

“LPR” 调整频率、货币政策效率与社会福利损益

附录

一、自相关函数估计与 Ljung-Box Q 统计量

附录 1

表 1

自相关函数估计与 Ljung-Box Q 统计量

阶数	中期借款便利（MLF）		贷款报价利率（LPR）	
	自相关函数	Ljung-Box Q 统计量	自相关函数	Ljung-Box Q 统计量
1	0.9158***	65.4507	0.9587***	71.7336
2	0.8195***	118.5821	0.9161***	138.1219
3	0.7264***	160.9006	0.8678***	198.5233
4	0.6719***	197.6191	0.8288***	254.3914
5	0.6454***	231.9860	0.7959***	306.6473
6	0.5972***	261.8326	0.7602***	355.0092
7	0.5489***	287.4214	0.7213***	399.1995
8	0.4890***	308.0310	0.6825***	439.3534
9	0.4291***	324.1390	0.6375***	474.9187
10	0.3551***	335.3436	0.5926***	506.1140
11	0.2929**	343.0828	0.5476***	533.1680

注：LPR和MLF的自相关函数与Ljung-Box Q检验；***、**、* 分别代表在1%、5%、10%水平下显著。

附录 2

二、理论模型的参数校准

在这一部分，我们将对第二部分理论模型的相关结构参数进行校准，由于大部分理论参数有着比较广泛的研究基础，本文将根据模型理论结构、经济数据以及相关文献共同对模型结构参数进行校准设定，从而为后续的动态经济分析奠定基础。然后本文对于涉及 LPR 粘性的参数和外生冲击过程进行贝叶斯估计。

表 2 共三栏，其中第 1 栏列示了居民或家庭行为的相关参数，第二栏列示了厂商生产行为的相关参数。一年期贷款利率以一年期 LPR3.85%为依据，而一年期存款利率按照 1.75% 测算，据此，我们设定企业家的主观贴现率 β_E 为 0.9906，而李嘉图家庭的主观贴现率 β_R 为

0.9957。另外，由于我国尚未发生政府债务违约事件，相关数据无从获取，我们根据 Corsetti et al.(2013)的估计，将违约概率分布中的参数设定如下， $\delta_{max} = 2.56$ ， $\alpha^g = 3.70$ ， $\beta^g = 0.54$ ，基于这些参数设定的中国政府债务的季度违约概率仅为 0.02%左右。而根据我国中央政府债券一年期收益率按照 2.65%测算，同时考虑地方政府债务风险，地方政府一年期债务融资利率按照 3.85%测算，我们估计的一年期加权政府债务利率为 3.32%¹，这些数据结合我们的理论模型可以估计政府债务稳态违约概率很低，因此中国目前并不存在严重的政府债务违约风险²，这样低的违约概率也与 Bi（2018）对中国的估计结果相似，说明了这些参数校准的合理性，企业违约风险相关参数的设定匹配违约风险为 0.5%的目标值³。银行部门信贷风险加成要匹配稳态季度风险信贷利率和无风险利率，我们据此设定季度风险加成 $\mu_b = 1.005$ 。然后， $\phi = 5$ 意味着劳动供给的弗里希弹性为 0.2 左右，根据 Ireland(2009)的相关估计，消费与货币需求之间的替代弹性大约在 0.035-0.040 之间⁴，本文取 $v = 27$ ，这里的设定与 Ireland(2009)的估计是一致的。对于经济中居民的规模分布，我们参照 Gali（2007）和 Boscá et al.（2020），将李嘉图式家庭数量参数 γ_R 设定为 0.6，非李嘉图式家庭参数 γ_n 设定为 0.2，企业家规模 γ_E 为 0.2。

折旧率 δ 设定为 0.025，这是经济波动文献中的通常设定，相当于年折旧率 10%左右，这与国内大多数文献的设定也是一致的，如郭长林（2018）。工资粘性 ξ_w 和价格粘性参数 ξ_p 均取为 0.75，这意味着工资和价格合约的调整周期大约为一年⁵，这与目前文献中存在的微观和宏观证据是相符的，比如 Smets and Wouters（2007），Nakamura and Steinsson（2008）和 Klenow and Malin（2010）等。资本调整成本参数 κ 设定为 2.48，这与 Christiano et al.（2005）的结果一致。劳动收入占比大约为 0.55，这意味着资本收入占比 $\alpha=0.45$ ，这与部分国内学者，比如张军和章元（2003）估计的资本收入份额约为 0.49 的结果很相近。对于价格和工资参数，参照 Gali（2007）的结果，假设价格加成为 20%，这意味着 $\theta_p=6$ ，这也与 Christiano et al.（2005）的估计结果一致。假设工资加成为 10%，这意味着参数 $\theta_w=11$ 。

表 2 模型中的理论参数校准

参数	参数含义描述	校准数值
I 居民参数		
β_R	李嘉图家庭主观贴现率	0.9957
β_E	企业家主体主观贴现率	0.9906
ϕ	劳动供给逆弗里希弹性	5.0
v	消费与货币需求替代弹性	27
γ_R	李嘉图家庭规模	0.6
γ_n	非李嘉图家庭规模	0.2
II 厂商参数		

¹ 根据中央政府和地方政府的债务权重比率进行加权利率计算。
² 由于数据公开与可得性问题，本文这里并不考虑地方政府债务融资平台所产生的所谓隐性债务问题。
³ 借鉴刘宗明（2022），截至 2020 年 9 月，企业债券累计违约 81.4 亿元，占存量企业债券的 0.2%，为了凸显债务风险，我们这里从高设定为 0.5%。
⁴ 由于文中模型的效用函数是加性可分的，因此，消费与货币需求之间的替代弹性为 $\varepsilon_{cm} = 1/\sigma_m$ 。
⁵ 如果价格和工资粘性参数为 0.75，则价格或工资合约的持续周期为 $1/(1-0.75) = 4$ ，即价格和工资大约有四个季度的调整频率。

α	资本收入份额	0.45
ξ_w	名义工资粘性	0.75
θ_w	劳动替代弹性	11
ξ_p	名义价格粘性	0.75
θ_p	价格替代弹性	6
δ	资本折旧率	0.025
κ	资本调整成本	2.48
III 政策参数		
ω_b	税收的债务反馈系数	0.33
ω_g	税收的政府支出反馈系数	0.10
ω_π	利率的通货膨胀反馈系数	1.80
ω_y	利率的产出缺口反馈系数	0.30
ϱ_m	货币政策持久性系数	0.70
θ_E	企业税收占比	0.25
θ_R	李嘉图家庭税收占比	0.57

第三栏列示了财政和货币政策相关参数，税收反馈系数 ω_b 设定为 0.33，政府支出反馈系数 ω_g 设定为 0.10，这与 Gali et al（2007）的设定比较相近。根据统计局公布的支出法下国民经济核算的政府消费支出数据，政府支出的 GDP 占比设定为 16.5%，而依据财政部公布的中央财政国内债务余额以及地方政府债务决算实际余额的数据，政府债务余额的 GDP 稳态占比设定为 40%。另外，我们根据疫情前 2019 年我国财政部公布的财政收支的预决算数据，企业所得税作为直接税占全国所有税收的比重为 25%左右，因此，我们将企业家税收占比 θ_E 设定为 0.25，而根据前文两类家庭的规模参数，我们可以估计出非李嘉图家庭和李嘉图家庭这两类家庭的税收比率约为 1: 3，据此可以设定李嘉图家庭税收占比 θ_R 为 0.57。货币政策规则中对通货膨胀缺口的调整反馈系数 ω_π 设定为 1.8，对产出缺口的反馈系数 ω_y 设定为 0.3，货币政策持久性系数 ϱ_m 设定为 0.7，这与万晓莉等（2010）和 Fan et al.（2011）等中国货币政策研究文献的估计比较接近。

附录 3

三、部分参数的贝叶斯估计

接下来，我们对 LPR 粘性参数和外生随机过程进行了估计，由于本文总共引入了三类外生冲击，供给侧生产率冲击、需求侧消费偏好冲击和货币政策冲击，因此按照贝叶斯估计的要求，由于 LPR 数据是从 2016 年我们构建了 2016 年-2022 年的三个季度时间序列，分别是 GDP 增长率、消费增长率和 LPR 数据，利用这三个时间序列数据，并折算成与模型变量相匹配的序列变量，在此基础上，对参数进行了贝叶斯估计。估计结果如下：

表 3 贝叶斯估计结果

	先验分布	先验均值	先验方差	后验均值估计	90%后验置信区间
ξ_b	贝塔分布	0.70	0.080	0.6760	[0.5807, 0.7928]
ϱ_a	贝塔分布	0.50	0.080	0.8366	[0.7857, 0.8918]
ϱ_z	贝塔分布	0.50	0.080	0.8225	[0.7605, 0.9055]

ϱ_R	贝塔分布	0.50	0.080	0.3922	[0.2937, 0.4877]
σ_a	逆伽马分布	0.10	INF	0.2201	[0.1203, 0.3255]
σ_z	逆伽马分布	0.10	INF	0.2134	[0.1526, 0.2971]
σ_R	逆伽马分布	0.10	INF	0.2592	[0.1053, 0.4598]

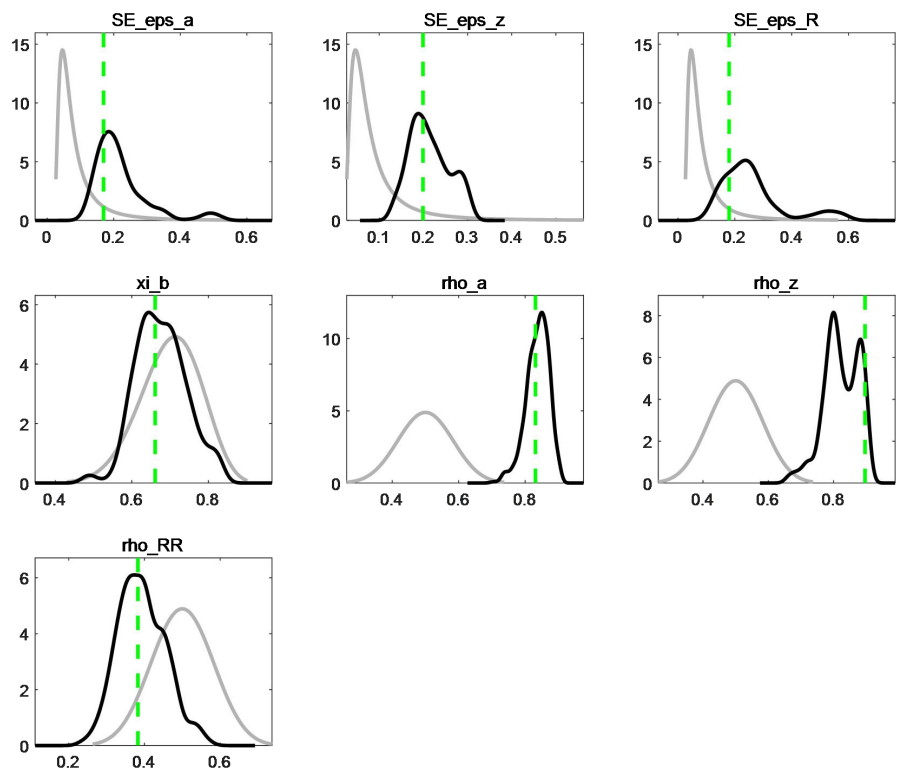


图 1 贝叶斯估计的分布

从表 3 的估计结果看，作为本文最重要的结构参数，即 LPR 粘性参数 ξ_b ，它的后验估计结果为 0.6760，这体现了 LPR 调整很强的粘性，意味着 LPR 调整周期为 9.25 个月，这与我们在文中实证估计分析得到的结果几乎相同。90%置信区间内也完全覆盖了前文的实证结果，从外生冲击过程来看，我们发现，货币政策冲击的持久性较弱，而需求侧偏好冲击和供给侧生产率冲击的持久性都比较强，特别是需求侧偏好冲击的持久性很强说明了我国经济中居民消费冲击的粘性特征比较明显，特别是疫情期间遭受的消费冲击展现出了较强的持久性。我国近些年面临的需求、供给和预期三种压力，这里的估计体现了供给和需求两侧的冲击持久性都比较强。而从波动性来看，消费偏好和技术冲击的不确定性相近，而货币政策的波动性稍强一些，也体现了我国货币政策转型的一些特点。上述估计结果基本上抓住了我国宏观经济的一些基本特征。

从上述参数先验和后验分布图来看，我们的经济数据能够较好的揭示这些参数的经济信息，后验分布和先验分布存在明显差异，说明经济数据的有价值信息被很好的用于参数估计过程之中。根据上述校准和重新估计后的参数，我们全部重新估计了论文中的脉冲响应和福利分析结果，下面就部分关键参数下不同 LPR 粘性下的脉冲反应和福利结果进行稳健性检验。

附录 4

四、贷款报价粘性与央行的通货膨胀耐受度

参照文献中的标准思路（Rubio, 2019），将三类经济主体的福利水平进行汇总，得到社会福利水平的表达式：

$$W_{St} = \gamma_R (1 - \beta_R) W_{Rt} + \gamma_n (1 - \beta_R) W_{nt} + \gamma_E (1 - \beta_E) W_{Et} \quad (1)$$

$W_{it} (i = R, E, n, S)$ 代表了模型中三类经济主体以及整个社会的福利水平，假定货币政策设计的目标为了促进社会福利水平的增加，将货币政策设计问题转化为下列政策优化问题：

$$\max \{W_{St}\} \quad (2)$$

$$s.t. \ y_t^h = A y_{t-1}^h + B u_t + \frac{1}{2} C (y_{t-1}^h \otimes y_{t-1}^h) + \frac{1}{2} D (u_t \otimes u_t) + E (y_{t-1}^h \otimes u_t) \quad (3)$$

上面的约束方程就是宏观经济条件， y_{t-1}^h 是经济状态向量， A 、 B 、 C 、 D 、 E 均为参数矩阵。从上述优化问题可以看出，将对模型经济进行二阶近似，然后针对二阶近似下的社会福利函数进行政策参数优化，式（3）的约束条件即为宏观经济环境的二阶近似。这里主要对央行的通胀缺口反馈系数 ω_π 进行优化，从而考察央行对通货膨胀的耐受度，反映了央行行为的进取性和积极性。由此，可以实现对两种贷款报价粘性下最优通货膨胀耐受度的分别估计，最优通货膨胀耐受度的估计结果报告在表3和表4中，分别估计了供给不确定性和需求不确定性这两种经济环境中的央行最优通胀耐受度。

由于在模型的二阶近似下的社会福利函数将依赖于模型外部冲击的不确定性，为了考察外部冲击不确定性对参数估计的影响，模拟了两种不确定性情景下的优化问题，供给侧和需求侧冲击的不确定性分别设定为 1% 和 2% 两种情形。

表4 供给侧不确定性下的最优通货膨胀耐受度

	经济不确定程度 $[\sigma_A = 1\%]$
贷款报价粘性 (ξ_b)	通胀缺口最优反馈系数 (ω_π)
$\xi_b = 0.55$	2.1257
$\xi_b = 0.95$	1.6448

	经济不确定程度 $[\sigma_A = 2\%]$
贷款报价粘性(ξ_b)	通胀缺口最优反馈系数(ω_π)
$\xi_b = 0.55$	2.1257
$\xi_b = 0.95$	1.1306

表 4 的结果显示，首先来看 $\sigma_A = 1\%$ 的情形，在贷款报价粘性为 $\xi_b = 0.95$ 时，通胀缺口的最优反馈系数 ω_π 为 1.65 左右，从而可以看出，央行应该对通胀缺口保持较高的反馈强度。然而，当贷款报价粘性为 $\xi_b = 0.55$ 时，通胀缺口的最优反馈系数进一步提高了，这意味着当贷款报价粘性下降时，央行应该提高政策利率对通胀缺口的反应强度，或者说当贷款报价粘性降低时，央行对通胀缺口的敏感性需要适当增加一些，从而降低了央行对通货膨胀变动的耐受度。这主要是因为当商业银行的贷款报价粘性下降时，在商业银行报价基础上形成的 LPR 粘性也就会降低，从而使得信贷利率的调整频率增加。此时，央行政策利率变化的传导机制更加通畅，因此央行应该加强对通货膨胀的管理，提高对通货膨胀的反应程度，从而降低了对通货膨胀的耐受度，这样能够更有效率的实现政策利率-基准利率-市场利率的传递过程。反之，如果贷款报价粘性较高，央行即使对政策利率进行较大程度的调整，这种政策利率调整向市场信贷利率的调整渠道也会出现较强的粘滞，此时频繁且敏感的政策利率调整并不能达到政策干预的效果。而且，较大的政策利率调整虽然对市场信贷利率不会造成显著影响，但是会通过消费者的跨期替代效应造成消费的波动，降低消费者福利。因此，在政策传递相对粘滞条件下，货币政策的利率调整敏感性应该下调，从而有利于增进宏观经济的稳定性。

为了使结果更加稳健，本文还估计了经济不确定性增加时（ $\sigma_A = 2\%$ ）的最优政策规则，表 4 的下半部分报告了这一结果。 $\sigma_A = 2\%$ 时不同贷款报价粘性下的最优货币政策规则和 $\sigma_A = 1\%$ 时的基本研究结论是一致的，都体现了在生产率不确定性环境下，当贷款报价粘性下降时，央行应该提高对通货膨胀缺口的敏感性。

表5需求侧不确定性下的最优通货膨胀耐受度

	经济不确定程度 $[\sigma_Z = 1\%]$
贷款报价粘性(ξ_b)	通胀缺口最优反馈系数(ω_π)
$\xi_b = 0.55$	2.1300
$\xi_b = 0.95$	1.2598
	经济不确定程度 $[\sigma_Z = 2\%]$
贷款报价粘性(ξ_b)	通胀缺口最优反馈系数(ω_π)

$\xi_b = 0.55$	2.1269
$\xi_b = 0.95$	1.2581

表 5 报告了需求侧不确定性的央行最优通货膨胀耐受度，结果显示随着贷款报价粘性的下降，在需求不确定环境中，央行依然应该提高对通货膨胀的反应程度，从而能够更好的管控通货膨胀的波动。这一点在更大的不确定性环境中也没有根本改变。这说明，无论是在供给还是需求不确定的经济环境中，当 LPR 调整粘性降低时，央行利率调整的传递渠道就被进一步疏通了，此时央行都应该提高对通货膨胀的反应强度，降低其对通货膨胀变化的耐受度，从而能够在通畅的货币政策传递渠道中提高对通货膨胀的管理效率。

附录 5

五、不同贷款报价粘性下的经济波动比率

表 6 不同贷款报价粘性下的经济波动比率：供给侧不确定性				
	经济波动比率： $vol(M_1)/vol(M_2)$			
宏观经济	产出	消费	投资	通货膨胀
	1.0489	0.7592	3.0369	1.0354
相对比率	政策利率	贷款利率	企业债务负担率	政府债务负担率
	1.0064	8.4211	0.8721	1.0132
违约风险	企业违约风险		政府违约风险	
	0.8728		1.0132	

表 6 报告了供给侧不确定性下的经济波动比率，分别是宏观经济变量，包括产出、消费、投资 and 通货膨胀；宏观相对比率变量，包括政策利率、贷款利率、企业债务负担率 and 政府债务负担率；违约风险变量，包括政府违约风险 and 企业违约风险。贷款报价粘性的下降会给产出、投资、通货膨胀、政策利率、贷款利率等重要宏观变量带来更大的波动性，特别是市场贷款利率和投资水平这两个变量的波动性呈现较大幅度的提升。另外，政府债务负担和政府违约风险的不确定性都有轻微的增加。这说明，较大的贷款报价调整灵活性可能会对宏观经济的众多变量造成更大的波动，其主要原因就是随着贷款报价灵活性的增加，贷款利率的调整频率就会增加，从而造成了贷款利率的更大波动，而贷款利率的更大波动又会传递到市场投资上，导致投资水平的更大波动，进而造成产出、通胀等宏观变量的更大不确定性。而且，随着宏观经济关键变量的波动性增加，政府债务负担率 and 政府违约风险的不确定性也会随之有所增加。

但是，也有个别宏观经济变量随着贷款报价灵活性的增加而出现波动性下降，比如消费和企业债务负担率，这主要是因为消费者，特别是占主要比重的李嘉图家庭和企业借贷者能够进行跨期替代和优化自己的消费和借贷行为，随着政策利率和贷款利率的调整频率增加，

这两类主体会随着利率调整而进行跨期平滑，从而能够在一定程度上对冲部分利率波动的影响。

表 7 不同贷款报价粘性下的经济波动比率：需求侧不确定性

	经济波动比率： $vol(M_1)/vol(M_2)$			
宏观经济	产出	消费	投资	通货膨胀
	1.0738	2.1668	3.4288	1.5513
相对比率	政策利率	贷款利率	企业债务负担率	政府债务负担率
	0.9387	13.1693	2.5190	0.8543
违约风险	企业违约风险		政府违约风险	
	2.5322		0.8543	

表 7 报告了需求侧不确定性下的经济波动比率，结果显示，产出、消费、投资、通货膨胀、信贷利率和企业违约风险这些宏观变量都因为较高的贷款报价灵活性而出现了更大的不确定性，这说明无论是供给侧不确定性还是需求侧不确定性都会在贷款报价高灵活性下产生更大的经济波动。