



国家社科基金资助期刊

金融研究

Journal of Financial Research

- 财政分权框架下的最优税收结构
- 垄断与通货膨胀：理论与证据
- 金融危机和自然灾害对保险股票市场的影响与溢出效应检验
- 文化、制度与合资企业盈余管理

ISSN 1002-7246



9 771002 724003

2016 5

财政分权框架下的最优税收结构 程宇丹 龚六堂(1)

垄断与通货膨胀:理论与证据 彭方平 周先波 连玉君 展凯(19)

最优货币政策规则参数的估计和中国货币状况指数的测度 陆前进(35)

信贷歧视下的金融发展与效率拖累 徐思远 洪占卿(51)

金融危机和自然灾害对保险股票市场的影响与溢出效应检验
..... 耿志祥 孙祁祥(65)

我国多层次场内股票市场板块互动关系研究
——基于种间关系的视角 李建勇 彭维瀚 刘天晖(82)

控制权、现金流权与股价同步性 王立章 王咏梅 王志诚(97)

高速公路收益权的资产证券化问题研究 闫妍 顾亚露 朱晓武(111)

财富约束、市场时机与融资行为的实验研究
——优序融资和市场择时理论的行为元素提炼 ... 李建标 孙宾宾 王鹏程(124)

文化、制度与合资企业盈余管理 赵龙凯 江嘉骏 余音(138)

稳定客户提高了分析师对企业盈余预测的准确性吗?
..... 王雄元 彭旋(156)

公司名称、投资者认知与公司价值
——基于公司名称评价指标体系的行为金融学研究
..... 贾璐熙 朱叶 陈达飞(173)

金融发展、资产泡沫与实体经济:一个文献综述
..... 王永钦 高鑫 袁志刚 杜巨澜(191)

The Journal of Financial Research

May 2016 (No. 431)

CONTENTS

-
-
- Optimal Tax Structure in a Dynamic Model with Multiple Levels of Government
..... CHENG Yudan GONG Liutang(1)
- Monopoly and Inflation: Theory and Evidence
..... PENG Fangping ZHOU Xianbo LIAN Yujun ZHAN Kai(19)
- Parameter Estimation of Optimal Monetary Policy Rule and Measurement of Money Conditions Index in China
..... LU Qianjin(35)
- Financial Development and Negative Efficiency Spillovers under Credit Discrimination
..... XU Siyuan HONG Zhanqing(51)
- The Impact of Financial Crisis and Catastrophes on the Insurer Stock Market
and Its Testing of Spillovers Effects GENG Zhixiang SUN Qixiang(65)
- The Interactive Board-Level Relationship of Stock Exchange Market in China: Based on the Perspective of
Interspecific Relationship LI Jianyong PENG Weihai LIU Tianhui(82)
- Stock Price Synchronicity and the Separation of Ownership between Control Rights
..... WANG Lizhang WANG Yongmei WANG Zhicheng(97)
- Research on Asset Securitization of Highway's Earning Right ... YAN Yan GU Yalu ZHU Xiaowu(111)
- Wealth Constraint, Market Timing and Financing Behavior: Refinement of Behavioral Elements from
Pecking-Order and Market Timing Theory LI Jianbiao SUN Binbin WANG Pengcheng(124)
- Culture, Institutions, and Earnings Management of Joint-ventures in China
..... ZHAO Longkai JIANG Jiajun YU Yin(138)
- Does Stable Relationship with Customers Improve the Analyst Forecasts about Suppliers?
..... WANG Xiongyuan PENG Xuan(156)
- Company Names, Investor Recognition, and Firm Value: A Behavioral Finance Investigation Based on the
Evaluation Index System of Company Names JIA Luxi ZHU Ye CHEN Dafei(173)
- Financial Development, Asset Bubble and the Real Economy: A Survey
..... WANG Yongqin GAO Xin YUAN Zhigang DU Julian(191)
-
-

期刊基本参数: CN11-1268/F * 1980 * m * 16 * 208 * zh * p * ¥30 * 40000 * 13 * 2016 - 05

声 明: 本刊不以任何形式收取版面费

举报电话: 010-63094651 (全国哲学社会科学规划办公室)

中国人民银行主管
中国金融学会主办
金融研究(月刊)

主编:陆磊
二〇一六年第五期
(总第431期)

编辑出版 《金融研究》杂志社有限公司
(北京西城区成方街32号2号楼 100800)
印刷 北京新华印刷有限公司
发行订购 《金融研究》杂志社有限公司
联系电话 (010)66195402
国外发行 中国图书进出口总公司
广告登记 京工商广字 0588 号
<http://www.jryj.org.cn>

国际连续出版物号:ISSN1002-7246 邮发代号: 2-637
国内连续出版物号:CN11-1268/F 公开发行 每月二十五日出版 每册定价30.00元

垄断与通货膨胀:理论与证据

彭方平 周先波 连玉君 展凯

(中山大学管理学院, 广东广州 510275; 中山大学岭南学院, 广东广州 510275;
广东外语外贸大学 21 世纪海上丝绸之路协同创新中心, 广东广州 510006)

摘要: 本文从微观层面构建多维状态非线性系统理论模型, 应用非线性模型预测控制方法研究了垄断与通货膨胀之间的关系。理论分析表明, 垄断与通胀存在明显的正向关系。本文进一步应用变系数半参数估计方法为上述理论预期提供了经验支持, 并发现我国在生产效率较低的行业中, 垄断会导致显著的通胀效应, 但这种效应在生产效率较高的行业中则明显减弱。上述结论对我国当前“下限保增长、上限防通胀”的宏观调控目标具有重要的启示意义。

关键词: 通货膨胀; 非线性模型预测控制; 变系数半参数模型

JEL 分类号: E31, C33, D42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2016)05-0019-16

一、引言

垄断是不是造成通货膨胀的重要原因? 对此, 目前学界并未形成一致观点。在上世纪 70 年代有关通胀原因的大论战中, 以“后凯恩斯主义”成本加成定价理论为代表的学者们认为, 垄断是造成通货膨胀的一个重要原因。其基本逻辑是, 微观企业主体基于利润最大化定价策略, 必然导致边际收入 (MR) 等于边际成本 (MC), 从而有:

$$P = \frac{1}{1 - 1/E} MC$$

其中 E 是企业需求价格弹性, MC 是边际成本。随着企业垄断势力的增加, 需求价

收稿日期: 2015-05-07

作者简介: 彭方平, 经济学博士, 副教授, 中山大学管理学院, Email: pengfp@mail.sysu.edu.cn

周先波, 经济学、理学博士, 教授, 中山大学岭南学院, Email: zhoubx@mail.sysu.edu.cn

连玉君 (通讯作者), 经济学博士, 副教授, 中山大学岭南学院, Email: lianyj@mail.sysu.edu.cn

展凯, 经济学博士, 教授, 广东外语外贸大学 21 世纪海上丝绸之路协同创新中心, Email: zhank97@163.com

* 本文感谢国家自然科学基金 (71201174, 71371199, 71002056), 教育部人文社会科学研究规划项目 (15YJA790079) 和广东省自然科学基金 (2014A030313577, S2013010015019) 资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

格弹性 E 不断减小,企业产品定价 p 不断上升,随着物价 p 的不断上升,导致工资以及边际成本的进一步上升,进而导致物价水平的螺旋式上升。

然而,以弗里德曼为代表的货币主义学派并不赞同上述观点。他们认为,垄断仅会改变相对价格,在货币总量不变的情况下,垄断商品的价格上涨会导致非垄断商品价格的相对下降,而不会引起整体物价水平的持续上涨。因此,通货膨胀无论何时何地都是一种货币现象,只有在宽松性货币政策的配合下,上述垄断性企业定价行为才能产生持续的通货膨胀效应。

基于货币主义上述观点,一部分学者从垄断市场下的央行货币政策行为角度,去解释垄断与通货膨胀的关系。例如, Kydland and Prescott (1977)、Barro and Gordon (1983) 基于动态不一致理论,认为基于相机抉择的货币政策,在存在产出缺口的情况下,央行有通货膨胀偏向,而在非竞争性的市场环境中,产品价格更有刚性,潜在产出与实际产出的缺口进一步变大,从而增强了央行实施通货膨胀的动机。因此,上述理论认为,由于垄断势力导致价格的相对刚性,从而更容易导致通货膨胀。Cavelaars (2003) 基于政治经济学和央行独立性的角度分析了市场竞争结构对通货膨胀的影响。他认为,缺乏独立性的央行更容易受政治人士的影响,而政治人士往往受势力集团游说。当市场集中度增加时,势力集团对政治人士的影响更大,从而使中央银行往往更关注产出缺口,导致更高的通货膨胀水平。上世纪 30 年代经济数据似乎支持垄断导致价格刚性的观点,在 1929~1932 年间,竞争性部门价格下降 60%,而垄断部门仅下跌 10%,一些垄断部门在经济大萧条期间反而出现了价格上涨。在经济扩张期的 1933~1937 年间,竞争性部门价格上涨了 46%,而垄断部门仅上涨了 10%,在随后 1937、1938 年的衰退期间,竞争性部门价格又下跌了 27%,而垄断部门仅下跌 3%^①。Sweezy and Magdoff (1983) 进一步建立了“垄断-消费不足”理论来解释垄断的通货膨胀效应,以及垄断部门与非垄断部门产品价格变化的非平衡性。该理论认为,由于垄断部门具有各方面的优势,可以更多地从政府那里获得税收、金融、投资和研发投入等方面的支持,从而造成垄断部门的过度资本积累、过度投资和过剩产能,导致企业利润下降,进而严重影响垄断部门甚至整体经济。在这种情况下,政府往往通过财政赤字和货币政策制造过度需求,而垄断部门为攫取超额垄断利润,往往通过垄断提价对政府的扩张性政策做出响应,从而形成利润推动型通货膨胀,更甚的是,利润从竞争性部门向垄断性部门转移,引发更严重的需求不足、继而更大的政府(央行)刺激政策和不断上升的通货膨胀(Saad-Filho, 2000)^②。然而,该理论所依赖的基本假设条件——垄断部门为攫取超额利润会采取垄断提价行为,并未得到一致认同。比如 Baumol (1982) 认为,国内和国外厂商的进入威胁可能足够迫使垄断企业采取竞争性定价策略。另外一部分学者认为,相对价格变化本身也是通货膨胀的一个决定性因素, Mankiw (1985) 的菜单成本理论和 Lucas (1972)、Lach and Tsiddon (1992) 的卢卡斯岛模型,解释

① 相关数据来自 Sherman (1977)。

② Morris (1972) 认为通货膨胀是垄断资本主义系统为反萧条不断进行财政与货币政策刺激的结果。

了相对价格变化与通货膨胀的关系,从而建立起了垄断成本加成定价导致相对价格变化,继而引起通货膨胀的传导链条。

遗憾的是,关于垄断与通货膨胀关系的实证研究还非常有限,目前面临的一个主要障碍是如何有效测度企业的垄断势力。已有的文献通常使用市场集中度、利润率或价格-边际成本等指标来度量垄断势力。例如,Eckard(1981)使用集中度指标来衡量市场竞争程度,研究表明,加强市场竞争并不能有效抑制通胀。原因在于,虽然进取型企业通过淘汰低效率企业扩大了自身的市场份额,但这并不意味着市场竞争程度会下降。这一点在近年来的西欧电信市场上表现得尤为明显(Martin and Wörz,2012)。更为重要的是,很多学者认为集中度这一指标并不能很好地反映市场竞争程度。例如,Griffith et al.(2005)基于仿真的研究表明,相对于利润率、价格-边际成本法等测度方法,集中度指标在测度垄断势力方面的表现最差。Martin and Wörz(2012)认为,相比集中度指标,利润率指标(如资产回报率,即ROA)是测度市场竞争程度更为重要的指标。然而,ROA水平严重依赖于行业特征,而且存活企业往往具有更高的成本控制效率,随着时间的推移,ROA水平倾向增加,但并不意味着市场垄断的加剧。

相比于上述两种测度方法,价格-边际成本方法由于具有更坚实的经济学理论基础而逐渐被学者所重视。价格-边际成本方法认为,在完全竞争状态下,商品出售价格等于边际成本,然而,在非完全竞争状态下,价格会偏离边际成本,因此可以用商品出售价格与边际成本的比值,即所谓的成本加成(Markup)比率来测度市场竞争程度。然而,该方法的困难之处在于边际成本是无法直接观测到的。Hall(1988)、Roeger(1995)通过生产法基于索洛剩余法来估算“成本加成”。Janger and Schmidt-Dengler(2010)应用该方法的研究结果表明,短期内竞争有利于降低通货膨胀,但当样本的时间跨度拉长时,上述结论不再成立。当然,采用索洛剩余法估算“成本加成”也有局限。该方法依赖于一系列严格的假设条件,如中性技术进步和规模报酬不变等,会导致垄断势力度量的不可靠。Cavelaars(2003)、Przybyla et al.(2005)以宏观经济劳动收入份额的倒数来度量成本加成,进而测度市场竞争程度,研究结果显示市场竞争有助于抑制通货膨胀。该方法的局限在于,需事先设定生产函数形式,并依赖多个严格的假设条件,如假设所有厂商的劳动投入-产出弹性相同。Neiss(2001)基于上述类似的方法,应用OECD国家数据研究发现,垄断会导致通货膨胀。De Loecker and Warzynski(2012)在Hall(1988)开创的生产法的基础上,利用要素产出弹性估计企业层面的价格成本加成,该方法不但无需具体的生产函数形式、不变规模报酬和资本使用成本等方面的假设,而且控制了由技术进步冲击导致的传统成本加成方法测度市场竞争程度的偏差,使得反映市场竞争程度的“成本加成”能够得到更加稳健的度量。黄枫和吴纯杰(2013)应用该方法研究我国化学药品制造业发现,我国制造业企业仍存在系统性的市场垄断。遗憾的是,据我们所掌握的文献,目前还没有用De Loecker and Warzynski(2012)方法测算垄断势力去研究垄断与通货膨胀的关系^③。

^③ 展凯和彭方平(2012)使用企业市场占有率作为测度垄断程度的指标,存在前文所述不足。

鉴于此,本文首先在理论上,从微观角度确定垄断与通货膨胀的关系,虽然已有不少文献基于长期企业利润最大化行为研究垄断定价行为,如 Andersson (2005)、Assenza et al. (2015)、Tilson and Zheng (2014) 等,但上述研究更多关注(既定)垄断性企业的动态定价策略,鲜有针对垄断势力动态变化下的定价行为和技术差异影响研究。本文首先从微观层面构建了垄断与企业定价的非线性系统理论模型,并应用非线性模型预测控制(Nonlinear Model Predictive Control, 简记 NMPC)方法求解模型系统,从理论上说明了垄断与通货膨胀的正向关系。进一步,我们应用 De Loecker and Warzynski (2012) 提出的“成本加成”法测算我国行业(企业)垄断程度,并应用非平衡面板变系数半参数方法(基于我们所掌握的文献,目前还没有非平衡面板变系数半参数方法的相关文献,因此这也是本文对计量方法上的小贡献)对我国垄断性通货膨胀进行研究,从而避免了使用传统线性参数(固定系数)模型进行估计可能导致的模型设定偏误。研究结果表明,我国低效率行业垄断有显著的通货膨胀效应,而高效率行业垄断的通货膨胀效应明显降低,上述结论对于我国解决结构性通货膨胀问题具有重要的现实意义。后文结构安排如下:第二部分为理论模型;第三部分为计量模型;第四部分为样本数据与实证检验;最后总结全文。

二、理论模型

基于前文综述可知,垄断是否导致通货膨胀,关键是确定企业的垄断性定价行为。而研究垄断性企业的动态定价行为,实质上是研究在计划期限水平上,企业贴现利润最大化的定价策略行为(Kalish, 1983)。参考 Kalish (1983) 等,我们扩展垄断性企业系统定价模型扩展如下:

$$\pi = \max_{s_t} \int_0^T e^{-rt} (p_t - c(x_t)) s_t dt \quad (1)$$

约束条件为:

$$x_t = x_{t-1} + s_t \quad (2)$$

$$c_t = c_0 + c_1/x_t \quad (3)$$

$$s_t = kp_t^{-\varepsilon_t} \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 t + \varepsilon_2 t^2 \quad (5)$$

$$mp_t = 1/\varepsilon_t \quad (6)$$

目标方程(1)假设在产品需求弹性生成机制既定情况下,企业通过选取产量水平 s_t (即输入控制变量)以达到长期利润的现值最大化。 p_t 为企业产品定价, $c(x_t)$ 为单位产品成本; s_t 为 t 期销售额; x_t 为截止至第 t 期企业的累计销售量; r 为折现率。

约束方程(2)描述了企业在 t 时刻累计销售量 x_t 与 t 期销售量 s_t 的关系。

约束方程(3)描述了企业单位生产(边际)成本的决策行为。考虑到学习效应的影

④ 我们假设企业生产与销售相等,不存在存货投资变化。

响,Bass (1969)、Kalish (1983) 等认为其是累计生产经验的函数,即随着累计生产数量的不断增长,企业由于学习效应,导致单位生产成本不断下降。

约束方程(4)描述了企业产品需求函数, ε_t 为企业价格弹性。

约束方程(5)描述了价格弹性的动态行为,参考Bass(1969)、Parker(1992)等学者的方法,假设企业产品需求的价格弹性随时间动态变化。

约束方程(6)描述了垄断势力 mp_t (勒纳指数)与企业价格弹性之间的关系。

对于上述非线性多维状态模型系统,传统动态规划方法存在随着状态维数增加带来寻求数值解难度呈指数化增长的问题。对于一个中度状态维数模型,动态规划方法往往就无法得到一个合理准确的数值解(Grüne et al., 2013)。因此,我们通过非线性模型预测控制(NMPC)技术寻求上述模型数值解。NMPC方法于上世纪80年代兴起,是广泛应用于工业生产的控制优化技术。Grüne and Pannek(2011)首次将其应用于经济领域。其显著特点是滚动优化、反馈校正。由于该方法具有用较短的时间期限很好地近似长期问题,以及所需信息更少等优点(Grüne et al., 2013),近期受到经济学界(特别是研究涉及到代际间迭代问题)的关注。我们首先通过离散有限目标函数去近似原无限(长期)连续目标函数^⑤,然后利用模拟退火优化算法,在给定系统各变量初始值的情况下,通过在不同控制变量 s_t 输入值的情况下,基于NMPC方法中的滚动优化和反馈校正技术,搜寻目标函数最大化下的企业定价动态轨迹^⑥。

参考Ali and Narjes(2011)等文献,上述模型系统各变量初始值和参数设定如下: $r = 0.05$, $x(0) = 5$, $c(0) = 8$, $c_1 = 5$, $k = 50$, $\varepsilon_0 = 2.2665$, $\varepsilon_1 = -0.8$, $\varepsilon_2 = 0.4$ 。

基于NMPC方法,我们得到垄断势力 mp_t ^⑦与企业定价水平 p ,以及垄断势力变化 dmp 与价格变化 dp 间关系的仿真结果,见图1和图2。

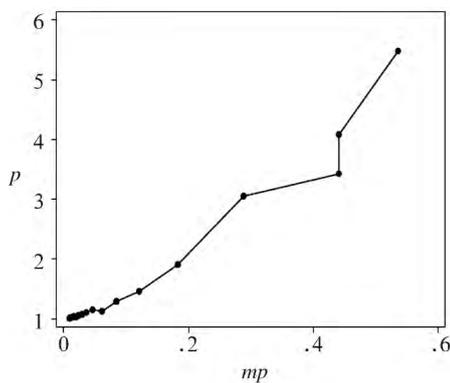


图1 垄断势力 mp 与价格水平 p 轨迹

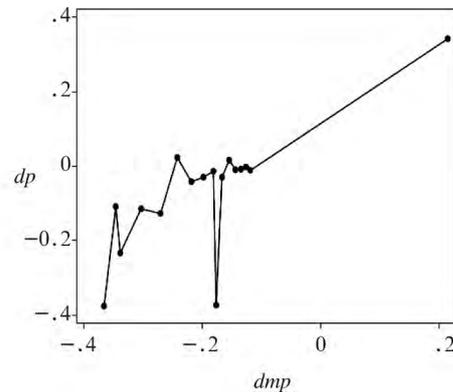


图2 垄断势力变化 dmp 与价格水平变化 dp 轨迹

^⑤ Grüne et al. (2013)指出,基于NMPC技术,所需更少的信息,短(有限)期限可以很好近似长期限(无限期限)本文选取期限为15期。

^⑥ 具体可参考Grüne et al. (2013)和Grüne and Pannek(2011)。

^⑦ 由于衡量垄断势力的勒纳指数可以表示为需求弹性的倒数,本文正是基于需求弹性的倒数衡量垄断势力(mp)。

从上述数值仿真结果我们可以看到,企业垄断势力与企业定价水平呈现明显的正向关系,即从企业层面来看,在其他条件不变的情况下,垄断导致企业相对更高的定价水平,垄断势力变化与价格变化之间也存在显著的正向关系。因此我们从微观层面找到了垄断导致通货膨胀的理论证据。

三、计量模型

基于宏观数据时,垄断势力、超额工资等变量测度较难,存在数据量少和样本质量不高的问题,因此,我们从微观角度建立垄断与企业定价行为的关系模型。借鉴 Gaiotti (2010) 从微观角度研究菲利普斯曲线的做法,将企业 i 的价格变化定义为:

$$\Delta P_{it} = \Delta mc_{it} + \Delta \mu_{it} \quad (7)$$

其中, p_{it} 是企业 i 在时间 t 所设定的产品价格; mc_{it} 表示企业 i 在时间 t 的边际劳动成本; μ_{it} 表示成本加成(即 Markup) 比率^⑧, 这些变量均使用对数形式。进一步, 边际劳动成本变化可表示为全国性的合同(对数)工资 w_t^c 变化加上个体企业(对数)工资部分 w_{it}^F 变化,再扣除劳动生产率 δ_{it} 变化的影响,即:

$$\Delta mc_{it} = \Delta w_t^c + \Delta w_{it}^F - \Delta \delta_{it} \quad (8)$$

假设 t 期全国性的合同工资变化 Δw_t^c 主要受 t 期通胀预期 π_t^e 影响,即 $\Delta w_t^c = \pi_t^e + \varepsilon_t'$, 其中 ε_t' 为随机扰动项,与企业个体 i 无关,而工人预期为适应性预期^⑨,即 t 期工人通胀预期 π_t^e 等于 $t-1$ 期全国性通货膨胀水平 π_{t-1} : $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, 故(8)式右端第一项为:

$$\Delta w_t^c = \pi_{t-1} + \varepsilon_t' \quad (9)$$

企业个体部分的工资增长与企业产出与其稳态产出间的缺口成正比,即 $\Delta w_{it}^F = \gamma_0(y_{it} - y_{it}^*) + \varepsilon_{it}''$, 其中 y_{it} 为企业实际产出的对数, y_{it}^* 为稳态时产出对数, ε_{it}'' 为随机扰动项,与 $y_{it} - y_{it}^*$ 不相关。而产出缺口与企业产能利用率的关系是 $y_{it} - y_{it}^* = \rho CU_{it} + \zeta_{it}$, 其中 ζ_{it} 为随机扰动项,与企业产能利用率 CU_{it} 无关, ζ_{it} 与 ε_{it}'' 不相关。故(8)式右端第二项为

$$\Delta w_{it}^F = \gamma CU_{it} + u_{it} \quad (10)$$

其中 $\gamma = \gamma_0 \rho$, 随机扰动项 u_{it} 与 CU_{it} 无关。

综上(7)至(10),我们可得到单个企业的定价模型如下:

$$\Delta p_{it} = \pi_{t-1} + \gamma CU_{it} + c_1 \Delta \mu_{it} + \eta_{it} \quad (11)$$

其中 $\eta_{it} = u_{it} + \varepsilon_t' - \Delta \delta_{it}$ 是随机扰动项^⑩。

⑧ 根据 Gaiotti (2010), 为简单起见, 我们首先不考虑中间投入成本变化对企业产品价格变化的影响, 后再纳入该因素; 这里我们假设企业价格调整都在 1 年内完成, 关于此假设的合理性可进一步参考 Gaiotti (2010)。

⑨ 现有大量文献采用适应性预期假设。本文研究发现, 即使采用理想预期假设, 也不影响本文的研究结论。

⑩ 在这里我们把劳动生产率的变化放到随机扰动项的原因是: 一方面我们考察的样本时间跨度较短, 年度劳动生产率的变化数值较小; 另一方面我们的核心关注变量垄断势力在测度过程中剔除了技术进步的影响, 且我们后续还会控制生产效率对价格变化的影响, 因此不会带来与解释变量相关所产生的内生性问题。

考虑到原材料中间投入和市场竞争结构对价格变化的影响,我们进一步把模型(11)扩展成模型(12):

$$\Delta p'_{it} = \gamma CU_{it} + \gamma_1(1 - \lambda_{it})\Delta IM_{it} + \gamma_2 \Delta \mu_{it} + \eta_{it} \quad (12)$$

其中 $\Delta p'_{it} = \Delta p_{it} - \pi_{t-1}$, ΔIM_{it} 为企业原材料等中间投入成本变化, λ_{it} 为工资成本在可变成本中的比例; μ_{it} 反应企业的垄断势力,在这里我们用企业成本加成(Markup)比率来衡量; η_{it} 是随机扰动项。

模型(12)没有包含企业 i 可能存在的不可观察的个体效应,它们可能使价格变化产生个体差异,同时还可能与解释变量相关;如果将这些个体效应包含在扰动项 η_{it} 中,则模型也可能会有内生性问题。为此,我们将这些个体效应从模型(12)的扰动项中分离出来,且允许它们与解释变量相关,即模型(13):

$$\Delta p'_{it} = \alpha_i + a_1 CU_{it} + b_1(1 - \lambda_{it})\Delta IM_{it} + c_3 \Delta \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中 α_i 表示企业的个体效应, ε_{it} 是随机扰动项。

值得注意的是,一般认为,高生产效率导致低通货膨胀(Kiley, 2003; Dew - Becker and Gordon, 2005; Sangho et al., 2013),而至于垄断如何影响企业生产率,目前在学术上并未取得共识,Romer (1986)、Aghion and Howitt (1992)等认为竞争降低了创新的未来预期利润,即“租值消散效应”,从而导致企业缺乏增加研发投入动力,进而影响企业劳动生产率的提高。而 Aghion et al. (2005)则认为,竞争越激烈,企业通过创新逃离激烈竞争的动机越强烈,企业就越靠近生产技术前沿,即竞争有利于技术进步。Eckard (1981)也是基于上述观点,认为不同生产效率企业(行业)的垄断行为对价格变化影响具有不一致性,具体来说,若具有高效率的创新型企业具有市场垄断势力,则垄断势力上升,会提高整个行业技术进步率,从而有助于该行业产品价格下降,进而降低通货膨胀。相反,若低生产效率企业具有垄断势力,则垄断势力上升导致行业整体生产效率下降,从而诱发通货膨胀。基于上述变量间复杂的关系及其重要现实意义,有必要对我国不同效率行业垄断变化对通货膨胀影响的差异性进行研究。在垄断势力等解释变量对通货膨胀的影响中,企业生产效率状况并不一定仅仅起着一种线性作用;更一般情形是,随着企业生产效率状况的变化,垄断势力对通货膨胀的影响关于生产效率具有非线性特征。变系数回归模型可以反映垄断势力对通货膨胀的影响随着企业生产效率所处状况的变化特征。具体地,我们将参数模型(13)推广成如下变系数面板数据模型:

$$\Delta p'_{it} = \alpha_i + a(z_{it}) CU_{it} + b(z_{it})(1 - \lambda_{it})\Delta IM_{it} + c(z_{it}) \Delta \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中 z_{it} 是衡量企业生产效率水平变量, $a(z_{it})$ 、 $b(z_{it})$ 和 $c(z_{it})$ 分别是企业产能利用率 CU_{it} 、原材料等中间投入成本变化 $(1 - \lambda_{it})\Delta IM_{it}$ 和垄断势力 $\Delta \mu_{it}$ 对产品价格变化的边际影响,它们都是企业生产效率 z_{it} 的函数,反映这些影响都以企业生产效率作为状态变量。

本文实证部分所用的面板数据样本是非平衡数据^①,即对不同的行业,其年份数据不尽相同,故我们设定样本中行业 i 有 m_i 年的观察数据,其中 $i = 1, 2, \dots, n$ 。对于这种非平衡面板数据,据作者对目前计量文献的掌握,变系数半参数模型(14)在非平衡面板情形下暂没有现成的估计方法可用。文献中时间序列数据(如 Jansen et al., 2008)、平衡面板数据(如周亚虹等, 2009)等被用于变系数半参数模型的估计和实证研究中。为解决本文实证估计之需,我们将 Sun et al. (2009) 关于变系数平衡面板数据模型的局部线性半参数估计方法推广至非平衡面板数据模型的估计^②。

四、样本数据和实证检验

(一) 数据来源

本文研究所使用的数据主要来源于国家统计局 1999 ~ 2007 年中国工业企业调查数据库。该数据库涵盖销售额在 500 万元及以上的大中型国有及非国有制造企业的相关信息。由于该数据库包含详细的企业相关信息,因而在现有研究中被广泛运用。本文关注的是工业增加值、平均工资、总资产、总利润、企业总销售和中间投入成本等指标。我们对最大和最小 5% 样本做了 Winsor 处理,以避免异常值对本文研究结果的影响。行业投入和产出价格指数相关数据(由于行业数据出现异常值的可能性较小,我们未作 Winsor 处理)则来源于鲁汶大学网站^③。我们最终形成包含 423 个行业个体,时间跨度为 4 ~ 8 年的非平衡面板数据。

(二) 变量说明

1. 市场垄断势力(μ_{ii})

由于企业(市场)成本加成(Markup)在测度市场垄断程度方面具有坚实的经济学理论基础,一直被经济学者广泛运用。然而传统的成本加成的估计,存在诸多假设前提,比如对生产函数形式的形式设定、对市场的竞争类型(大多以垄断竞争为前提),以及没有考虑技术进步冲击等缺陷,从而影响了用企业(市场)成本加成(Markup)度量市场垄断程度的稳健性。De Loecker and Warzynski (2012) 对成本加成(Markup)的估计方法做了重大改进,本文以此为基础计算得到衡量垄断势力的成本加成变量 μ_{ii} 。

图 3 给出了部分重要行业的成本加成估计^④。从成本加成 μ_{ii} 估计结果可以看出:

^① 非平衡面板数据经常出现于实证研究中,如果丢弃一些个体的年份数据仅仅利用样本中年份相同的个体组成的平衡面板样本数据估计模型,则会使年份数据较多的个体失去一些信息,造成模型估计有效性的不必要损失。对于非平衡面板参数模型的估计,参见 Baltagi and Song (2006) 的综述;对于非平衡面板非参数模型的估计,参见 Zhou and Li (2011) 的应用。

^② 限于论文篇幅,本文省略具体推导过程,感兴趣读者可与作者联系。

^③ 相对中经网统计数据库,鲁汶大学网站(<http://www.econ.kuleuven.be/public/N07057/CHINA/appendix/>)中提供了 423 个行业价格指数数据,行业划分更细。

^④ 图 1 相关数据是基于两位数行业分类整理而得,考虑到异常值的问题和分行业后的样本量问题,图 1 相关数据是对行业中的企业最大最小 5% 样本做 Winsor 处理之后的结果。

(1) 所用行业加价 μ_{it} 均值都大于 1, 说明现实中几乎不存在所谓的完全竞争性市场;
 (2) 加价行业均值最高的是烟草制造业, 其次是废弃资源和废旧材料回收加工业, 然后依次是通信设备、计算机及其他电子设备制造业、有色金属冶炼及延压加工业等。烟草制造业的行业高垄断性与经验直观预期具有一致性。废弃资源和废旧材料回收加工业由于具有较强的网络效应(network effect) 和特定的经济社会性, 因此一般也具有较高的“成本加成”这与 Borg (2009) 的研究结论具有一致性。

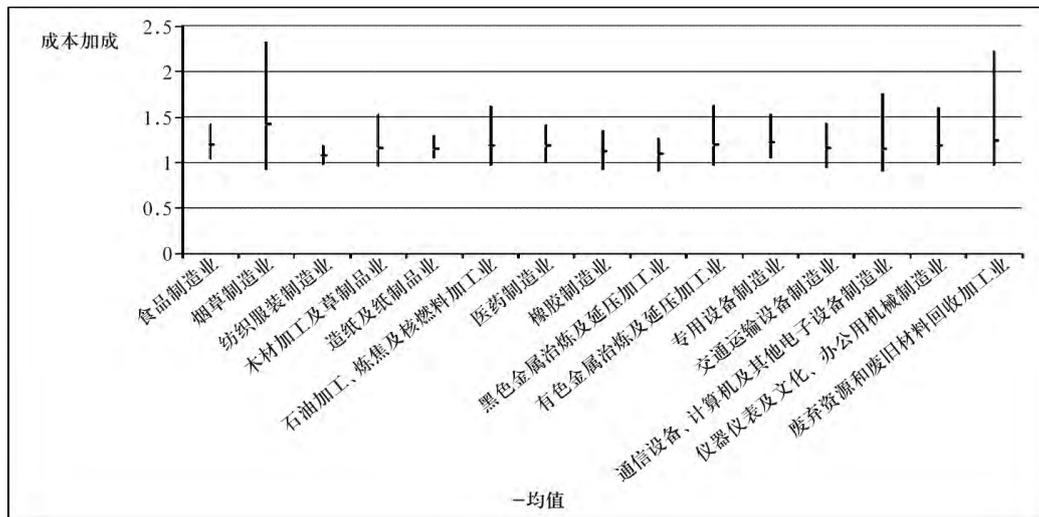


图3 部分行业的加价估计比较

2. 其他变量的计算方法如下:

价格变化($\Delta p'_{it}$)。我们以行业产出价格指数的对数差减去通货膨胀预期^⑤(通货膨胀预期根据居民消费价格指数计算而得) 来衡量。

工资成本与可变成本比率(λ_{it})。我们以应付工资总额除以应付工资总额和中间投入之和来衡量。

生产效率(TFP_{it})。我们参考 De Loecker and Warzynski (2012) 给出的全要素生产率的计算方法来衡量企业的生产效率。

单位产品原材料等中间投入品价格变化(ΔIM_{it})。根据 Gaiotti and Secchi (2006) , 我们通过如下方法估算: $\Delta IM_{it} = \ln (MC_{it}) - \ln (CZ_{it})$ 。其中 MC_{it} 为原材料等中间投入品总价值, CZ_{it} 为“企业实际工业产值”。这里, 企业实际工业产值通过行业投入价格指数折现而得到。

设备利用率(CU_{it})。相关文献一般用实际产能与潜在产能的比作为设备利用率指

^⑤ 值得注意的是, 根据论文模型(9), 由于全国性工人的工资增长取决于工人通胀预期, 而根据适应性预期假设, 当期通胀预期等于滞后一期全国性实际通货膨胀性水平(而不是本行业价格变化率)。这里全国性实际通货膨胀性水平基于全国居民消费价格指数计算而得, 全国居民消费价格指数数据来源于中经网。

标,但由于我们缺乏企业潜在产能的相关调查指标。因此我们用资产周转率(即工业销售总额/总资产)作为设备利用率的替代变量。

由于价格变化数据是行业数据,因此计量分析基于行业数据展开,参考 Martin and Wörz(2012)等文献做法,我们通过对上述企业数据做权重加总平均而得到行业数据^⑩。表 1 给出了上述行业数据的描述性统计:

表 1 变量的描述性统计

变量名称	含义	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
$\Delta p'_{it}$	价格变化率	0.0039	0.0432	-0.3246	0.5900	-0.0026
CU_{it}	设备利用率	2.0143	0.6997	0.3463	5.0761	1.9746
$(1 - \lambda_{it}) \Delta IM_{it}$	原材料价格变化	0.0220	0.0338	-0.1172	0.1947	0.0185
$\Delta \mu_{it}$	垄断势力变化	0.0058	0.0131	-0.1175	0.2278	0.0046
TFP_{it}	生产效率	0.2927	0.1138	0.0000	0.7307	0.2819

(三) 非平衡面板变系数模型的半参数估计

对于不同 TFP 水平下垄断势力如何影响价格变化的问题,本节应用非平衡面板变系数模型半参估计方法,考察垄断势力影响价格变化关于生产效率的这种状态相依性。我们使用 GAUSS 编程对变系数模型(14)进行估计。半参数估计中的核函数为标准正态密度函数;最优窗宽 h 由数据驱动型的最小二乘交错鉴定方法确定,在我们样本情形下,最优窗宽是 $h = 0.2476$ 。在各变量对价格变化的边际影响关于生产效率水平变化趋势上,固定效应和随机效应变系数模型的估计结果相近,故我们基于固定效应模型的变系数估计结果报告。

我们先将变量 TFP 的样本最小值和最大值所构成的区间进行 30 等分,应用半参数方法分别估计变系数函数在这些等分点处的函数值,然后以变量 z (即 TFP) 作为横轴,这些函数对应的变量作为纵轴,做出各等分点及其函数估计值构成的点,描出各解释变量对价格变化的边际影响函数 $a(z)$ 、 $b(z)$ 、 $c(z)$ 关于 z 变化的趋势图(见图 4 至图 6)。

可见,各变量对价格变化的边际影响关于 TFP 都是递减的;对于高生产效率行业,各变量对价格变化的影响较小,而对于低生产效率行业,各变量对价格变化的影响较大。

特别地,由图 6 可见,垄断势力对价格变化的边际影响关于生产效率水平是递减的。同时,我们注意,不管高生产效率行业还是低生产效率行业,垄断势力对价格变化的边际影响都是正的,但高生产效率行业垄断对通货膨胀的影响效应明显降低。

从上述结果来看,生产效率越低的行业,垄断力的上升对通货膨胀的影响越显著,影响的程度也越大。该结论与近年来我国的经济现实是具有一致性的。以石油、电力、房地

^⑩ 我们以企业总产出与样本行业总产出占比作为权重。

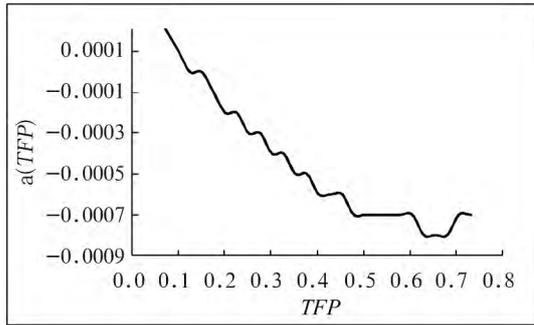


图4 设备利用率对价格变化的边际影响 $a(z)$

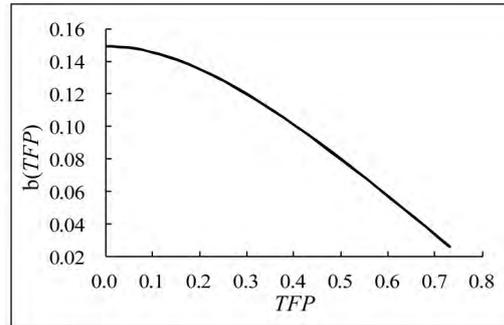


图5 原材料成本变化对价格变化的边际影响 $b(z)$

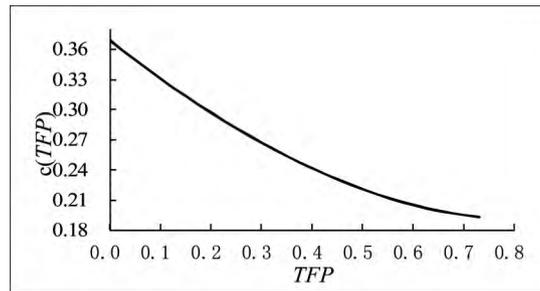


图6 垄断势力对价格变化的边际影响 $c(z)$

产等为代表的垄断性行业受到成本冲击时的频繁上调价格行为就是典型的表现,由于低生产效率垄断势力的扩张,导致整个行业生产效率的下降,为了维持一定的垄断利润,不得不通过提高产品价格来实现;而与之相对照的是,以电子行业为代表的高生产效率行业的垄断水平的提升却提高了整个行业的劳动生产率,降低了行业生产成本,而无需通过提价来维持所期望的垄断利润。上述结论具有重要的政策含义。我国的通货膨胀表现为明显的结构型通货膨胀,如何保经济增长下限的同时,控制通货膨胀上限,仅仅依赖总量货币政策是不够的,必须进行市场改革,打破无效率垄断,鼓励强势(有效率)企业兼并重组,做大做强。

为说明变系数半参数模型设定的必要性,本文使用 wild - bootstrap 方法检验固定系数模型原假设是否合适^{①7}(Jansen et al. 2008),其中备择假设是变系数模型,检验统计量为:

$$\hat{J}_n = \frac{(h_1 \cdots h_q)^{1/2}}{n \sqrt{\hat{\sigma}_0^2}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n \sum_{l=1}^{m_i} \sum_{s=1}^{m_j} x'_{it} x_{js} \int \hat{u}_{it} \hat{u}_{js} k_h(z_{it} - z) k_h(z_{js} - z) dz,$$

而

^{①7} 应用 wild - bootstrap 而不用常规的重复抽样 bootstrap 是因为后者对应的检验是非一致的(见 Härdle and Mammen, 1993; Jansen et al. 2008)。如需要本文 wild - bootstrap 检验的 Gauss 程序,可来信索取。

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{2h_1 \cdots h_q}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n \sum_{t=1}^{m_i} \sum_{s=1}^{m_j} (x'_{it} x_{js})^2 \int \hat{u}_{it}^2 \hat{u}_{js}^2 k_h^2(z_{it} - z) k_h^2(z_{js} - z) dz,$$

$\hat{u}_i = y_i - x'_i \hat{\beta}$ 为由固定系数模型参数估计所得的残差, $k_h(z_{it} - z) = h^{-1} k((z_{it} - z)/h)$ 。经计算, 检验统计量的值为 33.1127, wild - bootstrap 重复 500 次, 所得的相应 p 值非常小 (为 0.0000)。这表明原假设被拒绝, 即固定系数模型的设定是不恰当的。

(四) 模型的稳健性检验

上述变系数模型的设定要求系数函数是连续可微的, 如果系数是生产率的跳跃函数, 上述研究结果是否具有稳健性? 为简单起见, 我们定义生产率虚拟变量 T_{it} : 若企业 i 为生产率较高, 则 T_{it} 赋值为 1, 否则赋值为 0^⑮, 且将它与解释变量的交叉项也放入模型(13), 即:

$$\begin{aligned} \Delta p_{it}' = & \alpha_i + a_1 CU_{it} + b_1(1 - \lambda_{it}) \Delta IM_{it} + c_1 \Delta \mu_{it} \\ & + a_2 T_{it} CU_{it} + b_2 T_{it} (1 - \lambda_{it}) \Delta IM_{it} + c_2 T_{it} \Delta \mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

模型(15)也是变系数模型, 但其解释变量对通货膨胀的边际影响关于生产率的高低是跳跃的。我们感兴趣的是, 模型(15)中系数 c_1 和 c_2 的符号和显著性, 若垄断导致通货膨胀, 则我们预期系数 c_1 和 $c_1 + c_2$ 都显著大于 0; 若 $c_1 + c_2$ 显著小于 c_1 (即 $c_2 < 0$) 或并不显著异于 0, 则证实了不同生产率行业垄断对通货膨胀影响的非对称性, 从而与前述实证结果具有一致性。

我们分别基于混合 OLS、极大似然估计、固定效应和随机效应估计方法对参数模型(15)进行估计, 由 Hausman 检验结果(在 1% 显著性水下显著)知, 相对于随机效应模型, 固定效应模型的设定更适合我们的样本数据。但为比较起见, 我们将这几种设定之下的估计结果都列于表 2 中。从估计结果来看, 对于较低 TFP 的样本类, 垄断势力对价格变化的影响 ($\Delta \mu$ 的系数估计 c_1) 为正, 且都是显著的。这说明, 在行业的全要素生产率较低时, 垄断势力行业价格变化有显著的正影响, 即垄断加剧通货膨胀。对于较高 TFP 的样本类, 垄断势力对价格变化的边际影响是 $\Delta \mu$ 和 $T^* \Delta \mu$ 的系数之和 $c_1 + c_2$, 表 2 各模型的估计结果都显示, 此和为正, 但其显著性检验的 p 值都较大, 说明较高 TFP 行业的垄断势力对价格变化的边际影响虽然为正, 但并不显著。这与较低 TFP 的样本类的显著影响结论形成对比。但是, 因为 $T^* \Delta \mu$ 的系数 c_2 的估计小于零, 且是显著的, 故较高 TFP 行业垄断势力对价格变化的边际影响显著低于较低 TFP 行业垄断势力对价格变化的影响, 从而说明我国高生产率行业垄断的通货膨胀效应显著下降。几种方法对各变量系数的参数估计在大小上相差不大, 在符号和显著性方面也都是是一致的^⑯, 而且与前述变系数模型

^⑮ 我们基于行业全要素生产率的中位数为分类基准。

^⑯ 需要说明的是, 在模型估计过程中, 考虑到模型中解释变量可能存在的内生性问题, 我们用设备利用率的一期滞后, 即 CU_{it-1} 作为 CU_{it} 的替代变量, 保证 CU_{it} 与随机扰动项 η_{it} 不相关; 由于原材料等中间投入主要受国际大宗商品市场影响较大, 垄断势力主要受市场准入制度、市场结构等影响, 因此我们在此认为这两个变量在模型中是外生变量。

的半参数估计结果具有一致性,从而说明本文变系数模型实证结果的稳健性。

表2 参数估计结果(设定 TFP 的虚拟变量,与其它解释变量交互)

变量	混合 OLS	极大似然	随机效应	固定效应
CU_{it}	0.0114 (0.0000)	0.0099 (0.0000)	0.0100 (0.0000)	0.0040 (0.0320)
$(1 - \lambda_{it}) \Delta IM_{it}$	0.3040 (0.0000)	0.2608 (0.0000)	0.2617 (0.0000)	0.2146 (0.0000)
$\Delta \mu_{it}$	0.3382 (0.0000)	0.3812 (0.0000)	0.3802 (0.0000)	0.4354 (0.0000)
$T_{it}^* CU_{it}$	-0.0086 (0.0000)	-0.0072 (0.0000)	-0.0073 (0.0000)	-0.0038 (0.0020)
$T_{it}^* (1 - \lambda_{it}) \Delta IM_{it}$	-0.3086 (0.0000)	-0.2582 (0.0000)	-0.2594 (0.0000)	-0.1782 (0.0010)
$T_{it}^* \Delta \mu_{it}$	-0.2827 (0.0190)	-0.3136 (0.0070)	-0.3130 (0.0070)	-0.3432 (0.0040)
常数项	-0.0134 (0.0000)	-0.0121 (0.0000)	-0.0122 (0.0000)	-0.0041 (0.2220)
$\Delta \mu_{it}$ 与 $T_{it}^* \Delta \mu_{it}$ 系数之和为 0 检验的 p 值	(0.5341)	(0.4371)	(0.4402)	(0.3081)
Hausman 检验的 p 值	-	-	0.0000	-

注:虚拟变量 T_{it} 定义为 1 ($TFP_{it} > TFP$ 中位数),即当 TFP 大于其样本中位数时,定义为 1,否则,定义为 0;括号内为参数估计 t 检验的 p 值。

五、结 论

垄断是否会导致通货膨胀?目前在理论和经验研究上都未达成一致,其中面临的主要困难是如何有效测度市场垄断程度、有效数据的获取以及正确的模型设定等。本文首先从微观层面构建多维状态非线性理论模型系统,基于非线性模型预测控制方法求解发现,垄断势力与企业定价存在显著的正向关系,进一步,本文基于 De Loecker and Warzynski (2012) 所提出方法,应用成本加成比率方法测度垄断,应用企业加总平均数据和参数和半参数变系数模型对我国垄断与通货膨胀的关系做了实证研究,从而体现了本文在研究视角、研究方法等方面的创新,是对现有通货膨胀研究的有益补充。实证研究表明,垄断势力对价格变化的边际影响关于生产效率水平是递减的,高生产效率行业垄断对通货膨胀的影响比低生产效率行业要低。上述研究结论所蕴含的政策含义是,在当前我国面临结构性通货膨胀和保经济增长的两难困境下,应该充分发挥市场结构性改革的作用,通过打破低效率行业的垄断,鼓励高效率企业的兼并重组、做大做强,从而化解结构性通货膨胀。然而,需要指出的是,本文垄断与通货膨胀关系的微观基础构建所使用的代表

性主体分析方法虽然简化了异质性主体分析的复杂性,但却忽视了异质性经济主体的相互作用(比如垄断性企业与完全竞争性企业的相互作用)对宏观经济变量(通货膨胀)的影响,如何考虑不同经济主体的相互作用,并引入瓦尔拉斯一般均衡分析方法构筑垄断与通货膨胀之间关系的微观基础,有待未来做进一步深入研究^②。

参 考 文 献

- [1]黄枫和吴纯杰,2013,《市场势力测度与影响因素分析——基于我国化学药品制造业研究》,《经济学(季刊)》第12期,第511~526页。
- [2]展凯和彭方平,2012,《市场竞争能抑制通货膨胀吗》,《金融研究》第9期,第88~99页。
- [3]周亚虹、朱保华和刘俐含,2009,《中国经济收敛速度的估计》,《经济研究》第6期,第40~51页。
- [4]Ali, J., and J. Narjes, 2011. "The Effects of Price Elasticity Dynamics on a Firm's Profit." *Iranian Journal of Management Studies* 4(1): 101~114.
- [5]Andersson, T., 2005. "Profit Maximizing Nonlinear Pricing." *Economics Letters*, 88(1): 135~139.
- [6]Aghion, P., R. Burgess, S. Redding, and F. Zilibotti, 2005. "Entry Liberalization and Inequality in Industrial Performance." *Journal of the European Economic Association, Papers and Proceedings*, 3: 291~302.
- [7]Aghion, P., and P. Howitt, 1992. "A Model of Growth through Creative Destruction." *Econometrica*, 2: 323~351.
- [8]Assenza, T., Grazzini, J., Hommes, C., and Massaro, D., 2015. "PQ Strategies in Monopolistic Competition: Some Insights From the Lab." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 50: 62~77.
- [9]Barro, R. J. and D. B. Gordon, 1983. "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural - Rate Model." *Journal of Political Economy*, 91(4): 589~610.
- [10]Baltagi, B. H. and S. H. Song 2006. "Unbalanced Panel Data: A Survey". *Statistical Papers* 47: 493~523.
- [11]Bass, F. M., 1969. "A New Product Growth Model for Consumer Durables." *Management Science*, 15: 215~227.
- [12]Borg, M., 2009. "Measuring Market Competition in the EU: the Mark - up Approach." *Bank of Valletta Review*, 39: 20~31.
- [13]Baumol, W., 1982. "Contestable Markets: an Uprising in the Theory of Industrial Structure." *American Economic Review*, 72: 1~15.
- [14]Cavelaars, P. A., 2003. "Does Competition Enhancement Have Permanent Inflation Effects?" *DNB Staff Reports*, No. 92.
- [15]De Loecker, J. and F. Warzynski, 2012. "Markups and Firm - Level Export Status." *American Economic Review*, 102(6): 2437~2471.
- [16]Dew - Becker, I. and Gordon, R., 2005, "Where did the productivity growth go? Inflation dynamics and the distribution of income." *NBER Working Paper*, No. 11482.
- [17]Eckard, W. E., 1981. "Concentration Changes and Inflation: Some Evidence." *Journal of Political Economy*, 89(5): 1044~1051.
- [18]Gaiotti, E., 2010. "Has Globalization Changed the Phillips Curve? Firm - Level Evidence on the Effect of Activity on Prices." *International Journal of Central Banking*, 6(1): 51~84.
- [19]Gaiotti, E. and A. Secchi, 2006. "Is There a Cost Channel of Monetary Policy Transmission? An Investigation into the Pricing Behavior of 2 000 Firms." *Journal of Money Credit and Banking*, 38(8): 2013~2037.

^② 感谢审稿人富有建设性的修改意见。

- [20] Griffith, R., J. Boone and R. Harrison, 2005. "Measuring Competition", *AIM Research Working Paper Series*, No. 022.
- [21] Grüne, L. and Pannek, J., 2011, *Nonlinear Model Predictive Control*, Springer.
- [22] Grüne, L., Semmler, W., and Stieler, M., 2013. "Using Nonlinear Model Predictive Control for Dynamic Decision Problems in Economics." Available at SSRN 2242339.
- [23] Hall, R. E., 1988. "The Relation between Price and Marginal Cost in U. S. Industry." *Journal of Political Economy*, 96 (5): 921 ~ 947.
- [24] Härdle, W. and E. Mammen, 1993. "Comparing Nonparametric versus Parametric Regression Fits." *Annals of Statistics*, 21: 1926 ~ 47.
- [25] Janger, J. and P. Schmidt - Dengler, 2010. "The Relationship between Competition and Inflation." *Monetary Policy & the Economy*, 10 (1): 53 ~ 65.
- [26] Jansen, D. W., Q. Li, Z. Wang, and J. Yang, 2008. "Fiscal Policy and Asset Markets: A Semiparametric Analysis." *Journal of Econometrics*, 147: 141 ~ 150.
- [27] Jansen, D. W., Q. Li, Z. Wang and J. Yang, 2008. "Fiscal Policy and Asset Markets: A Semiparametric Analysis." *Journal of Econometrics*, 147: 141 ~ 150.
- [28] Kalish S., 1983. "Monopolist Pricing with Dynamic Demand and Production Cost." *Marketing Science* 2(2): 135 ~ 159.
- [29] Kiley, M. 2003. "Why is Inflation Low When Productivity Growth is High?" *Economic Inquiry*, 41: 392 ~ 406.
- [30] Kydland, F. E. and E. C. Prescott, 1977, "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans." *Journal of Political Economy*, 85 (3): 473 ~ 492.
- [31] Lach, F. and Tsiddon, D., 1992. "The Behavior of Prices and Inflation: an Empirical Analysis of Disaggregated Price Data." *Journal of Political Economy*, 100 (2): 349 ~ 389.
- [32] Lucas, R. E., 1972. "Expectations and the Neutrality of Money." *Journal of Economic Theory*, 4 (2): 103 ~ 124.
- [33] Mankiw, G. N., 1985. "Small Menu Costs and Large Business Cycles: a Macroeconomic Model of Monopoly." *Quarterly Journal of Economics*, 100: 529 ~ 537.
- [34] Martin, R. and J. Wörz, 2012. "Competition and Inflation in Central, Eastern and Southeastern Europe: a Sectoral Analysis." *Comparative Economic Studies*, 54 (3): 531 ~ 552.
- [35] Morris, J. 1972., "The Monetary Crisis of World Capitalism." *Monthly Review*, 23 (8): 17 ~ 27.
- [36] Neiss, K. S. 2001. "The Markup and Inflation: Evidence in OECD Countries." *Canadian Journal of Economics*, 34 (2): 570 ~ 587.
- [37] Parker, Philip M., 1992. "Price Elasticity Dynamics over the Adoption Life Cycle." *Journal of Marketing Research*, 29: 358 ~ 367.
- [38] Przybyla, M. and M. Roma, 2005. "Does Product Market Competition Reduce Inflation? Evidence from EU countries and sectors." *ECB Working Papers*, No. 453.
- [39] Roeger, W., 1995. "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing." *Journal of Political Economy*, 103 (2): 316 ~ 330.
- [40] Romer, P., 1986. "Increasing Returns and Long - run Growth." *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002 ~ 1037.
- [41] Saad - Filho, A., 2000. *Inflation Theory: A Critical Literature Review and a New Research Agenda*, Paul Zarembka, in (ed.) *Value, Capitalist Dynamics and Money*, Emerald Group Publishing Limited.
- [42] Sangho, K., Hyunjoon Lim & Donghyun Park, 2013. "Does Productivity Growth Lower Inflation in Korea?" *Applied Economics*, 45 (16): 2183 ~ 2190.
- [43] Sherman, H., 1977. "Monopoly Power and Stagflation." *Journal of economic issues*, 2: 269 ~ 284.

- [44]Sun , Y. , R. J. Carroll and D. Li , 2009. “Semiparametric Estimation of Fixed – effects Panel Data Varying Coefficient Models.” *Advances in Econometrics* , 25: 101 ~ 129.
- [45]Sweezy , P. and Magdoff , 1983. “Supply – side Theory and Capital Investment.” *Monthly Review* , 34 (4) : 1 ~ 9.
- [46]Tilson , Vera , and Xiaobo Zheng , 2014. “Monopoly Production and Pricing of Finitely Durable Goods with Strategic Consumers? Fluctuating Willingness to Pay.” *International Journal of Production Economics* , 154: 217 ~ 232.
- [47]Zhou , X. and K – W. Li , 2011. “Inequality and Development: Evidence from Semiparametric Estimation with Panel Data.” *Economics Letters* , 113: 203 ~ 207.

Monopoly and Inflation: Theory and Evidence

PENG Fangping ZHOU Xianbo LIAN Yujun ZHAN Kai

(Business School , Sun Yat – Sen University; Lingnan College , Sun Yat – Sen University;
Collaborative Innovation Center for 21st – Century Maritime Silk
Road Studies ,Guangdong University of Foreign Studies)

Abstract: In this paper , a nonlinear system model with multidimensional states is built from the micro level , and resolved by a nonlinear model predictive control method. It is revealed that there is an obvious positive relationship between monopoly and inflation. The evidence from semiparametric estimation of the varying – coefficient panel data model shows that , monopoly behavior in a low – efficiency industry does have a significant effect on inflation while the effect for a high – efficiency industry is much weaker. The result has a significant implication for China’ s macroeconomic control in maintaining the current growth and preventing potential inflation.

Key words: Inflation , NMPC , Varying – coefficient Semiparametric Model

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)