J]. *经济研究*, 2012(11): 88-102.
- [13] 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[J]. *经济学动态*, 2014(10): 47-57.

- [14] 陆旸. 成本冲击与价格粘性的非对称性——来自中国微观制造业企业的证据[J]. 经济学(季刊), 2015(2): 623-650.
- [15] 姜婷凤, 汤珂, 刘涛雄. 基于在线大数据的中国商品价格粘性研究[J]. 经济研究, 2020(6): 56-72.
- [16] SCHINDLER R M, KIRBY P N. Patterns of rightmost digits used in advertised prices: implications for nine-ending effects[J]. Journal of Consumer Research, 1997, 24(2): 192-201.
- [17] WADHWA M, ZHANG K. This number just feels right: the impact of roundness of price numbers on product evaluations[J]. Journal of Consumer Research, 2015, 41(5): 1172-1185.
- [18] CHEN H, LEVY D, SNIR A. Price roundness and price rigidity: theory and evidence[C]. Texas A&M University Working Paper, 2013.
- [19] BERGEN M, DUTTA S, LEVY D, et al. Shattering the myth of costless price changes: a framework for dynamic pricing[J]. European Management Journal, 2003, 21(6): 663-669.
- [20] OWEN A, TRZEPACZ D. Menu costs, firm strategy, and price rigidity[J]. Economics Letters, 2002, 76(3): 345-349.
- [21] LEVY D, BERGEN M, DUTTA S, et al. The magnitude of menu costs: direct evidence from large US supermarket chains[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(3): 791-825.
- [22] KNOTEK II E S. The roles of price points and menu costs in price rigidity[C]. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, No. 19-23, 2019: 1-51.
- [23] 黄新飞, 陈思宇, 李腾. 我国零售商品价格行为研究[J]. 管理世界, 2014(1): 8-15, 187.
- [24] HANNAN T H, BERGER A N. The rigidity of prices: evidence from the banking industry[J]. The American Economic Review, 1991, 81(4): 938-945.
- [25] SHERMAN J, WEISS A. Price response, asymmetric information and competition[J]. The Economic Journal, 2015, 125(589): 2077-2115.
- [26] L'HUILLIER J P, ZAME W R. Optimally sticky prices: foundations[C]. Southwest Economic Theory Conference, 2017: 1-46.
- [27] KNOTEK II E S, SAYAG D, SNIR A. The effects of price endings on price rigidity: evidence from VAT changes[C]. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, No. 19-24, 2019: 1-39.
- [28] CHEN H, LEVY D, RAY S, et al. Asymmetric price adjustment in the small[J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55(4): 728-737.
- [29] LEVY D, SNIR A, GOTLER A, et al. Not all price endings are created equal: price points and asymmetric price rigidity[J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 110: 33-49.
- [30] BERGEN M, KAUFFMAN R K, LEE D. Price points and price rigidity on the internet: a massive quasi-experimental data mining approach[C]. Minneapolis: University of Minnesota, 2005: 1-27.
- [31] LEE D, KAUFFMAN R J, BERGEN M. Image effects and rational inattention in internet-based selling[J]. International Journal of Electronic Commerce, 2009, 13(4): 127-165.
- [32] DARIPA A, KAPUR S. Pricing on the internet[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2001, 17(2): 202-216.
- [33] ROTEMBERG J J, SALONER G. The relative rigidity of monopoly pricing[J]. The American Economic Review, 1987, 77(5): 917-926.
- [34] NEUMARK D, SHARPE S A. Market structure and the nature of price rigidity: evidence from the market for consumer deposits[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2): 657-680.
- [35] MÜLLER G, BERGEN M, DUTTA S, et al. Private label price rigidity during holiday periods[J]. Applied Economics Letters, 2006, 13(1): 57-62.
- [36] LEVY D, CHEN H, MÜLLER G, et al. Holiday price rigidity and cost of price adjustment[J]. Economica, 2010, 77(305): 172-198.
- [37] NGOBO P V, LEGOHÉREL P, GUÉGUEN N. A cross-category investigation into the effects of nine-ending pricing on brand choice[J]. Journal of Retailing and Consumer Services, 2010, 17(5): 374-385.
- [38] KAUFFMAN R J, LEE D. Price rigidity on the internet: new evidence from the online bookselling industry[C]. 25th International Conference on Information System (ICIS), 2004: 1-32.
- [39] EICHENBAUM M, JAIMOVICH N, REBELO S. Reference prices, costs and nominal rigidities[J]. The American Economic Review, 2011, 101(1): 234-262.
- [40] NAKAMURA E, STEINSSON J. Five facts about prices: a reevaluation of menu cost models[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(4): 1415-1464.
- [41] ROTEMBERG J. Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment, and monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 52(4): 829-852.
- [42] KOVENOCK D, WIDDOWS K. Price leadership and asymmetric price rigidity[J]. European Journal of Political Economy, 1998, 14(1): 167-187.

