

中国通货膨胀对财产不平等的影响*

陈彦斌 陈伟泽 陈 军 邱哲圣

内容提要:本文基于居民资产与消费结构差异等特征,通过构建一个两部门两产品的 Bewley 模型来研究中国通货膨胀对财产不平等的影响,而已有文献基本上只从居民资产结构差异的角度进行分析。研究结果表明:如果通货膨胀率从 0 上升到 5%,那么总体财产不平等程度将会被加剧,城镇穷人家庭的净财产减持比例将达到富人家庭的 30 倍以上,农村家庭将遭受到较城镇家庭更高的福利损失。究其原因,除了穷人家庭因为在资产结构中持有更高比例的货币资产,所以在通胀过程中遭受到财产减持与福利损失之外;更重要的是,带有结构性特征的中国通货膨胀会进一步恶化以穷人(尤其是农村的穷人)为代表的高恩格尔系数居民的消费结构,从而导致财产减持与更高的福利损失。

关键词:通货膨胀 财产不平等 通胀福利成本 恩格尔系数 二元经济

一、引言

目前国内外均有文献从统计或计量的角度讨论通货膨胀对居民收入和财产分布的影响。Doepke & Schneider(2006a)和 Meh & Terajima(2011)分别讨论了通货膨胀在美国和加拿大的再分配效应。李实等(2005)和肖争艳等(2011)也为通货膨胀对中国居民收入和财产分布的影响提供了经验证据。不过,建立在常规统计或计量方法上的研究往往要遭受“卢卡斯批判”。因此,国际学者更希望通过建立一般均衡动态模型,将通货膨胀所带来的异质性影响纳入模型的考察范围,从而讨论通货膨胀对财产不平等以及整体宏观经济的影响。例如,Doepke & Schneider(2006b)和 Meh et al.(2010)通过异质性个体模型考察了未预期的通货膨胀对各类群体所产生的不同影响;Erosa & Ventura(2002)和 Algan et al.(2011)则分别在一般均衡模型中从交易方式和劳动力供给的角度讨论了通货膨胀的异质性影响;Berriel(2010)和 Gottlieb(2011)更进一步地在一般均衡模型中将资产选择内生,并考察了通货膨胀的再分配效应。

虽然学界已经建立了研究通货膨胀与财产不平等关系的一般均衡框架,但是直接套用该框架并不能准确评估中国通货膨胀对财产不平等的影响。由于受到工业发展战略的影响,中国经济呈现出明显的二元性特征,而通货膨胀也伴随着以农产品物价上涨显著高于工业产品为表现的“结构性通胀”。并且由于低收入家庭的恩格尔系数较高,食品消费成为该类家庭的主要支出项目。因此,随着通胀水平的提高,结构性通胀会进一步增加低收入家庭的食物消费支出,从而降低他们的财产水平,继而恶化整个社会的财产分布状况。

基于此,本文试图通过构建一个两部门两产品的 Bewley 模型来重新评估通胀对财产不平等的影响。在该模型中,当通胀水平提高时,居民通过减少持有货币,并增加生产性资本的持有量来规

* 陈彦斌,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:cjb@ruc.edu.cn;陈伟泽,波士顿大学经济系,电子邮箱:sysu2006vc@126.com;陈军,斯德哥尔摩经济学院,电子邮箱:jxchjun@gmail.com;邱哲圣,宾夕法尼亚大学经济系,电子邮箱:qzs_ruc@163.com。本文是奥尔多中心(www.aordo.org)项目“中国居民风险与风险管理”、国家自然科学基金项目(No. 71273272)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国宏观经济困境的形成机理与应对策略”成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,感谢人大“宏观经济学研讨会”参与人员的深入讨论,但文责自负。

避损失,从而引发均衡中资本存量的提高,继而提高工业部门产出,并最终导致“结构性通胀”的产生。然而,囿于不完善金融系统与工业发展战略,大部分“铸币税”在通胀过程中转移到城镇工业部门,致使农村家庭依然成为通胀受害者。本文用校准后的模型模拟出不同通胀水平下各类家庭的财产水平和通胀福利成本,量化了上述机制。本文模型的主要创新之处在于将居民消费结构差异引入到已有文献的一般均衡框架中。在突出资产结构差异的传统框架中,通货膨胀“劫贫济富”的性质并不稳健。其原因是:尽管货币占资产的比重会随财富水平的提高而递减,但货币持有对消费的比例却相反。最终的再分配效应取决于模型的具体设定和参数的选择。与之不同的是,消费结构差异的作用十分明确,即低收入者由于具有更高的恩格尔系数而受到更为严重的损害。消费结构差异和“结构性通胀”可以解释低收入家庭大部分的财产减持与通胀福利成本。

二、典型事实

(一)通货膨胀:频频发生,并具有二元结构特征

改革开放以来,中国长期存在严重的通货膨胀压力,并且通货膨胀现象频频发生。在1978—2011年期间,中国有18年的通货膨胀率都超过了3%的警戒线水平,其中有5年更是超过了10%。经历1997—2005年物价稳定的阶段后,通货膨胀率又呈现出攀升的趋势,除了2009年出现了微弱的通货紧缩外,其余年份都保持着较高的价格增速。中国经济长期存在的通胀压力与其发展模式密切相关(陈彦斌等,2011)。在增长主义发展模式的指导下,中国经济一直保持着高速增长态势。经济高速增长过程中的高投资很容易导致经济过热、资源紧张,从而引发需求拉动型通货膨胀。而且以增长为首要目标的宏观调控政策向经济体注入大量流动性,造成高增长始终伴随着高通胀。中国农产品价格波动幅度大,工业品价格波动幅度则较小。国家统计局数据显示,2002年以来,中国农产品的物价增长率基本高于工业品。在2002—2011年期间,工业品的平均物价增长率仅为3%,而农产品竟高达7.7%。这些数据皆反映出中国通货膨胀的二元性特征,即农产品的物价增长率要显著高于工业产品的物价增长率。

(二)居民财产分布状况:贫富差距过大,居民财产分布高度不平等

近年来,中国的贫富差距不断扩大,尤其表现为居民的财产分布状况逐渐恶化。根据李实等(2005)对早年中国财产分布的研究,我国1995年和2002年城镇居民的财产基尼系数分别为0.52和0.48,对于农村居民则分别是0.33和0.40。奥尔多中心2007年的调查数据显示,中国2007年城镇居民的财产基尼系数上升到了0.58,农村居民的财产基尼系数更高达0.62;高度不平等的财产分布也造成了较高的扭曲系数和变异系数。

在财产分布不断恶化的同时,不同财产水平家庭的财产结构也有很大的差异,表1中列示了2007年我国不同群体的财产持有结构。该表显示:其一,现金(及其等价物)与银行存款在各个群体的资产结构中均占有较为显著的比重,表明居民依然很依赖于现金交易与偏好于储蓄。其二,不同财产水平的家庭的货币持有比例有所不同。一般而言,穷人家家庭的货币持有比例较高,而富人家庭的持有比例则较低。^①

(三)恩格尔系数与消费结构:恩格尔系数较高,城乡居民消费结构差异大

居民消费结构与居民财产持有水平和国家整体经济水平存在密切的关系。由于中国经济仍然处于发展中国家水平,经济发展的总体水平依然比较低,因而中国的恩格尔系数依然比较高。统计数据显示,在1990年,中国城镇与农村居民的恩格尔系数分别高达54%和58%;直到2011年,城镇居民的恩格尔系数才降至36.4%,农村居民的恩格尔系数则依然高达40.4%,与发达国家

^① 在表1中,富人阶层的货币持有比例要略高于穷人阶层,造成这个现象的原因是,本文在计算活期存款在总财产中的占比时,采用了统一的活期存款在总储蓄存款中的占比;但现实中,由于定期存款的利率较高,因此富人阶层更加偏好定期存款。如表1所示,由于富人阶层的银行存款比例较高,活期存款在总储蓄存款中占比的微小下降会造成活期存款在总财产中占比的大幅下降,从而造成货币持有比例的迅速下降。

(6%—15%) 仍然存在很大的差距。

中国居民的恩格尔系数不仅保持较高的水平,而且呈现出典型的城乡二元性特征。由于中国经济具有典型的城乡二元性特征,城镇居民的收入和财产水平一直高于农村居民,这造成农村居民消费结构中食品消费比重要远高于城镇居民,农村居民的恩格尔系数相应地也要高于城镇居民。在1990—2011年期间,农村与城镇居民恩格尔系数的最大差距达到了10.5%。

表1 中国城乡居民财产持有结构^①

	农村			城镇		
	财产最低5%	财产中间5%	财产最高5%	财产最低5%	财产中间5%	财产最高5%
现金	7.90	6.82	0.89	6.69	4.27	6.66
活期存款 ^②	3.42	4.80	12.80	10.33	8.22	5.26
定期存款	8.79	12.33	32.92	26.56	21.15	13.52
其他 ^③	79.89	76.05	53.40	56.42	66.35	74.56

三、模型描述

基于中国国情并结合İmrohoroğlu(1992)、Ortega & Rebei(2005)以及 Algan & Ragot(2010)的研究方法,本文构建了一个含有资产内生决定和异质性个体的两部门两产品的不完全市场模型,来研究中国通货膨胀对财产不平等的影响。本文模型具有以下新特征:第一,个体由城镇和农村两类人群组成,其效用函数采用了 Stone-Geary 形式,因此,模型能够刻画城乡居民之间的消费结构差异与不同的恩格尔系数;第二,通过内生联系资产结构差异与消费结构差异,本文模型能够刻画农产品和工业品之间物价变化的结构性特征,并且可以讨论通货膨胀通过结构性通胀与消费结构差异如何对财产不平等程度产生影响。

(一)家庭偏好

本模型经济由标准化为1的连续家庭组成,各家庭均为无限期存活;并且单期效用函数形式均相同,但每个家庭会遭受异质性生产效率冲击。家庭由农村和城镇两类居民组成,其中, λ_m 部分为城镇居民,其余部分($\lambda_a = 1 - \lambda_m$)为农村居民。因此,家庭的目标函数为:

$$\max: E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_{j,t}, m_{j,t}) \quad (1)$$

其中, $0 < \beta < 1$ 为主观贴现因子; E_0 为期望算子; $c_{j,t}$ 和 $m_{j,t} \equiv \tilde{m}_{j,t}/P_t$ 分别为消费和实际货币余额。效用函数采用常相对风险规避系数形式: $U(c_{j,t}, m_{j,t}) = (c_{j,t}^\eta m_{j,t}^{1-\eta})^{1-\sigma}/(1-\sigma)$,其中, σ 为相对风险规避系数, η 为个体消费在效用函数中的权重参数。

本文采用 Stone-Geary 方法,在消费品的复合中添加农产品消费的最低生存水平:

$$c_{j,t} \equiv (c_{a,t}^j - c_a^j)^\varphi (c_{m,t}^j)^{1-\varphi}, j \in \{a, m\} \quad (2)$$

其中, $\varphi \in (0, 1)$ 是农产品消费在复合产品中的权重参数; $j \in \{a, m\}$ 表示居民类型,当其为 a 时,表示农村居民,为 m 时表示城镇居民; $c_{a,t}^j$ 和 $c_{m,t}^j$ 分别表示 j 类型家庭在第 t 期对农产品和工业产品的消费, $c_a^j > 0$ 表示农产品消费的最低生存水平。

根据 Ravan et al. (2008),基于支出最小化的价格加总表达式为:

$$P_t = (P_{a,t}/\varphi)^\varphi (P_{m,t}/(1-\varphi))^{1-\varphi} \quad (3)$$

① 对中国财产分布结构更加详细的论述,可见于陈彦斌(2008)和梁运文等(2010)。

② 奥尔多(2007)统计数据中没有区分居民的活期存款和定期存款,为此,本文按照《中国国家统计局年鉴(2011)》中居民储蓄存款的数据,计算中国自1990年以来的活期储蓄存款占总储蓄存款中比重为35%,并依此计算出各个群体的活期储蓄存款及其占比。

③ 其中,农村居民中“其他”财产的主要成分是自有房产。不同于城镇房产,农村自有房产不能进行交易,而且很大部分农村家庭的自有房产是用于家庭居住消费,不能看成生产性资本。

其中, $P_{a,t}$ 和 $P_{m,t}$ 分别表示第 t 期农产品和工业品的名义价格水平。模型中价格体系由农产品价格、工业品价格和总体价格组成。农产品与总体价格的相对价格分别为 $p_{m,t} \equiv P_{m,t}/P_t$ 和 $p_{a,t} \equiv P_{a,t}/P_t$, 农产品与工业品的价格之比则为 $x_{am,t} \equiv p_{a,t}/p_{m,t}$ 。

(二) 生产技术

模型的生产部门由农业和工业部门组成。工业总产出为: $Y_{m,t} = A_{m,t} (K_{m,t})^\alpha (L_{m,t})^{1-\alpha}$ 其中, $A_{m,t}$ 、 $K_{m,t}$ 和 $L_{m,t}$ 分别为全要素生产率、资本存量和总劳动力投入量, α 为工业部门中资本收入的比重。假设工业部门的生产市场是完全竞争的, 则工业部门的资本和劳动力价格分别等于其边际产出: $w_{m,t} = (1 - \alpha)A_{m,t} (K_{m,t}/L_{m,t})^\alpha$, $r_{m,t} = \alpha A_{m,t} (K_{m,t}/L_{m,t})^{\alpha-1}$ 。

与工业部门的生产方式不同, 中国农业部门的固定资产投资较少, 技术和基础设施薄弱。为了反映该特性, 本文直接假设农业部门的生产只需要投入劳动力。假设第 t 期农业部门的总劳动力供给为 $L_{a,t}$, 则农业部门总产出可表达为: $Y_{a,t} = A_{a,t} L_{a,t}$, 其中, $A_{a,t}$ 为全要素生产率。假设农业部门的劳动力市场也是完全竞争的, 则农业部门的工资率为: $w_{a,t} = A_{a,t}$ 。

由两部门的生产设定可知, 本模型假设劳动力市场由两个相互隔离的完全竞争市场构成, 因此模型能够简单而有效地刻画城乡收入差距。^① 与劳动力市场分割不同的是, 本文设定资本市场是完全竞争的统一市场。无论是城镇居民, 还是农村居民所持有的生产资本, 都必须投入到工业部门的生产当中, 并获得工业部门中的资本收益率。

(三) 政府问题

由于财政和货币政策对通货膨胀福利成本的影响不是本文关注的核心, 所以本文模型简化了政府的职能。^② 参考 Henriksen & Kydland (2010) 中对政府职能的处理方法, 本文假设政府以某个稳定的增长率控制货币的发行。模型中货币存量 \bar{M}_t 的运行法则为: $\bar{M}_t = (1 + \mu)\bar{M}_{t-1}$ 。

政府在发行货币的过程中获得铸币税收益。大部分文献设定政府将铸币税收益平均分配给每个家庭, 但是这种转移支付政策将对家庭福利产生再分配效应。另外, 根据中国实际情况, 由于不完善的货币金融系统和工业化发展战略, 大部分铸币税收益将通过银行系统转移到城镇工业部门。为了排除由转移支付政策带来的家庭收入再分配效应以及更好地刻画中国经济的实际情况, 根据 Meh et al. (2010) 和 Algan & Ragot (2010), 本文设定工业部门的净增值税率为 τ_t , 则对于工业生产部门而言, 实际要素收益为:

$$\bar{w}_{m,t} = (1 - \tau_t)w_{m,t} = (1 - \tau_t)(1 - \alpha)A_{m,t} (K_{m,t}/L_{m,t})^\alpha \quad (4a)$$

$$\bar{r}_{m,t} = (1 - \tau_t)r_{m,t} = (1 - \tau_t)\alpha A_{m,t} (K_{m,t}/L_{m,t})^{\alpha-1} \quad (4b)$$

本文假设政府购买支出占工业产品总产出的比率为 g_t , 则政府的预算约束可表示为:

$$(g_t - \tau_t) \kappa x_{am,t} A_m K_t^\alpha L_{m,t}^{1-\alpha} = M_t - M_{t-1} / (1 + \Pi_t) \quad (5)$$

其中 Π_t 为通胀率。从(5)式可以看出, 在外生给定政府支出比率 g 的情况下, 货币当局增发货币所引起的铸币税收入的增加将会导致工业部门净增值税 τ_t 的下降。这种铸币税的转移方式不但没有对家庭本身的收入和财产水平造成转移政策上的再分配效应, 而且也能够较好地刻画铸币税从农村部门转移到城镇部门这一中国经济的实际情况。^③

① 由于通过劳动力流动摩擦来刻画城乡收入差距的理论建模方法尚未成熟, 而且分割市场设定能够简单而有效地刻画城乡收入差距, 因此该假设在现行理论建模上被广泛应用。

② 对于政府货币政策对通货膨胀福利成本影响的讨论, 可参见 Meh et al. (2010); 而对于财政政策对通货膨胀福利成本影响的讨论可参见 Gomme (2008)。

③ 将铸币税以“增值税”的方式返还还是为了让铸币税返还直接产生再分配效应, 从而更清晰地看出通货膨胀对财产不平等的影响。模型中的“增值税”返还可以解读为: (1) 政府采用更高货币增速的政策降低财政支出对“增值税”的依赖; (2) 政府通过发行货币来刺激经济增长, 其直接形式是为生产部门提供低息贷款, 该效果与“资本所得税减免”或“投资补贴”类似。由于实际传导过程比较复杂, 本文回避了对该过程的讨论, 通过使用具有可操作性的“增值税返还”设定来刻画与现实相符的经济状况。

(四) 外生冲击

假设模型中的农村和城镇居民在各期受到个体异质性劳动效率冲击,其劳动效率的对数均服从一阶自回归过程: $\ln \varepsilon_{m,t} = \rho_m \ln \varepsilon_{m,t-1} + v_{m,t}$, $\ln \varepsilon_{a,t} = \rho_a \ln \varepsilon_{a,t-1} + v_{a,t}$, 其中 $\varepsilon_{m,t}$ 和 $\varepsilon_{a,t}$ 分别为城镇和农村居民劳动效率, $v_{m,t} \sim N(0, \sigma_m^2)$ 和 $v_{a,t} \sim N(0, \sigma_a^2)$ 为随机性冲击, ρ_m 和 ρ_a 为劳动效率冲击的持续度。

(五) 市场安排

该模型刻画一个包含不完全市场的经济体。由于金融市场不完全,家庭无法从市场获得完全保险;但是个体能够通过持有货币或者资本来抵御风险冲击。本文假设借贷活动以资本形式进行,资本持有量存在下限,并且家庭所持有的名义货币量是非负的。

(六) 个体最优化问题

在上述假设下,家庭收入来源主要分为工资性收入、资本性收入和上一期的货币持有量;家庭的支出则主要为消费和储蓄,其中储蓄形式包括生产资本和货币;而消费则包括农产品和工业品。假设家庭在第 t 期期初所持有的生产性资本存量为 k_t , 所持有的实际货币存量为 m_t , 生产资本的折旧率为 δ ; 第 t 期农产品、工业品和总体价格水平分别为 $P_{a,t}$ 、 $P_{m,t}$ 和 P_t 。则第 t 期家庭 $j \in \{a, m\}$ 的名义预算约束方程能够表达为:

$$P_{a,t} c_{a,t}^j + P_{m,t} c_{m,t}^j + P_{m,t} k_{j,t+1} + P_t m_{jt} \leq P_{j,t} \bar{w}_{j,t} \varepsilon_{j,t} + P_{m,t} (1 + \bar{r}_{j,t} - \delta) k_{j,t} + P_{t-1} m_{j,t-1}$$

上述式子两边同时除以 P_t , 然后重新整理, 于是有实际预算约束方程为:

$$c_{j,t} + m_{j,t} + \kappa x_{am,t}^{-\varphi} k_{j,t+1} \leq \kappa x_{am,t}^{1|j=a|-\varphi} \bar{w}_{j,t} \varepsilon_{j,t} + a_{j,t} \quad (6)$$

其中, $a_{j,t} \equiv \frac{m_{j,t-1}}{1 + \Pi_t} + \kappa x_{am,t}^{-\varphi} (1 + \bar{r}_{m,t} - \delta) k_{j,t} - \kappa x_{am,t}^{1-\varphi} c_a^j$ 表示 j 类家庭的可支配财产水平, Π_t 为第 t 期的总体价格的通货膨胀率; 而 $c_{j,t}$ 表示为 j 类家庭复合消费量, 根据 Stone-Geary 性质有, $c_{j,t} = P_{a,t} (c_{a,t}^j - c_a) + P_{m,t} c_{m,t}^j$ 。

由于本模型经济中不含总体波动,所以在稳定状态下,个体状态的联合分布是稳定的。家庭的状态空间由家庭类型(城镇或农村)、可支配财产水平和个体劳动效率冲击组成;因此可直接记稳定状态的联合分布为 $\Phi_j(a, \varepsilon)$ 。而构成家庭决策函数的状态变量包括家庭可支配财产水平和个体劳动效率;家庭在各期所处的状态上决定最优消费、生产性资本持有和实际货币余额持有。家庭的最优化问题可用贝尔曼方程表示为:

$$V_t^j(a_{jt}, \varepsilon_{jt}) = \max_{\{c_{jt}, m_{jt+1}, k_{jt+1}\}} \{U(c_{jt}, m_{jt}) + \beta E_t V_{t+1}^j(a_{jt+1}, \varepsilon_{jt+1})\} \quad (7)$$

$$\text{s. t. } c_{j,t} + m_{j,t} + \kappa x_{am,t}^{-\varphi} k_{j,t+1} \leq \kappa x_{am,t}^{1|j=a|-\varphi} \bar{w}_{j,t} \varepsilon_{j,t} + a_{j,t}, k_{j,t+1} \geq \underline{k}_j \quad (8)$$

其中, \underline{k}_j 表示 j 类家庭资本持有量下限。求解此动态规划问题,可得到相应的政策函数,表示为: $\{c_j(a, \varepsilon), m_j(a, \varepsilon), k_j'(a, \varepsilon)\}$ 。

(七) 递归竞争均衡

该经济体中的递归竞争性均衡由最优值函数、家庭最优政策函数、个体状态构成的稳定的联合分布 $\Phi_j(a, \varepsilon)$ 、要素价格 $\{r_m, w_m, w_a\}$ 、名义价格体系 $\{P, P_a, P_m\}$ 和农工产品相对价格 x_{am} , 以及相关宏观经济变量 $\{K, M, L_a, L_m, \Pi, \Pi_a, \Pi_m\}$ 组成,并且满足:第一,劳动力市场、资本市场和货币市场分别出清;第二,家庭最优政策函数满足个体最优化问题;第三,农产品和工业产品市场分别出清;第四,政府预算约束平衡得以满足;第五,个体状态组成的联合分布 $\Phi_j(a, \varepsilon)$ 在稳定状态中不随时间的变化而变化。

四、参数校准

依照标准方法,本文模型的参数通过模型外校准和模型内校准两步来确定。^① 模型外校准的结果总结为表2。首先,我们遵循经典金融文献的惯例,将风险规避系数设为2。其次,依据研究目的,模型淡化了城乡技术进步的作用,直接将城乡全要素生产率标准化为1。同时,依据陈彦斌等(2009)的方法,本文直接将资本产出弹性和资本折旧率分别定为0.45和0.05。然后,借用Bai et al. (2009)关于农村收入流动性的估计,将农村居民收入的相关系数定为0.93,并根据奥尔多2008—2009年面板数据估算出中国城镇居民收入的相关系数为0.94。基于此,由国家统计局2010年公布数据中城乡家庭的收入方差计算出相应的收入冲击的标准差分别为0.29和0.22。再次,国家统计局2010年数据显示城镇人口占总人口的比重约为50%。最后,为了简化模型的机制,我们把城乡家庭的资本持有下限都标准化为0。

表2 模型外校准的参数

	参数	参数校准值	确定依据		参数	参数校准值	确定依据
技术参数				工作效率运行过程			
城镇全要素生产率	A_m	1	标准化	相关系数(农村)	ρ_a	0.93	Bai et al. (2009)
农村全要素生产率	A_a	1	标准化	标准差(农村)	σ_a	0.29	国家统计局2010
资本产出弹性	α	0.45	陈彦斌等(2009)	相关系数(城镇)	ρ_m	0.94	奥尔多2008—2009
资本折旧率	δ	0.05	陈彦斌等(2009)	标准差(城镇)	σ_m	0.22	国家统计局2010
偏好参数				经济结构参数			
相对风险规避系数	σ	2	金融经济文献	城镇居民占比	λ_m	0.50	国家统计局2010
				城乡居民资本下限	k	0.00	简化处理

表3 模型内校准的参数

	参数	参数校准值	目标矩	模型结果	现实数据	现实数据来源
偏好参数						
主观贴现因子	β	0.93	财产收入比 ^②	4.6	4.4	奥尔多2007 ^③
货币的权重参数	$1 - \eta$	0.018	货币产出比 ^④	0.13	0.13	国家统计局2010 ^⑤
农产品权重参数	φ	0.23	城镇恩格尔系数	0.36	0.36	国家统计局2010
农产品生存水平	ϵ_a	0.25	农村恩格尔系数	0.39	0.40	国家统计局2010
经济结构参数						
政府支出	g	0.175	中国增值税率	0.17	0.17	国家统计局2010

在给定表2的前提下,本文在模型内校准其他参数,具体结果见表3。主观贴现因子主要决定家庭的储蓄动机强度,因而与财产收入比相匹配。货币的权重参数决定了“内含效用”货币模型中货币在效用中的重要性,因而可以用货币产出比来识别。农产品权重参数和农产品生存水平共同

① 模型外校准主要通过借用其他文献或者根据实际数据直接计算的方法来获得参数值,而模型内校准则需要为每一个相关参数选择一个与之紧密相关的“目标矩”,然后通过调整参数使得模型生成的“目标矩”与现实数据中对应的“目标矩”相一致。

② 主观贴现因子的数值可以使用资本产出比来校准。本文首先采用Wang & Yao(2003)的方法估算出中国资本产出比约为2.45。事实上,奥尔多2007年中的平均净财产收入比为4.4。如果考虑到我国居民收入只占GDP的一半,而2007年房价也可能已经偏离基本面,那么这两个数据其实也并不矛盾。但我们的模型并没有刻画政府和企业部门的收入以及刻画房价,因此净财产收入比4.4与2.45的资本产出比将无法同时获得。由于本文主要探讨的是“再分配效应”,当总量数据和家庭层面数据冲突的时候,后者更能反映现实,故我们决定采用净财产收入比来校准 β 。

③ 净资产包括房产。净财产收入比城镇4.4,农村4.6,并不存在明显差异,因此我们直接选用平均水平。

④ 货币产出比依据宏观货币数据M0计算。我们并没有使用奥尔多的微观数据来计算目标矩主要有两个原因:第一,奥尔多数据中的活期存款等比例是依据宏观数据估算的,调查数据中没有区分活期和定期存款;第二,国家统计局的数据中有明确的货币和产出,模型中的总体目标应该与现实总体经济中的数据一致。

⑤ 由于货币产出比波动幅度比较大,我们采用的是2001—2010年的均值。

决定了城乡的恩格尔系数,前者决定了恩格尔系数的绝对水平,而后者则影响城乡之间恩格尔系数的差异。^① 政府支出外生给定,用于匹配增值税率。^②

五、数值结果分析

本节报告模型对实际数据的拟合效果,并通过数值模拟来讨论不同通胀水平(外生的货币增发速度最终决定稳态下的通胀水平)对总体财产分布和通胀福利成本的长期影响。

(一)模型的模拟结果与拟合表现

根据上述理论模型,各类家庭在给定的市场价格(包括工资水平、资本回报率、工农产品相对价格)和个体异质性冲击下,选择最优工农产品消费量、货币持有量和资本存量。通过数值迭代方法^③,我们模拟出不同财产水平的城乡居民家庭关于工农产品消费结构、财产持有结构以及货币消费比的关系。而且我们也得到稳态下的财产分布状态,以及按照此财产分布加总各类家庭的相关经济行为,得到稳态下的总体经济变量水平。

表 4 模型的数值模拟结果与现实经济的比较^{④⑤}

A. 居民收入状况(按收入五等分,城乡平均收入标准化为1)										
	农村					城镇				
	低收 入户	中低 收入户	中等 收入户	中高 收入户	高收 入户	低收 入户	中低 收入户	中等 收入户	中高 收入户	高收 入户
数据	0.29	0.56	0.81	1.16	2.18	0.37	0.62	0.84	1.14	2.02
模型	0.29	0.52	0.79	1.20	2.20	0.36	0.60	0.85	1.20	1.99
B. 恩格尔系数(按收入五等分)										
	农村					城镇				
	低收 入户	中低 收入户	中等 收入户	中高 收入户	高收 入户	低收 入户	中低 收入户	中等 收入户	中高 收入户	高收 入户
数据	0.49	0.45	0.43	0.41	0.35	0.45	0.41	0.38	0.35	0.29
模型	0.51	0.45	0.40	0.36	0.33	0.46	0.41	0.37	0.36	0.32
C. 净财产份额(按净财产五等分)										
	农村					城镇				
	低财 产户	中低 财产户	中等 财产户	中高 财产户	高财 产户	低财 产户	中低 财产户	中等 财产户	中高 财产户	高财 产户
数据	-0.01	0.07	0.14	0.25	0.55	-0.01	0.06	0.15	0.28	0.52
模型	0.03	0.10	0.18	0.27	0.42	0.02	0.07	0.16	0.28	0.47

表 4 为模拟结果和现实经济数据的对比。其中,A 栏为模型对居民收入状况的模拟结果与

① 为了简化模型机制,并使参数能够恰好识别,我们假设农村居民与城镇居民具有相同的生存消费需求。事实上,我们对农村居民和城镇居民生存消费需求的差异进行过深入研究。

② 政府支出本身并不是模型的关键,而只是为了排除铸币税所带来的“收入效应”,使文章可以更清晰地呈现出通胀的“再分配效应”。我们对不同政府支出取值进行了实验,结果没有产生明显的影响。

③ 具体数值模拟方法请参看经济研究网站工作论文附录。

④ 原则上模型结果应该尽可能与最新的数据进行匹配。然而,最新的奥尔多(2009)数据并不包含农村家庭的调查,所以我们只能使用奥尔多(2007)数据。由于本文校准的时候并没有将财产分布的相关变量作为“目标矩”,净财产份额的数据只用于检验模型的拟合程度,而不是相关参数设定的依据。

⑤ 本文希望简化对模型机制的探讨,所以校准的时候并没有刻意使用调整“收入相关系数”和“资本持有下限”以及引入“特殊群体”等技巧,而是尽量用更少的参数产生大体符合现实的财产不平等。事实上,在本文的经济研究网站工作论文版本中,我们通过调整“收入相关系数”和“资本持有下限”实现了所有结果的完全匹配,但是这么做有两个弊端:其一,这两组参数将失去经济学含义,使得模型虽然得到了很好的拟合,但是却未必能产生正确的机制。其二,即使现在模型产生的财产不平等程度略低于现实,也只会使模型产生的“再分配效应”被低估。由于这是一种保守的处理方法,模型产生的机制也将更有可信度。

2010年城乡居民的实际收入状况的各等分组的平均收入对比。我们将城乡居民分别按照居民的收入水平五等分,从收入最低的20%的家庭所组成的组群到收入最高的20%的家庭所构成的组群,并且将城乡平均收入分别标准化为1。如表4所示,模型的模拟结果能够很好地刻画城乡不同收入水平家庭组群的平均收入。B栏为模型对居民恩格尔系数的模拟与2010年实际数据的比较。模拟结果也较好地反映出城乡居民恩格尔系数的特征:其一,恩格尔系数随着家庭收入水平的上升而显著下降;其二,城乡各对应的家庭收入组别中,农村居民的恩格尔系数均大于城镇居民。C栏为模型对净财产份额的模拟结果与2007年现实数据的比较。按照陈彦斌(2008)的做法,我们剔除最高5%财产家庭,并将城乡居民分别按照其净财产水平从低到高五等分。模拟结果反映出模型对家庭净财产分布具有良好刻画。

(二) 各类家庭在稳定状态下的经济决策行为

给定稳定状态下的市场价格和个体异质性冲击,我们得到不同财产水平的城乡家庭关于工农产品消费结构、财产持有结构以及货币消费比的关系的决策行为,结果见图1。图1(a)表示不同财产水平下城乡家庭家庭的货币资产比重。在本文模型中,财产水平较低的家庭会相对持有较多货币,而财产水平较高的家庭则会持有较多资本。当家庭财产水平上升时,家庭的货币需求下降,家庭资产结构将从持有货币资产转变为更多地持有资本资产。图1(b)呈现出不同财产水平下的城乡家庭的货币持有量与消费量的关系。无论城镇家庭,还是农村家庭,随着家庭财产的增加,货币持有量与消费量之间的比值也将越来越大。综上所述,随着家庭财产的增加,家庭首先将更多的财产分配到资本资产上,其次是货币,再次是消费。由于面临着不能被完全保险的异质性收入冲击,家庭居民在预防性储蓄动机的驱使下倾向于减少当前消费并增加储蓄(包括资本资产和货币资产)。

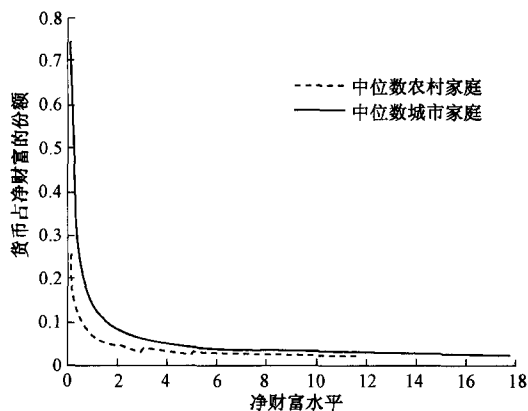


图1(a) 城乡居民货币资产比

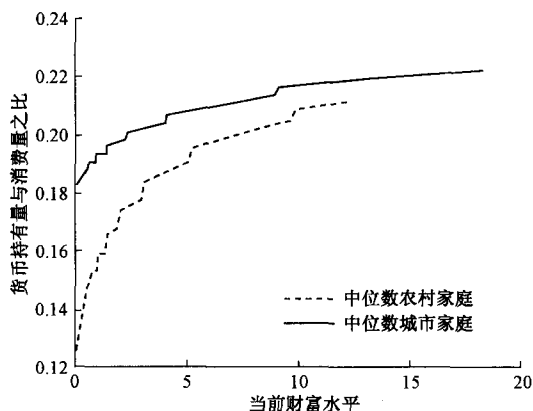


图1(b) 城乡居民货币消费比

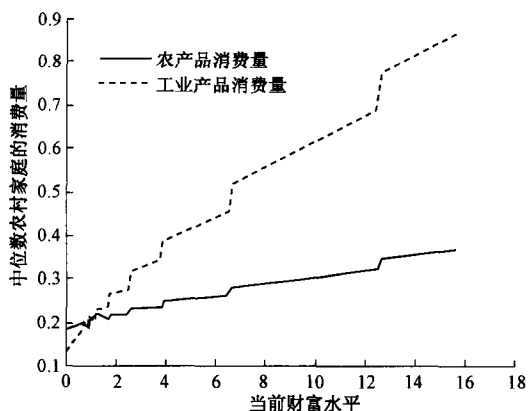


图1(c) 农村居民工农产品消费结构

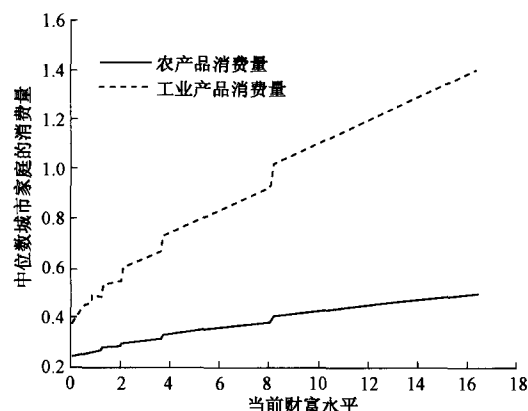


图1(d) 城镇居民工农产品消费结构

图 1(c)和(d)显示了不同财产水平的城乡居民在稳定状态下的最优消费结构。无论城镇居民,还是农村居民,随着家庭财产水平的上升,工业品的消费比例将逐步提高。换言之,财产水平较低的家庭更多地消费农产品,而财产水平较高的家庭则更多地消费工业品;农村家庭较多地消费农产品,而城镇居民则更多地消费工业品。究其原因,一是由于 Stone-Geary 效用函数中包含对农产品消费的最低生存水平,故所有家庭对农产品都存在消费刚性,并且该消费刚性随着家庭财产水平的下降而变得更为显著,因此高财产水平的家庭能够消费更多的工业品;二是二元经济结构特征使城镇家庭享有更高的持久性劳动收入,因此城镇家庭能够负担得起更多的工业品消费支出。

(三)数值模拟实验 1:通货膨胀对财产不平等的影响^①

根据稳定状态下个体家庭的最优经济行为,我们设置数值模拟实验,试图说明通货膨胀对模型经济中财产分布的再分配效应。需要指出的是,本文的分析重点是研究不同的长期货币政策究竟对经济体(尤其是财产不平等程度)产生何种长期影响。因此,我们使用比较稳态的方法^②来分析在不同通货膨胀水平下城乡财产基尼系数以及城乡各类家庭财产损失状况。在设定不同的货币增长速度下(货币增长率从 0 到 10%),模型经济在稳定状态的城乡居民财产基尼系数随着货币增长速度的提高而不断攀升(如图 2(a)和(b)所示)。尤其是从较低的通货膨胀水平(如 1%左右)上升到较高的通胀水平(如 5%左右),城镇居民的财产基尼系数则从 0.45 上升至 0.465。^③

为了更加清晰地观察不同群体受到的影响,我们将不同群体家庭在不同通胀率下净财产持有量下降的比例总结为表 5。数值结果稳健地展现了通货膨胀的以下四个作用:其一,通胀使所有家庭净资产量减少;其二,随着通胀率的上升,家庭净财产减持比例逐步上升;其三,城镇家庭净财产减持程度比农村家庭更严重;其四,净财产持有量越少,财产减持比例越大,低财产户与高财产户之间相差 30 倍以上。

表 5 通货膨胀的财产再分配效应^④

通胀率	农村					城镇				
	低财产户	中低财产户	中等财产户	中高财产户	高财产户	低财产户	中低财产户	中等财产户	中高财产户	高财产户
1%	-1.20%	-0.61%	-0.60%	-0.72%	-0.50%	-4.41%	-3.48%	-1.22%	-0.64%	-0.12%
3%	-2.48%	-1.40%	-1.14%	-0.99%	-0.50%	-8.66%	-5.94%	-1.60%	-0.71%	-0.14%
5%	-2.81%	-1.91%	-1.55%	-1.27%	-0.67%	-11.5%	-7.70%	-2.33%	-1.19%	-0.24%
10%	-3.37%	-2.18%	-1.84%	-1.78%	-1.00%	-16.2%	-9.42%	-2.98%	-1.72%	-0.53%

以上模拟结果表明更为扩张的货币政策在模型经济里将迅速加剧财产不平等的程度。而本文模型表明这种通胀再分配效应主要通过两大途径对财产分布状况产生影响。第一,根据上述个体家庭的最优经济决策,财产水平较低的家庭往往持有更高比率的货币,而财产水平较高的家庭则持有更高比例的资本。随着通胀水平的提高,货币购买力持续下降,低收入家庭的财产积累将被显著抑制,因此,财产不平等程度也会被加剧。第二,通货膨胀会引发结构性通胀,从而增加低收入家庭和农村家庭对于农产品的消费支出,继而更进一步地抑制这两类家庭的财产积累,并最终恶化总体

^① 在本文的参数校准过程中,农产品消费的权重参数、资本产出弹性以及相对风险规避系数都是依据相关文献选取的。我们在经济研究网站工作论文中已对上述参数进行过稳健性分析,所有数值结果相一致。

^② 大部分分析宏观经济短期变化的文献基本上都会使用脉冲响应函数来刻画某些特定的经济冲击会对经济体产生何种影响。也有不少文献通过使用转移动态路径的模拟来刻画经济体从一种稳定状态演变到另外一种稳定状态的过程。但是这两种常用的分析方法均不能为我们提供长期政策变化所带来的长期经济影响。本文效仿 Algan & Ragot(2010)利用比较稳态的方法来分析不同的长期货币政策对宏观经济变量的影响。

^③ 如果在模型中剔除最富 5% 家庭,那么城镇财产基尼系数则上升 0.02。

^④ 确切的数值大小并不重要,但结果的一致性和显著性表明模型的机制稳健而且重要。

财产分布状况。

结构性通货膨胀产生的根源主要在于二元经济特征和对个体异质性风险的预防性储蓄动机。在二元经济中,工业部门和农业部门存在明显的分割,工业部门更密集地使用资本,而农业部门则更密集地使用劳动。由于个体家庭面临劳动收入的异质性冲击,在预防性储蓄动机的作用下,个体家庭会更愿意多储蓄。但是随着通货膨胀率的提高,货币的价值储藏功能也逐渐变弱,个体家庭更多地以持有资本的形式进行储蓄。在这种情况下,工业部门将获得更多的生产性资本(如图2(c)所示),从而使工业部门生产扩张,致使工业产品的价格上涨速度低于农产品的价格上涨速度,进而产生结构性通货膨胀。

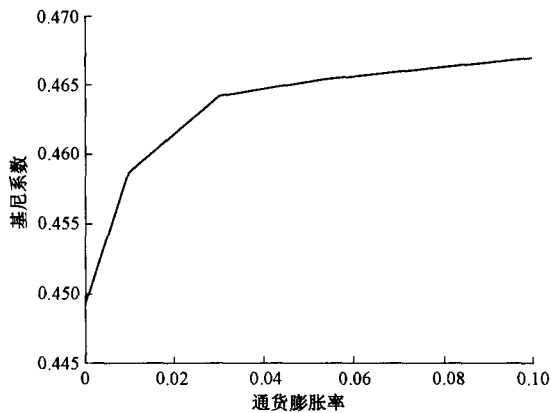


图 2(a) 城镇居民财产分布的基尼系数

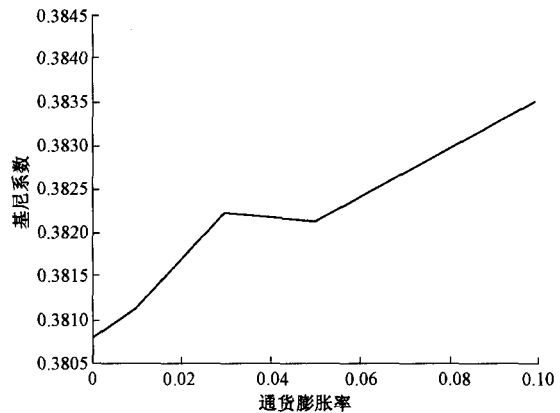


图 2(b) 农村居民财产分布的基尼系数

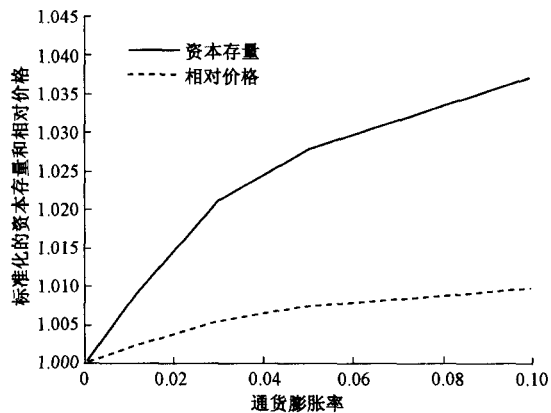


图 2(c) 资本存量与相对价格

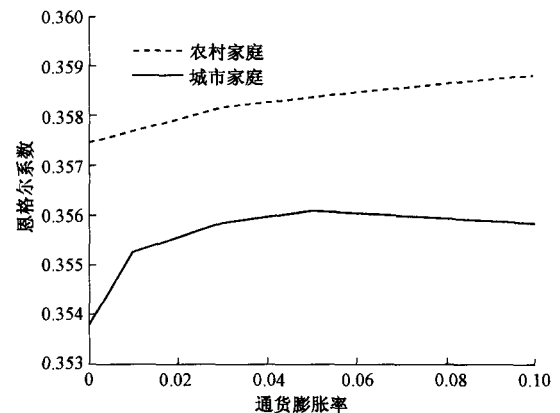


图 2(d) 城乡居民消费的恩格尔系数

这种结构性通胀进一步加剧了财产分布的不平等程度。根据图2(d)关于通胀水平和居民恩格尔系数的关系,随着通货膨胀水平的提高,居民消费的恩格尔系数也会随着结构性通胀的加剧而攀升。一方面,由于低收入家庭对农产品具有较大的消费刚性,由通胀水平提高引发的结构性通胀会进一步增加低收入家庭对农产品的消费支出;另一方面,由于农村居民更多地消费农产品,随着结构性通胀的恶化,农村家庭的农产品消费支出也不断增大,其总效应将带来更高的恩格尔系数。

(四)数值模拟实验2:通货膨胀对各类家庭福利成本的影响

上述数值模拟实验说明通货膨胀对总体财产分布的再分配效应。但是,我们还需要回答通货膨胀水平的提高对不同财富水平家庭的影响相同吗?如果不同,那么差别有多大?为此,本文接着讨论在不同通胀水平下,城乡各类财富水平家庭通胀福利成本的差异。通过设定不同的通货膨胀

水平(1%,3%,5%,10%),我们对不同收入水平的家庭进行数值模拟,并计算出城乡各类家庭对不同水平的通货膨胀所遭受到的通胀福利成本(按消费等价量计算,简称CEV)的数值。

城乡居民在模型经济中的通胀福利成本主要有三个特点。第一,随着通胀水平的提高,居民家庭的平均通胀福利成本越来越大。第二,在相同通货膨胀水平下,穷人家庭通胀福利成本高于富人家庭。第三,随着通胀水平的提高,穷人家庭福利成本的上升幅度远大于富人家庭,农村家庭福利成本的上升幅度也远大于城镇居民。

上述在不同通胀水平下对不同收入状况家庭的通胀福利成本的基本特点与通胀加剧财产不平等程度的两大途径存在着密不可分的联系。城乡居民家庭的平均通胀福利成本随着通胀水平的提高而上升主要是因为通胀水平的提高降低了货币持有的价值,家庭由于预防性储蓄动机而不得不更多地以资本形式进行储蓄。于是随着生产性资本供给的增加,工业部门生产扩张,进而扭曲工农产品的相对价格,因此各类家庭也面临更大的农产品消费支出。总的来说,通胀水平的提高通过财产结构和消费结构给居民带来负面影响,从而使平均通胀福利成本随着通胀水平的提高而增加。

然而,上述两大途径对财产水平不同的家庭所产生的影响程度也是不相同的。在理论模型里,不完全市场与异质性收入冲击很大程度上影响家庭的财产持有结构决策;而对农产品的最低消费水平则决定了家庭消费结构的差异。尽管这些设定之间会相互影响财产不平等的扩大和福利成本的增加,我们仍可以通过将农产品最低消费水平设置为零来估量上述两大途径分别对财产损失和福利成本的相对影响。

表6 城乡家庭财产损失比例(通货膨胀率为10%)

模型	农村					城镇				
	低财产户	中低财产户	中等财产户	中高财产户	高财产户	低财产户	中低财产户	中等财产户	中高财产户	高财产户
w/o	-2.94%	-1.93%	-1.52%	-1.51%	-0.94%	-7.56%	-4.71%	-3.40%	-1.94%	-0.48%
w	-3.37%	-2.18%	-1.84%	-1.78%	-1.00%	-16.24%	-9.42%	-2.98%	-1.72%	-0.53%

注:w/o表示不含有农产品最低消费水平的模型结果,w表示含有农产品最低消费水平的模型结果。

表6表明上述两大途径对城乡家庭财产损失比例的影响程度的差别。在不含有农产品最低消费水平的模型中,家庭的财产损失主要来源于财产持有结构的差别;而在含有农产品最低消费水平的模型中,家庭的财产损失不但包括财产持有结构的影响,还包括消费结构差异的影响。而两个模型模拟结果的差异可以看作是消费结构差异对财产损失的影响。模拟结果表明:财产结构差异对农村家庭的财产减持影响比较大,而消费结构差异则对城镇的穷人家庭产生更显著的影响。究其原因:其一,农产品相对价格会随着通胀水平的提高而提高,因此,价格上涨的收入效应部分缓解了农村家庭的财产减持,但我们可以看出,收入效应的影响是比较有限的,其净效应始终让农村家庭蒙受财产减持;其二,工业品相对价格的下降进一步降低了城镇家庭的收入水平,因而,城镇穷人家庭则会遭受到更为严重的财产损失。

通过上述两个数值模拟实验,我们发现,随着通货膨胀水平的提高,通胀的再分配效应通过家庭财产持有结构和消费结构的差别显著地影响经济体中的财产分布不平等程度,诱发带有二元经济特征的结构性的通胀,加剧了城乡家庭对农产品消费的支出,更大程度地降低了居民家庭尤其是穷人家庭和农村家庭的福利水平。

六、结论

本文立足于中国二元经济结构特征,构建了一个两部门两产品的Bewley模型,并据此量化了中国通货膨胀对财产不平等的影响。我们发现,除了通过财产结构差异产生再分配的作用以外,通

货膨胀还会推高农产品的相对价格,从而通过居民消费结构的差异来影响财产不平等。低收入家庭由于恩格尔系数更高因而遭受更加严重的通胀福利成本。在中国通货膨胀所引起的家庭财产减持比例上,低收入群体远远高于高收入群体,而城镇家庭比农村家庭更为显著;而对于通胀福利成本,农村家庭则较城镇家庭受到更严重的福利损失。消费结构差异和“结构性通胀”可以解释低收入家庭大部分的财产减持与福利损失。不过,对于本文的研究还有两个问题尚待进一步探讨。其一,尽管再分配效应明显,本文生成的结构性通胀程度并没有直觉上那么大,一个重要的原因可能是我们仅仅考虑了通胀对产出水平的影响,而没有考虑通胀对产出增长率的影响。如果通胀对产出的影响能够通过对两部门技术增长率差异的影响而被放大,则相对价格的变化将会更持久和更为显著。由于该方面研究不论是理论上还是实证上仍然不够成熟,所以目前还没有办法引入到本文的框架之中。我们只能期待增长理论本身的进一步完善。其二,本文模型的机制不仅仅通过资产结构和消费结构两个方面起作用。比如,在一般均衡中,通胀率的上升首先增加工业部门的工资收入和降低利率,然后通过相对价格的变化影响农业部门的工资收入。这本身可能会部分减弱通胀的“再分配效应”。又如,生存消费本身究竟会导致预防性储蓄的增加还是降低可能依赖于收入过程的设定,却也能对财产分布产生影响。因此,目前本文仅能揭示通胀通过居民资产结构和消费结构的差异而产生的“再分配效应”的存在性和重要性。至于通胀“劫贫济富”的特征究竟在多大程度上由本文描述的机制所决定,则尚需再进一步的研究。

参考文献

- 陈彦斌,2008:《中国城乡财富分布的比较分析》,《金融研究》第12期。
- 陈彦斌、霍震、陈军,2009:《灾难风险与中国城镇居民财产分布》,《经济研究》第11期。
- 陈彦斌、邱哲圣,2011:《高房价如何影响居民储蓄和财产不平等》,《经济研究》第10期。
- 陈彦斌、唐诗磊、阎衍、朱戎,2011:《经济增长与民生目标冲突下的中国通货膨胀》,《中国宏观经济分析与预测报告(2011年第一季度)》。
- 李实、魏众、丁赛,2005:《中国居民财产分布不平等及其原因的经验分析》,《经济研究》第6期。
- 梁运文、霍震、刘凯,2010:《中国城乡居民财产分布的实证研究》,《经济研究》第10期。
- 肖争艳、程冬、戴铁群,2011:《通货膨胀冲击的财产再分配效应——基于中美两国的比较研究》,《经济理论与经济管理》第6期。
- Algan, Y., E. Challe, and X. Ragot, 2011, “Incomplete Markets and the Inflation-Output Tradeoff”, *Economic Theory*, Vol. 46, No. 1, 55—84.
- Algan, Y., and X. Ragot, 2010, “Monetary Policy with Heterogeneous Agents with Borrowing Constraints”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 2, 295—316.
- Bai, C., W. Sun, and X. Wang, 2009, “Migration and Income Mobility of Rural households in China”, Working Paper.
- Berriel, T. C., 2010, “Nominal Portfolio Choice and Wealth Redistribution Effects of Inflation Surprises”, Princeton Working Paper.
- Doepke, M., and M. Schneider, 2006a, “Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 6, 1069—1097.
- Doepke, M., and M. Schneider, 2006b, “Inflation as a Redistribution Shock: Effects on Aggregate and Welfare”, NBER Working Paper, No. 12319.
- Erosa, A., and G. Ventura, 2002, “On Inflation as a Regressive Consumption Tax”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 4, 761—795.
- Gomme, P., 2008, “Measuring the Welfare Costs of Inflation in a Life-cycle Model”, Concordia University and CIREQ Working Paper, No. 08—001.
- Gottlieb, C., 2011, “On the Distributive Effects of Inflation”, European University Institute Working Paper.
- Henriksen, E., and F. E. Kydland, 2010, “Endogenous Money, Inflation and Welfare”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 2, 470—486.

(下转第130页)

Separation of Ownership and Control, Free Entry and Its Welfare Implications

Ma Jie^a, Duan Qi^b and Zhang Weiyang^c

(^a:School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics;

^b:Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beihang University;

^c:Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract: This paper studies free entry by firms of which ownership and control are separated, and discusses its welfare implications. We use Cournot model to characterize competition in homogeneous goods market, while use spatial competition in circular city to characterize competition in differentiated goods market. We show that if managerial compensations will be included as part of the entry costs, then both excessive entry and insufficient entry may emerge in an equilibrium outcome.

Key Words: Separation of Ownership and Control; Free Entry; Chamberlin Effect; Cournot Competition; Spatial Competition in Circular City

JEL Classification: D43, L11

(责任编辑:王利娜)(校对:梅子)

(上接第15页)

İmrohoroglu, A., 1992, "The Welfare Cost of Inflation under Imperfect Insurance", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16, No. 1, 79—91.

Meh, C. A., J. Ríos-Rull, and Y. Terajima, 2010, "Aggregate and Welfare Effects of Redistribution of Wealth under Inflation and Price-Level Targeting", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57, No. 5, 637—652.

Meh, C. A., and Y. Terajima, 2011, "Inflation, Nominal Portfolios and Wealth Redistribution in Canada", *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne de Cononomie*, Vol. 44, No. 4, 1369—1402.

Ortega, E., and N. Rebei, 2005, "A Two Sector Small Open Economy Model: Which Inflation to Target?", Bank of Canada Working Paper.

Ravan, M., S. Schmitt-Grohe, and M. Uribe, 2008, "Macroeconomics of Subsistence Points", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 12.

Wang, Y., and Y. Yao, 2003, "Sources of China's Economic Growth 1952—1999: Incorporating Human Capital Accumulation", *China Economic Review*, Vol. 14, No. 1, 32—52.

The Effects of China's Inflation on Wealth Inequality

Chen Yanbin^a, Chen Weize^b, Chen Jun^c and Qiu Zhesheng^d

(^a: Renmin University of China; ^b: Boston University; ^c: Stockholm School of Economics; ^d: University of Pennsylvania)

Abstract: Based on the analysis of asset portfolio and consumption structure while previous literatures merely focus on households' portfolio structure, this paper builds up a Bewley model with two sectors and two products to study the effects of China's inflation on wealth inequality. The results show us that as inflation rate rises from 0 to 5%, wealth inequality will be intensified, and the percentage of net wealth loss of poor households could be over 30 times as many as that of rich households, and rural households suffer higher welfare loss than the urban do. The poor due to holding higher proportion of money generally suffer more wealth reduction and welfare loss; more importantly, China's inflation with structural characteristic would further deteriorate consumption structure of high-Engel-Index households, especially the rural and the poor, causing wealth reduction and higher welfare loss.

Key Words: Inflation; Wealth Inequality; Inflation Welfare Cost; Engel Index; Dual Economy

JEL Classification: C63, D31, E25, E30

(责任编辑:唐寿宁)(校对:郑潇潇)