

贸易不确定性、金融摩擦与经济波动

冯业倩 李 力 王亚平 龚六堂*

【摘 要】 近年来随着全球贸易摩擦加剧,我国经济面临的外部不确定性显著上升。本文首先测度了我国的贸易不确定性,并从宏观总量与微观企业两个层面检验了贸易不确定性的经济影响。接着,本文进一步将贸易不确定性引入包含金融摩擦的小型开放 DSGE 模型中,探讨贸易不确定性冲击对实体经济的影响与作用渠道。研究发现:①贸易不确定性上升会对我国实体经济带来显著的紧缩效应,但是幅度有限,1 标准差贸易不确定性冲击造成 GDP 增长率在未来 12 个季度内累计下降约 0.46%。②金融摩擦程度越大,贸易不确定性对产出与企业投资的抑制作用越强。因此,市场要理性看待中美贸易摩擦,不必过度悲观;同时,我国政府应当控制国内的宏观杠杆率,以降低金融摩擦对贸易不确定性负面影响的放大作用。

【关键词】 贸易不确定性 金融摩擦 DSGE 模型 宏观经济波动

一、引 言

近年来,以特朗普政府为代表的单边主义与贸易保护主义迅速引发世界贸易秩序失调,国际政治、经济环境日趋复杂。2018 年 3 月 23 日,特朗普政府以《基于 1974 年贸易法 301 条款对中国关于技术转移、知识产权和创新相关法律、政策和实践的调查结果》(简称《301 报告》)为由,通过 WTO 对我国发起贸易挑战、出台对华投资限制并且陆续出台加征关税的方案。2018 年 9 月 18 日,美国政府正式宣布,对约 2 000 亿美元中国商品加征关税 10%,并于 2019 年 5 月 9 日,将关税提高至 25%。与此同时,中国也针对性地采取反制措施,对约 600 亿美元美国商品加征 5%~25%

* 冯业倩,北京大学光华管理学院博士研究生;李力,中山大学国际金融学院助理教授,香港科技大学商学院博士后;王亚平,北京大学光华管理学院副教授;龚六堂,北京工商大学副校长、北京大学数量经济与数理金融教育部重点实验室主任、北京大学光华管理学院教授。通讯作者及联系方式:李力;联系地址为中国香港西贡区香港科技大学李光前商学大楼 5067;联系邮箱为 nklii0903c@163.com。本文得到国家社科基金重大项目(19ZDA069)和国家自然科学基金项目(72103209 与 71903194)的资助。

关税,并向 WTO 发起起诉。中美双边贸易摩擦逐步升级,可能进一步加重我国的经济下行风险。

学者们对不确定性的研究由来已久,Bloom 等(2007)认为,不确定性在重大宏观事件后会显著提高,抑制经济活动并削弱政策的执行效果。2008 年全球金融危机后,世界经济复苏缓慢,国际经济协调难度增大,不确定性的经济影响逐渐加深,针对不确定性问题展开的研究也越来越多(Bachmann 和 Bayer, 2013; Bloom 等, 2018; Born 和 Pfeifer, 2014)。近年来,随着中美贸易摩擦的加剧和世界经济不确定性的显著上升,我国面临的外部环境日益复杂,经济下行压力显著增加。在这一背景下,如何测度我国面临的贸易不确定性并定量分析其带来的经济影响,对我国当前防范和化解重大风险,保持经济持续健康发展具有重要的政策意义。

已有大量文献开始关注不确定性对实体经济的影响,并且分析其作用渠道。Bloom(2009)将随机波动率引入企业生产率的演化过程中,发现在资本不可逆程度较高时,不确定性会提高企业生产的等待价值,导致企业推迟投资与生产活动,即不确定性通过实物期权渠道对实体经济产生负面影响。Giavazzi 和 McMahon(2010)发现当不确定性提高时,家庭的预防性储蓄行为是一种重要的应对方式。Gilchrist 等(2014)关注企业层面的异质不确定性,认为金融摩擦是不确定性冲击引发经济周期波动的主导机制。此外,Fernández-Villaverde 等(2015)、Leduc 和 Liu(2016)也分别从财政政策与就业的角度探讨了不确定性的经济影响。

实证研究中不少学者对不确定性进行了量化测度,测度方式可以分为两类。第一类是基于文本分析的不确定性研究,这类文献通过分析媒体报道、财务报表等文本素材,提取特定主题相关的信息,建立不确定性指标。例如,Baker 等(2016)、Huang 和 Luk(2020)等的研究。这类方法的优点是,易于针对研究主题来决定文本分析的词汇对象,但是难以避免内容撰写者态度偏误的影响。第二类研究则是从计量角度出发,针对宏观经济数据中的不可预测成分建立随机波动率模型,估计模型参数与波动率,并将其作为不确定性的衡量指标。例如,Jurado 等(2015)基于大量宏观序列构造预测因子,并使用因子模型预测残差来计算随机波动率,从而给出了测度宏观经济不确定性的系统性方法。Mumtaz 和 Theodoridis(2017)在经济全球化的背景下,构造 FAVAR 模型,测算国家层面与跨国的整体不确定性。Alessandri 和 Mumtaz(2019)与 Chan(2013)分别基于门限 VAR 模型与结合移动平均的随机波动率模型,分析波动率对宏观经济的解释和预测作用。

在国际贸易研究中,不确定性问题也受到越来越多的关注。Handley 和 Limão(2017a)对新闻报道进行文本分析,从而测度美国的贸易政策不确定性,并发现特朗普当选以后的不确定性陡增现象。基于数据的测度方法一般以进、出口关税为基

础。例如,Handley(2014)将WTO约束关税与最惠国关税的差额作为贸易政策不确定性的衡量指标;Handley和Limão(2017b)通过推导在不确定性存在的情况下,实际关税变动对企业成本的影响方程,估计贸易政策不确定性。此外,Caldara等(2019)将随机波动率引入关税政策不确定性的测度当中,结合文本分析的结果,发现不确定性提高会减少企业投资。

近年来,国内学者也开始针对不确定性展开研究,许志伟和王文甫(2018)从理论与实证角度,综合证明经济政策不确定性会加重我国的经济周期波动。许志伟和刘建丰(2019)将不确定性冲击引入家庭的异质性收入分布中,认为预防性储蓄行为是不确定性导致经济下滑的重要渠道。王博等(2019)关注货币政策不确定性,强调企业违约风险提高是不确定性引发宏观经济波动的重要途径。王立勇和纪尧(2019)研究在不同财政规则下,不确定性对实体经济有何影响。

目前尚没有文献定量测算我国的贸易不确定性以及经济影响,本文的研究弥补了这一空缺。本文的主要贡献有:第一,首次从严格的计量模型角度定义贸易不确定性(Trade Uncertainty, TU),并且基于中国数据进行测度。不同于以往测度贸易不确定性的文献,本文针对进、出口数据测度贸易不确定性。进、出口数据是所有贸易影响因素综合作用的结果,而不局限于关税政策一个角度,因此,本文的结果能够更加完整地刻画贸易不确定性。第二,分别从实证与理论、宏观与微观层面检验贸易不确定性对实体经济活动的抑制作用。为保证实证与理论的一致性,本文通过随机波动率刻画不确定性,并采用模拟矩估计(SMM)将实证部分的经验脉冲响应函数与理论部分的数值模拟进行匹配。第三,从市场杠杆水平与融资成本两个角度,验证金融摩擦对贸易不确定性的影响与作用渠道。

本文按照以下结构展开:第二部分,基于随机波动率模型,对2004年第一季度至2018年第四季度(2004Q1—2018Q4)的季度宏观数据进行贝叶斯估计,测度我国的贸易不确定性。第三部分,分别从宏观总量与微观企业层面,分析贸易不确定性对实体经济、特别是对企业投资决策的影响,并且检验金融摩擦对贸易不确定性渠道的影响和作用。第四部分,将贸易不确定性与金融摩擦纳入小型开放宏观经济模型进行理论分析。第五部分总结文章结论,并且给出政策建议。

二、贸易不确定性的测度

(一) 贸易不确定性的定义

参考Jurado等(2015)的研究,本文将贸易不确定性定义为:基于 t 期信息集,未

来 h 期贸易增长率^① $TRADE_{t+h}$ 可预测成分之外的条件波动率:

$$U_t(h) = \sqrt{E[(TRADE_{t+h} - E[TRADE_{t+h} | I_t])^2 | I_t]} \quad (1)$$

因此,准确测度不确定性要求首先基于 t 期信息对变量进行预测,得到 $E[TRADE_{t+h} | I_t]$,进而剔除数据中的可预测成分。本文考虑向前 1 期预测的情形 ($h=1$),假设市场基于历史宏观数据的线性组合 \vec{F}_t 进行预测,构造以下预测模型:

$$E[TRADE_{t+1} | I_t] = \beta_0 + \beta^F \vec{F}_t \quad (2)$$

本文将残差 $\hat{r}_t = TRADE_{t+1} - E[TRADE_{t+1} | I_t]$ 作为贸易序列中不可预测的外生成分,用于构造随机波动率模型。假设残差 \hat{r}_t 与波动率指标 σ_t 均服从 AR(1) 过程:

$$\hat{r}_t = \rho \hat{r}_{t-1} + e^{\sigma_t} \nu_t, \nu_t \sim N(0, 1) \quad (3)$$

$$\sigma_t = (1 - \rho_\sigma) \bar{\sigma} + \rho_\sigma \sigma_{t-1} + \eta_\sigma \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, 1) \quad (4)$$

其中, ν_t 与 ϵ_t 分别是 \hat{r}_t 过程的水平冲击 (level shock) 与不确定性冲击 (uncertainty shock),两个外生冲击均服从标准正态分布,且相互独立 (i. i. d.),而过程 \hat{r}_t 的波动率 e^{σ_t} 则体现了经济系统的不确定性水平。具体而言,结合公式(1)对于不确定性的定义,我们可以推导出向前 1 期的不确定性公式^②:

$$U_t(1) = A e^{\rho_\sigma \sigma_t} \quad (5)$$

因此,如果对随机波动率模型的参数和状态变量进行估计,那么 $e^{\rho_\sigma \sigma_t}$ 即可用于刻画 t 期的进、出口不确定性。本文选择进、出口增长率作为测度贸易不确定性的基准变量,参考 Jurado 等(2015)对宏观经济不确定性的处理方式,我们将进、出口不确定性的算术平均值作为总体贸易不确定性,记为 TU_t :

$$TU_t = (U_t^{EXP} + U_t^{IMP}) \div 2 \quad (6)$$

其中, U_t^{IMP} 与 U_t^{EXP} 分别为基于进、出口预测残差估计的不确定性序列。

(二) 贸易不确定性的测度

本文基于 2004Q1—2018Q4 的季度宏观数据,针对其中的不可预测成分 (\hat{r}_t) 构

① 若无特殊说明,本文提到的增长率均为同比数据。

② $U_t(1) = \sqrt{E[(\hat{r}_{t+1} - E[\hat{r}_{t+1} | I_t])^2 | I_t]} = \sqrt{E[(e^{\sigma_{t+1}} \nu_{t+1})^2 | I_t]} = \sqrt{E(e^{2\sigma_{t+1}} | I_t) E(\nu_{t+1}^2 | I_t) + \text{cov}(e^{2\sigma_{t+1}} | I_t, \nu_{t+1}^2 | I_t)}$ 。根据公式(4)以及 ν_{t+1} 与 ϵ_{t+1} 独立同分布的假设,有 $\text{cov}(e^{2\sigma_{t+1}} | I_t, \nu_{t+1}^2 | I_t) = 0$,我们可以进一步简化上式: $U_t(1) = \sqrt{E(e^{2\sigma_{t+1}} | I_t) E(\nu_{t+1}^2 | I_t)} = \sqrt{E[e^{2\sigma_{t+1}} | I_t]} = \sqrt{e^{2((1-\rho_\sigma)\bar{\sigma} + \rho_\sigma \sigma_t) + 2\eta_\sigma^2}} = A e^{\rho_\sigma \sigma_t}$

造随机波动率模型,通过贝叶斯估计来测度中国加入 WTO 以后的贸易不确定性,宏观数据来自 CEIC 数据库。我们选取 $t-1$ 期进口 (IMP_{t-1})、出口 (EXP_{t-1})、 GDP_{t-1} 、 CPI_{t-1} 、广义货币 ($M2_{t-1}$)、固定资产投资 (INV_{t-1})、Baker 等(2016)测度的全球经济不确定性指数 ($GEPU_{t-1}$) 以及“七国集团(G7)”的 GDP 总和 $GGDP_{t-1}$ 等八个变量的增长率,作为 t 期进、出口增长率的预测基准。经 Johansen 检验,增长率序列之间存在协整关系。因此,可以构造预测模型(2)在 $t-1$ 期的线性预测模型,其中 $\vec{F}_{t-1} = (IMP_{t-1}, EXP_{t-1}, GDP_{t-1}, CPI_{t-1}, M2_{t-1}, INV_{t-1}, GEPU_{t-1}, GGDP_{t-1})^T$ 。在样本区间内,进、出口预测模型的 R^2 分别为 0.8154 与 0.8825,因此,本文所选用的基准变量对季度进、出口增长率具有良好的预测效果。

本文基于随机游走抽样的 Metropolis Hastings (RW-MH)算法对模型参数进行估计;此外,由于随机波动率模型状态变量 σ_t 与观测变量 \hat{r}_t 之间的关系是非线性的,因此,参考 Born 和 Pfeifer (2014)的研究,本文采用粒子滤波与粒子平滑算法来估计 σ_t 。在参数先验取值的设置中,由于 \hat{r}_t 是预测模型(2)的残差项,假设不存在序列相关, ρ 设置为 0;进、出口 \hat{r}_t 序列标准差分别为 0.0753 与 0.0504,本文将此结果用于 $\bar{\sigma}$ 的先验设置中;对其余两个参数 ρ_σ 、 η_u 参考习惯做法,先验取值分别设为 0.7 与 0.5。通过调整随机游走波动率的规模参数,控制抽样的接受概率在 20%~40%,在完成 15 000 次抽样,并舍去前 10 000 次抽样(burning period)以后,参数估计结果如表 1 所示。

表 1 随机波动率模型参数估计结果

| 参数 | 含义 | 进口先验取值 | 进口后验结果 | t 值 | 出口先验取值 | 出口后验结果 | t 值 |
|----------------|---------------------|----------------|---------|---------|----------------|---------|----------|
| ρ_σ | σ_t 一阶自回归系数 | 0.7 | 0.5921 | 2.4045 | 0.7 | 0.3003 | 1.4561 |
| ρ | \hat{r}_t 一阶自回归系数 | 0 | 0.1308 | 1.0813 | 0 | 0.1706 | 1.2042 |
| η_u | σ_t 扰动项标准差 | 0.5 | 0.4737 | 5.7371 | 0.5 | 0.4181 | 5.0504 |
| $\bar{\sigma}$ | σ_t 均值 | $\log(0.0753)$ | -3.1929 | -9.7400 | $\log(0.0504)$ | -3.1628 | -28.7723 |

根据表 1 的结果,在 1%的显著性水平下,进、出口预测残差序列 \hat{r}_t 的一阶自回归系数 ρ 均不能拒绝等于 0 的假设,这与本文 $\rho=0$ 的先验设置一致。其余参数均显著非 0 且在后 5 000 次抽样中收敛良好,因此,本文将估计的参数用于模型校准中。此外,我们根据抽样结果对状态变量 σ_t 进行滤波和平滑,进而求出 $e^{\rho\sigma\sigma_t}$,并根据公式(6)对进、出口不确定性取算术平均,即为我国 2004Q1—2018Q4 的贸易不确定性。

如图 1 所示,Panel A 与 Panel B 分别为进、出口增长率预测残差,及其对应的不确定性序列。对比 Panel A、Panel B 可以看出,残差波动剧烈的时期(例如,2008Q3—2010Q2、2012Q4—2013Q3 与 2016Q4—2017Q2),恰好对应不确定性水平

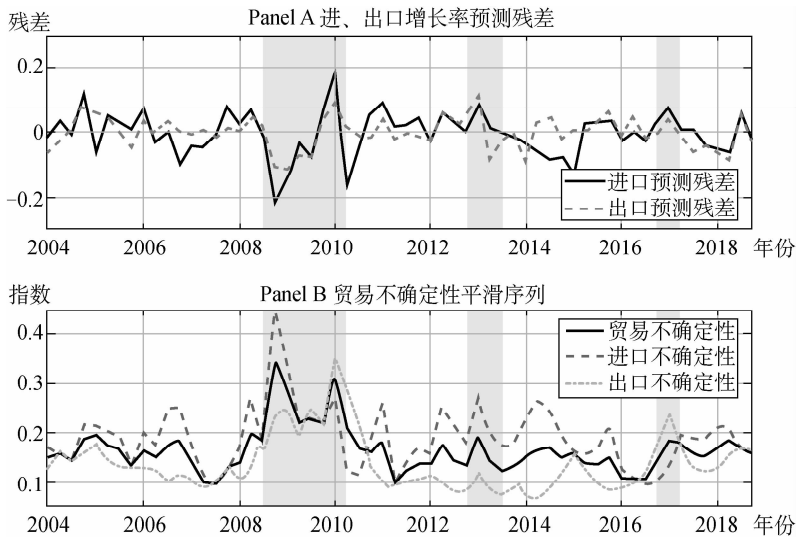


图 1 进、出口增长率预测残差与贸易不确定性平滑序列

注：阴影区域分别对应：2008Q3—2010Q2，2012Q4—2013Q3，2016Q4—2017Q2。

较高的时期。2008Q3—2010Q2 期间，由于刺激政策的影响，我国实体经济的恢复速度超出市场预期，对应的预测残差较大且持续波动，不确定性长期维持在较高水平。我国 2013Q1 的出口总量同比增长 17.88%，在 2013 年前后我国积极发展内需拉动型经济的背景下，这是一个难以预测的变动，2013Q1 在本文中被识别为高出口不确定性时期。这次变化并非贸易政策或环境发生结构转变引起，因此，不确定性水平并不持续，在下一季度坠落至较低水平。此外，自 2017 年起，我国推出多项措施扩大自美进口，减轻中美贸易不平衡问题，因此，我国的进口不确定性于 2017Q1 达到 2011 年以来的新高点。2018 年以来，我国的进、出口不确定性均较 2017 年年底有小幅提升，这与中美贸易争端加剧有关；但是从本文测度的不确定性来看，其影响程度有限，远不及历史上其他高不确定性时期，因此，我们对“贸易战”不必过度恐慌。

三、实证分析

(一) 宏观总量层面的证据

1. 基于 SVAR 模型的估计

本文采用 N 变量结构向量自回归(SVAR)模型，在假设模型变量的外生冲击存在同期相互作用的情况下，研究贸易不确定性对实体经济的影响。

$$B_0 \vec{y}_t = \vec{k} + B_1 \vec{y}_{t-1} + B_2 \vec{y}_{t-2} + \cdots + B_p \vec{y}_{t-p} + \vec{u}_t, \text{var}(\vec{u}_t) = \Omega \quad (7)$$

其中, \vec{y}_t 代表 N 个结构变量构成的向量; B_s 代表 $N \times N$ 矩阵, $s=0$ 代表外生冲击对变量的当期影响, $s>0$ 代表滞后 s 阶变量对当期变量造成的影响; \vec{k} 代表常数项构成的向量; \vec{u}_t 代表每行变量在 t 时刻对应的独立外生冲击; Ω 代表对角矩阵, 对角线上每个元素对应相应冲击的方差。如果将方程(7)左右两边同时左乘 B_0^{-1} , 可以得到对应的简约式方程; 参考 Hamilton(1994)的研究, 对于独立的外生冲击, 本文通过假设变量的同期外生关系遵循一定顺序, 来保证简约式模型中外生冲击的方差协方差矩阵为下三角矩阵, 进而识别出单个冲击的经济影响。

关于结构变量的选择, 首先, 贸易不确定性影响实体经济最直接的方式是市场主体的投资决策, 因此, 本文将固定资产投资 (INV_t) 作为模型变量之一。其次, 投资的进行需要资金的支持, 所以投资行为会伴随公司资本结构的变化, 本文选择非金融企业部门杠杆率 ($LEV_t = \text{负债}/\text{名义GDP}$) 作为资本结构的指标。此外, 为研究产出、价格与货币政策对贸易不确定性的反应, 本文将 GDP 、 CPI 与 $M2$ 引入 SVAR 模型当中。其中, INV 、 GDP 、 CPI 与 $M2$ 数据均使用同比增长率, 杠杆率为 HP 滤波之后的差额。由于本文的贸易不确定性构造过程已经剔除其他宏观变量的影响, 在 SVAR 模型中是相对外生的变量, 因此, 我们将 TU 放在六个变量的首位: 例如, $\vec{y}_t = (TU_t, INV_t, LEV_t, GDP_t, CPI_t, M2_t)^T$, 后五个变量的排序不会改变 TU 冲击的脉冲响应结果^①。此外, 基于 Pesaran 和 Shin(1998)的研究, 本文计算了完全不受变量排序影响的广义脉冲相应函数, 如图 2 所示。我们发现各变量的响应方向与幅度与图 2 的结果基本相同, 进一步验证了本文实证结果的可靠性。

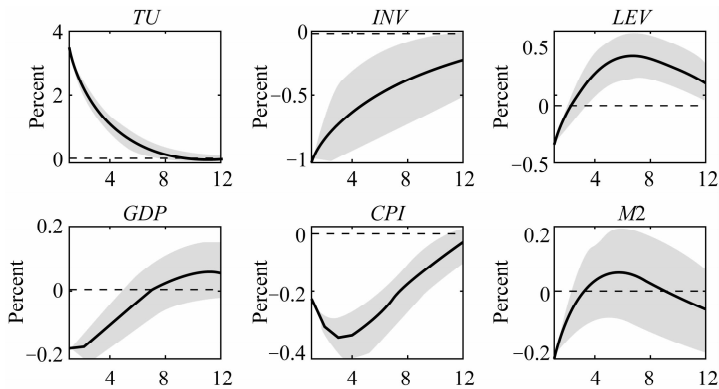


图 2 施加 1 标准差贸易不确定性冲击时六变量 SVAR 脉冲响应图像

注: 阴影区域表示 1 标准差置信区间(横轴为冲击发生后的时期, 单位为季度; 纵轴是响应变量的脉冲响应, 单位为百分比)。

^① 根据 Christino(1999)的研究结论, 乔利斯基分解具有区块外生的特点, 如果我们只需要关注某一个冲击, 则只需要关注这一冲击对应的变量与其他剩余的所有变量构成的区块之间的相对排序, 至于区块内部变量的先后顺序并不影响该冲击的脉冲响应。

根据 DIC 定阶准则^①,本文的时间序列模型均取滞后阶数 $p=1$ 。图 3 是本文 SVAR 模型的脉冲响应函数,表 2 为无条件方差分解。根据 IRF 图像所反映的信息,当系统被施加 1 标准差贸易不确定性冲击时,投资增长率当期减少 0.9865%,显著的负面影响会持续 11 个季度左右。GDP 增长率当期减少 0.1828%,显著的负面影响持续大约 4 个季度;脉冲响应期内,GDP 增长率累计显著减少 0.4626%。

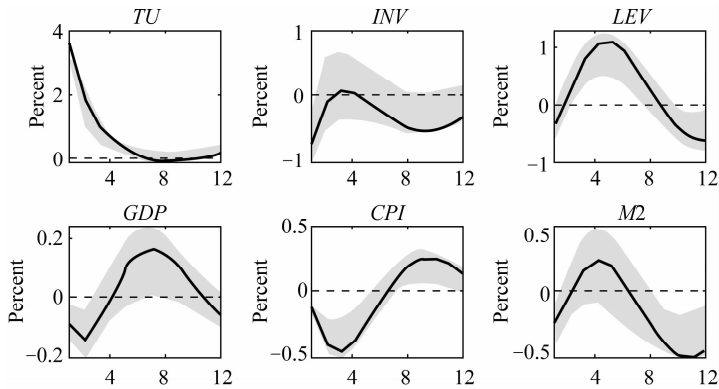


图 3 施加 1 标准差贸易不确定性冲击时六变量的广义脉冲响应图像

注:阴影区域表示 1 标准差置信区间(横轴为冲击发生后的时期,单位为季度;纵轴是响应变量的脉冲响应,单位为百分比)。

表 2 方差分解

| | | 外生冲击 | | | | | |
|------|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | TU | INV | LEV | GDP | CPI | M2 |
| 响应变量 | TU | 0.9628 | 0.0103 | 0.0133 | 0.0022 | 0.0007 | 0.0108 |
| | INV | 0.0714 | 0.8800 | 0.0046 | 0.0172 | 0.0052 | 0.0216 |
| | LEV | 0.0875 | 0.1294 | 0.6137 | 0.1170 | 0.0357 | 0.0166 |
| | GDP | 0.0448 | 0.3029 | 0.0299 | 0.4875 | 0.1205 | 0.0144 |
| | CPI | 0.2638 | 0.0929 | 0.0331 | 0.1022 | 0.4506 | 0.0573 |
| | M2 | 0.0103 | 0.2380 | 0.1056 | 0.0377 | 0.0026 | 0.6058 |

方差分解的结果显示,TU 冲击分别能够解释投资与产出中 7.14%与 4.48%的波动,投资受到的影响略大。此外,CPI、M2 增长率也显著地受到负面影响,对应物价降低、货币政策收紧。基于以上结果,本文总结出经验事实 1。

经验事实 1:贸易不确定性的增加会在当期降低投资增长率,并对产出增长率造成负面影响。

^① DIC(Deviance Information Criterion)是 AIC 准则在贝叶斯估计环境中的拓展,更适用于本文的实证模型。此外,我们也检验了 AIC 与 BIC 准则,定阶结果均为 1 阶。

2. 基于 TVAR 模型的区制讨论

2008 年国际金融危机以来,金融要素扭曲对于实体经济的影响逐渐受到重视。Gilchrist 等(2014)指出,金融摩擦是不确定性抑制实体经济的关键渠道:在金融摩擦增大,即信息不对称所造成的代理问题加重时,企业融资需要为不确定性支付更多风险补偿,投资等支出被动减少,经济活动受到抑制。当不确定性扩展到国际贸易层面时,金融摩擦放大不确定性负面影响的规律是否依旧成立?这是本节以及后文微观实证和理论模型分析所关注的问题。本节通过构建以下形式的门限向量自回归(TVAR)模型,来检验金融摩擦能否作为贸易不确定性影响宏观经济的渠道。

$$\begin{cases} B_{0,1} \vec{y}_t = \vec{k}_1 + B_{1,1} \vec{y}_{t-1} + \dots + B_{p,1} \vec{y}_{t-p} + \vec{u}_{t,1}, \text{var}(\vec{u}_{t,1}) = \Omega_1, \text{ if } LEV_{t-1} \leq y^* \\ B_{0,2} \vec{y}_t = \vec{k}_2 + B_{1,2} \vec{y}_{t-1} + \dots + B_{p,2} \vec{y}_{t-p} + \vec{u}_{t,2}, \text{var}(\vec{u}_{t,2}) = \Omega_2, \text{ if } LEV_{t-1} > y^* \end{cases} \quad (8)$$

其中, y^* 是门限值,其取值由模型估计过程内生决定。模型中的其他参数与式(7)中含义相同,区别在于参数取值取决于变量所处的区制;此外,外生冲击向量 $\vec{u}_{t,1}$ 与 $\vec{u}_{t,2}$ 也是相互独立的。文献中,杠杆率被广泛用作金融摩擦的代理变量(如 Levine 和 Warusawitharana, 2020; Whited 和 Wu, 2006; Kaplan 和 Zingales, 1997),用来反映企业进行外部融资的难度:高杠杆对应高违约风险与可用抵押物减少,从而导致信贷成本提高。当杠杆水平较高时,贸易不确定性对实体经济造成的负面影响是否会因企业的外部融资成本提高而提高,这是本节要研究的问题。此外,考虑到信息可获得性对市场预期造成的影响,我们采用滞后 1 期的 LEV_{t-1} 作为门限变量。

本节的模型估计沿用 DIC 定阶结果,考虑 $p=1$ 的情况;识别策略依旧采用同期外生关系约束,且顺序为 $\vec{y}_t = (TU_t, INV_t, LEV_t, GDP_t, CPI_t, M2)^T$ 。门限值 y^* 作为模型参数,在 RW-MH 算法中估计得出;我们共进行了 15 000 次抽样,并保留最后 5 000 次抽样的结果。

根据图 4 的区制划分结果,样本区间内共有三段时期被划分为高杠杆区制。亚洲金融危机以后,直至 2004 年结束,我国采取积极的财政政策以拉动经济增长,该时期市场杠杆相对较高。此后,我国进入较为平稳的发展阶段,直到 2008 年全球金融危机爆发。2009Q1—2010Q4,为应对金融危机的影响,我国采取“4 万亿”刺激政策,非金融企业部门杠杆率维持在样本区间内的最高水平。2012—2016 年,我国重新回到稳定发展时期,影子银行业务也在这段时间内迅速发展,社会杠杆逐步提升。2016Q1 被划分为高杠杆区制,与当时央行采取“稳健略偏宽松”的货币政策,社会融资规模扩张密切相关。此后,我国货币政策相对收紧,近几年市场杠杆控制在较低水平。

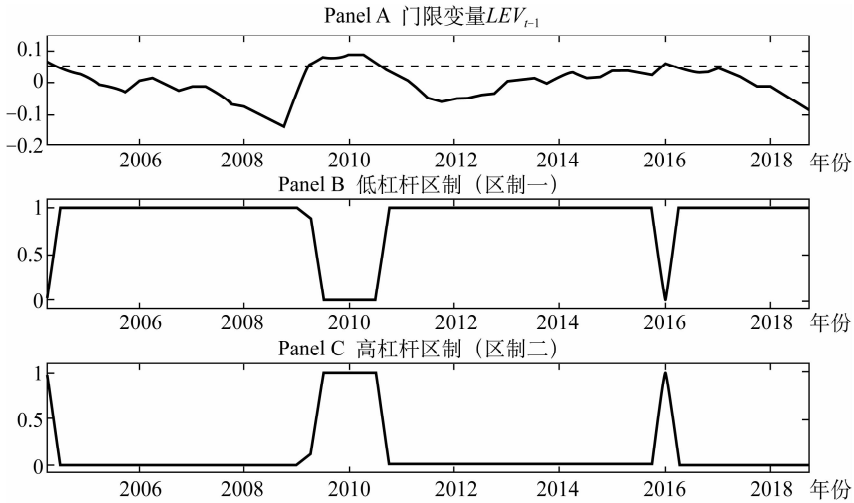


图 4 TVAR 模型门限变量与区制划分概率图

注:Panel A 纵轴为 HP 滤波以后的杠杆率,单位为 1;Panel B 和 Panel C 为区制划分结果,在 Panel B 中,1 代表低杠杆区制,0 代表高杠杆取值,Panel C 与 Panel B 的意义相反。

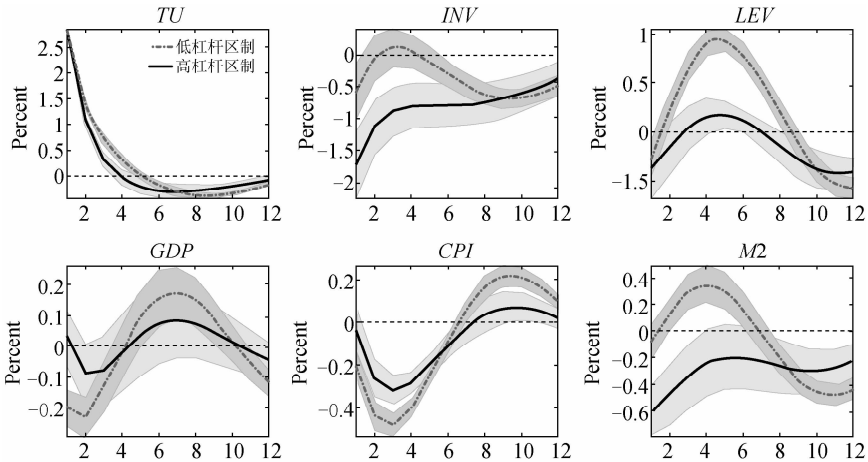


图 5 施加 1 标准差贸易不确定性冲击时分区制脉冲响应图像

注:阴影区域表示 1 标准差置信区间(横轴为冲击发生后的时期,单位为季度;纵轴是响应变量的脉冲响应,单位为百分比)。

图 5 给出了模型变量对 1 标准差贸易不确定性冲击的脉冲响应图像。首先,无论是高杠杆或者低杠杆区制,投资增长率对 TU 正向冲击的响应在显著区间内均为负值。在作用时效上,投资增长率的脉冲响应最低点出现在冲击发生当期,而 GDP 增长率的脉冲响应最低点则延迟 2 个季度。这进一步证实,经验事实 1 在划分区制的情况下,依旧成立。此外,在高杠杆区制,投资增速当期减少 1.6981%,而低杠杆区制则减少 0.5677%左右;两个区制中投资增进前 12 季度分别累计减少 9.7214%与 4.3626%。综上,我们可以总结出经验事实 2。

经验事实 2:金融摩擦越大,贸易不确定性对投资增长率的抑制作用越强。

(二) 微观企业层面的证据

为进一步对宏观经验事实加以微观支持,本节从企业层面检验贸易不确定性对实体经济的影响与作用机制。

1. 模型设计

投资是企业经济决策的直接表现,本文将企业投资作为被解释的实体经济指标。为研究贸易不确定性对企业投资的影响,本文的实证模型首先将不确定性引入基于平均 Q 的投资决定方程中,进而加入其他必要的控制变量。完整的基准模型为:

$$INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TU_{t-1} + \beta_2 TobinQ_{i,t} + \eta Controls_{i,t} + Year_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,企业投资 $INV_{i,t}$ 是企业 i 在 t 期的投资,是本节的核心被解释变量。为避免同期内生的问题,模型解释变量中,贸易不确定性 TU 采用 1 期滞后值, $TobinQ_{i,t}$ 采用平均方式度量, $\epsilon_{i,t}$ 是残差项。控制项包括:滞后 1 期的 GDP 增长率 GDP_{t-1} , 用于控制宏观层面的投资机会;滞后 1 期的非金融企业部门杠杆率 LEV_{t-1} , 用于控制市场总体杠杆水平; EPU_t , 用于控制整体层面的不确定性^①; 滞后 1 期的公司年龄 $Age_{i,t-1}$ 、现金流比率 $CF_{i,t-1}$ 、规模 $SIZE_{i,t-1}$ 与负债率 $DEBT_{i,t-1}$, 用于控制公司层面的投资机会。此外,本文的微观模型均控制了年份与公司层面不可观测的固定效应 ($Year_t$ 与 α_i), 并且对回归标准差进行了企业层面的聚类调整。若检验结果为 β_1 显著为负,则证明在贸易不确定性较高的时期,企业投资受到的抑制作用更强。

此外, $TVAR$ 区制划分结果显示,在非金融企业部门杠杆水平较高时,贸易不确定性对投资的抑制作用更强。为进一步检验金融摩擦能否作为贸易不确定性影响企业投资的渠道,本文构造了引入交叉项的回归模型:

$$INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TU_{t-1} + \gamma_1 TU_{t-1} \times FF_{i,t-1} + \gamma_2 FF_{i,t-1} + \beta_2 TobinQ_{i,t} + \eta Controls_{i,t} + Year_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $FF_{i,t-1}$ 为企业面临的金融摩擦的代理变量。根据 Bernanke 等(1999)的理论,金融摩擦弹性系数反映了实际融资成本与企业资本结构之间的关系,相似地,本文用企业融资支出占负债总额的比例来测度企业层面的金融摩擦程度。如果金融摩擦渠道成立,则 $FF_{i,t-1}$ 为与 TU_{t-1} 交叉项的系数 γ_1 应显著为负。

^① 由于 EPU 指数在 2016 年以后陡增,本文对该序列进行一阶差分处理。

2. 经验研究结果

本节用到的企业层面变量及描述性统计如表 3 所示。

表 3 企业层面变量及描述性统计

| 变量 | 构造方法 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|---------------|------------------------------|---------|---------|--------|---------|---------|
| <i>INV</i> | 购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/资产总计 | 0.0134 | 0.0068 | 0.0185 | 0.1046 | -0.0035 |
| <i>TobinQ</i> | 总市值/资产总计 | 2.0506 | 1.5461 | 1.5336 | 12.7767 | 0.9255 |
| <i>FF</i> | 分配股利利润或偿付利息支付的现金/负债合计 | 0.0368 | 0.0212 | 0.0541 | 0.3642 | 0.0000 |
| <i>Age</i> | 样本所在“年-季度”-企业成立“年-季度” | 15.9058 | 16.0000 | 6.1521 | 68.0000 | 1.0000 |
| <i>DEBT</i> | 负债合计/资产总计 | 0.5217 | 0.5224 | 0.2268 | 1.6957 | 0.0727 |
| <i>CF</i> | 经营活动产生的现金流量净额/资产总计 | 0.0114 | 0.0103 | 0.0424 | 0.1525 | -0.1232 |
| <i>SIZE</i> | Log(资产总计) | 22.0456 | 21.9275 | 1.3387 | 25.7371 | 19.0321 |

注：本文企业层面数据来自 CSMAR 数据库，数据区间为 2004Q1—2018Q4，所用样本已经剔除金融行业企业以及样本区间内财务数据缺失严重的企业。为减少异常值的影响，本文对所有企业层面的变量进行双边 1% 缩尾处理。*INV* 的计算为当期投资额与上期期末资产总计的比值；其他比值类变量均为同期数据。

表 4 的结果显示，无论是否加入控制变量，贸易不确定性均与企业投资率 *INV* 呈显著的负向关系。从定理角度，本文所估计的 *TU* 序列，*TU* 序列最高与最低取值分别是 0.3429 与 0.0949（如图 1 所示），以第（2）列为例，如果控制其他变量不变，那么企业投资在两个不确定性极端处相差 0.54%，而变量 *INV* 在全样本的中位数仅为 0.68%，因此，贸易不确定性与投资的关系具有显著的经济意义。回归结果显示，贸易不确定性对投资的负面影响显著，但是幅度较小。因此，表 4 的结果进一步支持了经验事实 1。

表 4 基准模型回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 2004—2018 | 2004—2018 | 2014—2018 | Trade Ind |
| TU_{t-1} | -0.0254 *** (-12.13) | -0.0216 *** (-9.53) | -0.0169 *** (-3.63) | -0.0244 *** (-4.91) |
| $TobinQ_{i,t}$ | 0.0002 (1.36) | 0.0000 (0.22) | -0.0008 *** (-4.23) | 0.0006 ** (2.51) |
| GDP_{t-1} | | -0.0134 (-1.44) | -0.9131 *** (-8.87) | -0.0357 (-1.58) |

(续表)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 2004—2018 | 2004—2018 | 2014—2018 | Trade Ind |
| $Age_{i,t-1}$ | | 0.0033*** (18.34) | 0.0015*** (6.23) | 0.0036*** (8.59) |
| EPU_t | | -0.0001* (-1.84) | -0.0005*** (-6.60) | 0.0002 (1.05) |
| $DEBT_{i,t-1}$ | | -0.0099*** (-9.92) | -0.0071*** (-4.04) | -0.0132*** (-6.39) |
| LEV_{t-1} | | -0.0082*** (-3.53) | -0.0536*** (-9.36) | -0.0015 (-0.30) |
| $CF_{i,t-1}$ | | 0.0011 (0.63) | -0.0006 (-0.29) | 0.0034 (0.66) |
| $SIZE_{i,t-1}$ | | -0.0008*** (-2.99) | -0.0024*** (-4.70) | -0.0008 (-1.23) |
| $_cons$ | 0.0247*** (35.62) | 0.0186*** (3.12) | 0.1138*** (7.27) | 0.0230 (1.56) |
| N | 68 006 | 66 736 | 22 863 | 13 364 |
| adj. R^2 | 0.035 | 0.048 | 0.031 | 0.053 |
| $Firm FE$ | Y | Y | Y | Y |
| $Year FE$ | Y | Y | Y | Y |
| $Firm Cluster$ | Y | Y | Y | Y |

注:本文中括号内为 t 值, * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ (下同)。第(1)列是全样本(2004—2018年)只考虑核心解释变量 TU 与 $TobinQ$, 不加控制项的回归结果;第(2)列是全样本(2004—2018年)加控制项的完整模型回归结果;第(3)列是2014—2018年的子样本回归结果;第(4)列是贸易行业的回归结果。

在验证贸易不确定性与企业投资的负向关系以后,本文进一步从融资成本角度,检验贸易不确定性影响企业投资的渠道(见表5)。本节根据非金融企业部门杠杆率是否高于0.75分位点,将样本分为高杠杆区制与低杠杆区制。第(1)列为基于全样本对金融摩擦渠道的检验,第(2)、第(3)、第(4)列分别是高杠杆区制、低杠杆区制与2014—2018年的子样本回归结果。首先,对于全样本来说, $TU_{t-1} \times FF_{i,t-1}$ 交叉项的系数显著为负,即对于面临的金融摩擦较大的企业,贸易不确定性的负面影响程度更高。此外,在高杠杆区制,贸易不确定性与金融摩擦交叉项的系数绝对值大幅增加;而在低杠杆区制,这一交叉项系数不再显著。因此,金融摩擦渠道的作用存在非线性,在市场杠杆较高的时期,这一渠道的作用会更加明显。

对于杠杆水平较低的 2014—2018 年子样本,金融摩擦交叉项的系数则不再显著,且贸易不确定性的系数在引入交叉项以后,依旧较小。因此,虽然近年来中美贸易争端引起了社会的广泛关注,但是本文的研究结果表明,在控制市场杠杆在较低水平的情况下,贸易不确定性对企业投资的负面影响程度是有限的。表 5 从微观企业融资成本的角度,进一步检验了经验事实 2,即金融摩擦对贸易不确定性负面影响的放大作用。

表 5 金融摩擦渠道检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 2004—2018 年 | 高杠杆区制 <i>High Regime</i> | 低杠杆区制 <i>Low Regime</i> | 2014—2018 年 | <i>Trade Ind</i> |
| $TU_{i,t-1}$ | -0.0194*** (-7.98) | -0.0167*** (-2.72) | -0.0227*** (-6.48) | -0.0196*** (-3.83) | -0.0186*** (-3.55) |
| $TU_{i,t-1} \times FF_{i,t-1}$ | -0.0615** (-2.23) | -0.2688*** (-3.65) | -0.0180 (-0.55) | 0.1053* (1.70) | -0.1072** (-2.44) |
| $FF_{i,t-1}$ | 0.0115** (2.42) | 0.0493*** (3.52) | 0.0018 (0.33) | -0.0150 (-1.60) | 0.0217*** (2.79) |
| $TobinQ_{i,t}$ | 0.0000 (0.10) | 0.0000 (0.26) | 0.0001 (0.44) | -0.0008*** (-4.23) | 0.0006** (2.45) |
| $GDP_{i,t-1}$ | -0.0134 (-1.44) | 0.0898*** (2.78) | -0.0511*** (-3.83) | -0.8891*** (-8.58) | -0.0365 (-1.61) |
| $Age_{i,t-1}$ | 0.0033*** (18.20) | 0.0026*** (6.11) | 0.0031*** (15.90) | 0.0015*** (6.30) | 0.0036*** (8.46) |
| $EPU_{i,t-1}$ | -0.0001** (-2.01) | -0.0013*** (-5.60) | -0.0000 (-0.33) | -0.0005*** (-6.78) | 0.0001 (0.93) |
| $DEBT_{i,t-1}$ | -0.0101*** (-9.88) | -0.0086*** (-5.07) | -0.0108*** (-10.24) | -0.0072*** (-4.09) | -0.0130*** (-6.59) |
| LEV_t | -0.0085*** (-3.51) | -0.1041*** (-4.68) | -0.0183*** (-5.11) | -0.0537*** (-8.81) | -0.0011 (-0.21) |
| $CF_{i,t-1}$ | 0.0013 (0.75) | -0.0053 (-1.55) | 0.0016 (0.84) | -0.0008 (-0.39) | 0.0030 (0.59) |
| $SIZE_{i,t-1}$ | -0.0008*** (-2.93) | -0.0010** (-2.05) | -0.0007** (-2.41) | -0.0024*** (-4.72) | -0.0008 (-1.21) |
| \underline{cons} | 0.0183*** (3.04) | 0.0198* (1.89) | 0.0169** (2.57) | 0.1128*** (7.23) | 0.0217 (1.46) |

(续表)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------------|-------------|-----------------------------|----------------------------|-------------|------------------|
| | 2004—2018 年 | 高杠杆区制 <i>High Regime</i> | 低杠杆区制 <i>Low Regime</i> | 2014—2018 年 | <i>Trade Ind</i> |
| <i>N</i> | 66 089 | 15 967 | 50 122 | 22 581 | 13 233 |
| <i>adj. R</i> ² | 0.049 | 0.077 | 0.043 | 0.031 | 0.054 |
| <i>Firm FE</i> | Y | Y | Y | Y | Y |
| <i>Year FE</i> | Y | Y | Y | Y | Y |
| <i>Firm Cluster</i> | Y | Y | Y | Y | Y |

注:第(1)列是全样本(2004—2018年)的回归结果;第(2)列与第(3)列分别是高杠杆区制与低杠杆区制的回归结果;第(4)列是2014—2018年的子样本回归结果;第(5)列是贸易行业的回归结果。

此外,为进一步检验贸易不确定性在国际贸易中的特殊作用,本文针对行业在国际贸易中的重要性进行分样本检验。基于2005年以来海关总署公布的贸易指数(价值指数)平均值,本文提取进、出口排名前10的行业大类并集,将这些行业的样本作为国际贸易中的主导行业样本并进行子样本回归,结果如表4第(4)列以及表5第(5)列所示。可以看到,对于国际贸易的主导行业,贸易不确定性与企业投资的负向关系以及金融摩擦与贸易不确定性交叉项的系数绝对值均高于全样本回归结果。这一结果表明,在贸易规模较大的行业,贸易不确定性对企业投资的抑制作用更强,金融摩擦的渠道作用也更为强烈。

四、理论模型

为了进一步从理论角度检验前文实证部分的两个经验事实,本节在新凯恩斯DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium)框架下,考虑国家之间的商品贸易与资本流动,构造小型开放宏观经济模型(Gali和Monacelli, 2005; Gertler等, 2007)并且在模型中引入与实证部分一致的贸易不确定性定义,研究贸易不确定性冲击如何影响国内实体经济。此外,本文将金融加速器机制引入模型中,分析金融摩擦对不确定性冲击脉冲响应的放大作用。

(一) 国内家庭部门

假设市场中存在连续分布且寿命无限的家庭 $l \in (0, 1)$,提供异质性劳动供给 $N_l(l)$ 。在开放经济中,家庭消费的商品由国内商品 C_t^H 与国外商品 C_t^F 进行CES(效用函数)加总构成,替代弹性等于 ρ_c 。加总消费 C_t 满足:

$$C_t = [(\gamma_c)^{\frac{1}{\rho_c}} (C_t^H)^{\frac{\rho_c-1}{\rho_c}} + (1-\gamma_c)^{\frac{1}{\rho_c}} (C_t^F)^{\frac{\rho_c-1}{\rho_c}}]^{\frac{\rho_c}{\rho_c-1}} \quad (11)$$

其中, γ_c 为国内商品在总消费中占据的份额, 衡量国内家庭对国内商品的偏好程度。记两类商品价格分别为 P_t^H 与 P_t^F , 则国内居民消费价格指数 P_t (CPI) 满足:

$$P_t = [(\gamma_c) (P_t^H)^{1-\rho_c} + (1-\gamma_c) (P_t^F)^{1-\rho_c}]^{\frac{1}{1-\rho_c}} \quad (12)$$

家庭通过分配国内、国外商品的消费比例来最大化总消费, 一阶条件为:

$$\frac{C_t^H}{C_t^F} = \frac{\gamma_c}{1-\gamma_c} \left(\frac{P_t^H}{P_t^F} \right)^{-\rho_c} \quad (13)$$

此外, 对于带来同样效用的消费品, 国外商品相对国内商品存在进口价格溢价 ϑ_t , 该溢价由家庭对国内外商品的消费分配以及市场出清条件内生决定。同时, 国内外商品价格差额也面临溢价冲击 $\epsilon_{\vartheta, t}$:

$$\frac{P_t^F}{P_t^H} = \vartheta \times \exp(\epsilon_{\vartheta, t})$$

由于本模型采用数量型货币政策, 我们将实际货币持有 $m_t = M_t/P_t$ 引入效用函数; 此外, 考虑到劳动与消费在效用函数中的不可分割性, 我们设家庭部门的目标为:

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{[(C_t)^{1-\kappa} (1-N_t(L))^{\kappa}]^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \omega \frac{\left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\zeta} - 1}{1-\zeta} \right) \right] \quad (14)$$

其中, σ 与 ζ 分别为劳动消费组合与货币持有的相对风险厌恶系数; κ 为劳动效用弹性系数; ω 为衡量货币持有在效用函数中的权重。在 $t-1$ 期, 家庭购买国内债券 B_{t-1} 与国外债券 B_{t-1}^* , 并于 t 期到期, 名义利率分别为 R_{t-1} 与 R_{t-1}^* ; 此外, 家庭在 t 期收到来自厂商的工资支付 $W_t(L)N_t(L)$ 以及来自零售商的股利 Ω_t , 并向政府缴纳税款 T_t 、购买下一期债券 B_t, B_t^* , 剩余资金 M_t 作为现金持有。记外币对本币汇率为 x_t , 家庭面临的预算约束为:

$$P_t C_t + M_t + B_t + x_t B_t^* \leq W_t(L)N_t(L) + R_{t-1} B_{t-1} + R_{t-1}^* x_{t-1} B_{t-1}^* + M_{t-1} + T_t + \Omega_t \quad (15)$$

在式(15)的约束下, 家庭部门通过决定每一期的消费、劳动、货币以及债券持有来最大化长期贴现效用总和式(14)。假设劳动供给服从均匀分布, 我们在下文中将

指标 l 略去,不会影响结果。记拉格朗日乘子为 λ_t 、通货膨胀率为 π_t ,则消费、劳动、货币、国内债券与国外债券的一阶条件分别为:

$$\lambda_t = (1 - \kappa)(C_t)^{(\sigma-1)(\kappa-1)-1} (1 - N_t)^{\kappa(1-\sigma)} \quad (16)$$

$$\frac{1 - \kappa}{C_t} \frac{W_t}{P_t} = \frac{\kappa}{1 - N_t} \quad (17)$$

$$\omega m_t^{-\xi} = \lambda_t - \beta E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad (18)$$

$$\frac{\lambda_t}{R_t} = \beta E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad (19)$$

$$\lambda_{t-1} x_{t-1} = \frac{\beta R_{t-1}^*}{\pi_t} \lambda_t x_t \quad (20)$$

(二) 国外家庭部门

通过国外家庭部门对国内出口商品的消费,我们将贸易不确定性引入模型。在小型开放经济模型中,国外名义利率 R_t^* 、实际产出 Y_t^* 与物价水平 P_t^* 均为外生给定,且其对数服从 $AR(1)$ 过程。假设国内对出口商品的供给完全弹性,在没有贸易冲击的情况下,国外对国内商品的需求即为出口贸易方程:

$$C_t^{H^*} = \left[\left(\frac{P_t^{H^*}}{P_t^*} \right)^{-\rho_F} Y_t^* \right]^{\nu_F} (C_{t-1}^{H^*})^{1-\nu_F} \quad (21)$$

其中, $(C_{t-1}^{H^*})^{1-\nu_F}$ 为刻画国外家庭对出口商品的惯性偏好; $P_t^{H^*}$ 为出口商品以外币度量的价格; ρ_F 为国外家庭对出口商品价格的敏感程度。假设国内出口国外的商品与国内家庭消费的本国商品是同质的,根据一价定律(the law of one price)有:

$$P_t^H = x_t P_t^{H^*} \quad (22)$$

贸易不确定性的定义假设在 t 时期,由于国际政治、经济环境的波动,国外对出口商品的需求结构发生变化,或者国内采取调整关税、改变出口供应量等措施,均会对出口贸易带来冲击,记为 $\epsilon_{e,t}$ 。参考 Fernández-Villaverde 等(2015)的研究,我们通过随机波动率模型,将不确定性引入出口贸易方程中。实际发生的出口贸易为:

$$C_t^{H^*} = \left[\left(\frac{P_t^{H^*}}{P_t^*} \right)^{-\rho_F} Y_t^* \right]^{\nu_F} (C_{t-1}^{H^*})^{1-\nu_F} \times \exp(e^{\sigma_{\epsilon,t}} \epsilon_{e,t}) \quad (23)$$

$$\sigma_{u,t} = (1 - \rho_\sigma)\bar{\sigma} + \rho_\sigma\sigma_{u,t-1} + \eta_u\epsilon_{u,t} \quad (24)$$

根据公式(5)对不确定性的推导, $U_t^{EXP} = e^{\rho_\sigma\sigma_{u,t}}$ 可以衡量不确定性水平,有:

$$\log(U_t^{EXP}) = \rho_\sigma(1 - \rho_\sigma)\bar{\sigma} + \rho_\sigma\log(U_{t-1}^{EXP}) + \rho_\sigma\eta_u\epsilon_{u,t} \quad (25)$$

因此,贸易不确定性 U_t^{EXP} 的对数也服从 $AR(1)$ 过程, $\epsilon_{u,t}$ 即为模型中的不确定性冲击。

(三) 国内生产部门

本国生产部门由企业家、资本品生产商与零售商构成,分别发挥生产产品、生产资本品与粘性价格定价的作用。

1. 企业家

企业家 $j \in (0, 1)$ 作为公司的管理者,通过购买资本和劳动力来管理公司生产,提供异质性产出 $Y(j)$ ①,是社会产出的来源。假设经济系统中的代表性企业家是风险中性的,且目标是最大化未来产出的贴现总和。假定企业家存活概率为 v ,对期望寿命为 $\frac{1}{1-v}$ 。这一假设保证了公司净资产无法满足资本需求,公司需要向金融中介(银行)融资从而产生杠杆,这是引入金融加速器机制的前提。

根据企业利润最大化的一阶条件,外部融资需求方程满足边际成本 $E_t f_{t+1}$ 等于边际收益,即:

$$E_t f_{t+1} = E_t \left[\frac{z_{t+1} + (1 - \delta)q_{t+1}}{q_t} \right] \quad (26)$$

公式(26)中, δ 为资本折旧率; z_{t+1} 与 q_{t+1} 分别为单位资本的边际生产力与价格。等号右边的经济学含义是:当期支付 q_t 购买 1 单位资本,下期的收益包括边际产出 z_{t+1} 与扣除折旧后的可出售资本价格 $(1 - \delta)q_{t+1}$ 。

由于借贷双方的信息不对称,在公司金融合同理论中,一般假设金融中介对融资方财务状况的核验是有成本的(costly state verification),这也是金融摩擦产生的根本原因。因此,在签订借贷合同时,公司需要支付外部融资溢价,函数形式记为 $S(\cdot)$ 。该溢价表现为外部融资成本与实际利率 R_t/π_{t+1} 之间的差异,且随公司杠杆的增大而增大:

① 企业家决策问题与 j 无关,因此,在这一部分推导中,将 j 省略。

$$E_t f_{t+1} = E_t \left[S \left(\frac{n_{t+1}}{q_t K_{t+1}} \right) \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right] \quad (27)$$

其中, K_t, n_t 分别代表资本存量和净资产; $\frac{n_{t+1}}{q_t K_{t+1}}$ 为公司杠杆的倒数, 且满足 $S'(\cdot) < 0$ 与 $S(1) = 1$ 。外部融资溢价通过影响企业的借贷成本, 进而影响企业融资与生产决策, 触发金融加速器机制。如果假设 $S(\cdot)$ 为幂函数, 对式(27)取对数, 可以得到:

$$\hat{f}_{t+1} = \hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} + \psi(\hat{q}_t + \hat{k}_{t+1} - \hat{n}_{t+1}) \quad (28)$$

本文用 $\hat{\cdot}$ 代表取对数以后的变量, 其边际变动近似等于原变量变动的百分比。参考需求价格弹性的定义方式, 本文称 ψ 为溢价杠杆弹性, 是金融加速器中的核心参数, 本文也称之为金融摩擦弹性系数。关于公司净资产 n_t 的决定, 假定公司每期以 v 的概率存活下来; 若公司破产, 则剩余价值全部分配给企业家(企业家名义价值为 W_t^e):

$$n_{t+1} = v [f_t q_{t-1} K_t - E_{t-1} f_t (q_{t-1} K_t - n_t)] + \frac{W_t^e}{P_t} \quad (29)$$

以上是对企业家模型中金融加速器机制的推导。此外, 假设公司生产过程服从规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数, 并且按照 $\theta_N : (1 - \theta_N)$ 的比例将工资分配给家庭劳动力与企业家。从而得出资本和劳动的需求方程以及企业生产方程:

$$z_t = \alpha \xi_t \frac{Y_t}{K_t} \quad (30)$$

$$\frac{W_t}{P_t} = (1 - \alpha) \xi_t \theta_N \frac{Y_t}{N_t} \quad (31)$$

$$\frac{W_t^e}{P_t} = (1 - \alpha)(1 - \theta_N) \xi_t Y_t \quad (32)$$

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}, \alpha \in (0, 1) \quad (33)$$

$$\log A_t = (1 - \rho_A) \log(A) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \sigma_{A \epsilon_{A_t}} \quad (34)$$

其中, $\xi_t > 0$ 为拉格朗日乘子, 经济含义是生产过程中的实际边际成本; α 为资本产出弹性系数, A_t 为全要素生产率, 其对数服从 AR(1) 过程。

2. 资本品生产商

资本品生产商的作用为修复折旧资本品并生产新的资本。他们以价格 P_t^I 购买总投资 I_t , 按照资本品生产函数 $\Phi \left(\frac{I_t - \delta K_t}{K_t} \right) K_t$ (或投资效率) 生产资本品作为企业

家的生产资料,并以价格 q_t 出售给下一期资本品生产商。 $\Phi(\cdot)$ 满足边际生产力递减: $\Phi'(\cdot) > 0, \Phi''(\cdot) < 0$ 。此外,我们引入动态资本调整成本方程,每一期的投资 I_t ,

需要支付 $\frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 I_t$ 。资本品生产商通过确定每一期的投资数额,来最大化未来投资总收益,资本积累方程与投资收益最大化方程分别为:

$$K_{t+1} = K_t + \Phi \left(\frac{I_t - \delta K_t}{K_t} \right) K_t \quad (35)$$

$$\max_{I_t} E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{u'(C_{t+s})}{u'(C_t)} \left(q_t \Phi \left(\frac{I_t - \delta K_t}{K_t} \right) K_t - \frac{P_t^I}{P_t} I_t - \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 I_t \right) \right] \quad (36)$$

其中, $\beta^s \frac{u'(C_{t+s})}{u'(C_t)}$ 是未来 s 期相对 t 期的随机折现因子。最优投资水平满足方程

(36)的一阶条件,即资本品供给方程:

$$E_t \left[q_t \Phi' \left(\frac{I_t - \delta K_t}{K_t} \right) - \frac{P_t^I}{P_t} - \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 - \chi I_t \frac{\left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)}{I_{t-1}} + \frac{\beta \lambda_{t+1}}{\lambda_t} \chi I_{t+1} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} - 1 \right) \frac{I_{t+1}}{I_t^2} \right] = 0 \quad (37)$$

此外,在开放经济系统中,总投资来自国内投资与国外投资两种渠道,服从不变替代弹性 ρ_i 且国内投资份额为 γ_i ,等价总投资、投资品价格与国内外投资分配方程分别为:

$$I_t = [(\gamma_i)^{\frac{1}{\rho_i}} (I_t^H)^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}} + (1-\gamma_i)^{\frac{1}{\rho_i}} (I_t^F)^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}}]^{\frac{\rho_i}{\rho_i-1}} \quad (38)$$

$$P_t^I = [(\gamma_i) (P_t^H)^{1-\rho_i} + (1-\gamma_i) (P_t^F)^{1-\rho_i}]^{\frac{1}{1-\rho_i}} \quad (39)$$

$$\frac{I_t^H}{I_t^F} = \frac{\gamma_i}{1-\gamma_i} \left(\frac{P_t^H}{P_t^F} \right)^{-\rho_i} \quad (40)$$

3. 零售商

通过零售商,我们在系统中引入粘性定价机制。按照生产边际成本,零售商从企业家 j 手中购买异质性产品,并向公众销售,形成垄断竞争市场。我们用 Dixit-

Stiglitz 模型来刻画产品市场的垄断竞争:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\epsilon_p-1}{\epsilon_p}} dj \right)^{\frac{\epsilon_p}{\epsilon_p-1}} \quad (41)$$

其中, ϵ_p 为异质性产品供给之间的替代弹性。此外,我们用 $Y_t(j)$ 、 $P_t(j)$ 表示市场上的异质性产品数量与价格水平。我们根据零售商净利润最大化的一阶条件,将产品与价格的市场总量与企业家个人联系起来,得到每一个厂商所面临的劳动需求曲线,即公式(42):

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\epsilon_p} Y_t \quad (42)$$

关于企业家的定价决策,我们参考 Calvo(1983)提出的定价规则来引入价格粘性。假设产品市场中厂商以 ϕ_p 的概率维持原来的价格水平, $1 - \phi_p$ 的概率可以自由调整。厂商 j 的定价问题可以写为:

$$\max_{P_t(j)} E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \frac{u'(C_{t+s})}{u'(C_t)} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+s}} \right)^{-\epsilon_p} Y_{t+s} - \xi_{t+s} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+s}} \right)^{-\epsilon_p} Y_{t+s} \right] \quad (43)$$

将方程(43)直接对价格求导,可以得到企业最优定价的一阶条件:

$$P_t^\#(j) = \frac{\epsilon_p}{\epsilon_p - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s u'(C_{t+s}) \xi_{t+s} P_{t+s}^{\epsilon_p} Y_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s u'(C_{t+s}) P_{t+s}^{\epsilon_p-1} Y_{t+s}} \quad (44)$$

我们将满足一阶条件的定价规则 $P_t^\#$ 称为重置价格(reset price),参考通货膨胀定义将价格变动比例记为 $\pi_t^\#$ 。对一阶条件中的求和项算子用 $H_{1,t}$ 、 $H_{2,t}$ 替代并写为迭代形式,并考虑到只有 ϕ_p 比例的厂商可以调整为最优价格,我们得到粘性定价的四个方程:

$$\pi_t^\# = \frac{\epsilon_p}{\epsilon_p - 1} \pi_t \frac{H_{1,t}}{H_{2,t}} \quad (45)$$

$$H_{1,t} = \lambda_t Y_t \xi_t + \beta \phi_p E_t [\pi_{t+1}^{\epsilon_p} H_{1,t+1}] \quad (46)$$

$$H_{2,t} = \lambda_t Y_t + \beta \phi_p E_t [(\pi_{t+1})^{\epsilon_p-1} H_{2,t+1}] \quad (47)$$

$$\pi_t^{1-\epsilon_p} = (1 - \phi_p) \pi_t^{\#, 1-\epsilon_p} + \phi_p \quad (48)$$

(四) 国内政府部门

我国政府部门对经济的参与主要通过货币政策与财政政策进行。由于目前中国货币市场发展并不完善,实际市场并不能对利率作出有效的反应,为了将中国的货币政策与市场建立直接联系,参考 Chen 等(2018)的设定,本文引入数量型货币政策,作为央行逆周期调节的工具。记名义货币增长率为 $gm_t = \pi_t \frac{m_t}{m_{t-1}}$, 货币政策规则为:

$$\frac{gm_t}{gm} = \left(\frac{gm_{t-1}}{gm} \right)^{\rho_{gm}} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right)^{\rho_y} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} \right)^{\rho_\pi} e^{\epsilon_{mp,t}} \quad (49)$$

其中, $\epsilon_{mp,t}$ 被识别为 t 时刻无法通过过去信息预期的货币增长,即货币政策冲击。此外,关于财政政策,我们假设政府的财政支出 G_t 占总产出的比例 γ_{gt} 服从 AR(1)过程,且稳态下财政收支平衡意味着 $G_t = T_t$ 。

$$G_t = \gamma_{gt} Y_t \quad (50)$$

(五) 市场出清

本文模型市场的出清条件为:

$$Y_t = C_t^H + C_t^{H*} + I_t^H + G_t \quad (51)$$

(六) 模型均衡

根据模型设定,在给出贸易水平冲击与不确定性冲击、进口商品溢价冲击、政府货币政策冲击与财政政策冲击,以及国外名义利率、实际产出与物价水平冲击以后,我们的模型均衡包括分配序列 $\{C_t^H, C_t^F, N_t, Y_t, n_t, k_t, I_t^H, I_t^F\}$ 与价格序列 $\{W_t, R_t, q_t, P_t^H, P_t^F\}$ 。其中,分配序列用于求解国内家庭、国内企业家、国内资本品生产商、国内零售商的最优决策;价格序列保证资源约束与市场出清条件满足。

五、参数校准与经济系统模拟

为了最大化本文模型刻画现实经济的能力,本文通过校准和估计两种方式来确定模型结构参数。我们对标准化模型中的参数进行校准,并通过匹配 IRF,对在本文中首次引入的贸易不确定性参数进行估计。

(一) 参数校准

模型中校准的参数包括结构参数以及内生变量稳态取值两类,部分参数需要校准,其他参数可以由校准结果导出。参考梅冬州和龚六堂(2011)的研究,我们将季度主观效用贴现因子设置为 0.99,季度折旧率为 0.025。设全要素生产率与资产价格的稳态取值为 1,TFP 的跨期自回归系数设为 0.95。参考王博等(2019)的研究,我们将资本产出弹性以及稳态劳动供给分别设置为 0.5 与 0.33。此外,我们将价格粘性设为 0.75,含义是每四个季度调整一次,零售商产品供给的替代弹性等于 10。参考 Gertler 等(2007)的研究,我们设 GHH 效用函数中,劳动消费组合的相对风险厌恶系数为 5,即家庭的劳动消费相对实际利率的变动敏感程度较低;同时,假设企业工资分配中,家庭收入占比 80%,剩余工资构成企业家价值。此外,我们假设家庭的实际货币持有的变动更加敏感,因此,设置 ζ 为 2,并且将实际货币持有的偏好参数 ω 设置为 0.5。设消费与投资的跨期替代弹性均等于 0.75,国内商品与国内投资所占比重分别为 0.9 与 0.7。

表 6 重要参数校准结果

| 参数 | 含义 | 校准值 | 参数 | 含义 | 校准值 |
|-------------|---------------|--------|--------------|-----------------|------|
| ρ_{gm} | 货币政策一阶自相关系数 | 0.6 | φ_p | 价格粘性 | 0.75 |
| ρ_y | 货币增长对产出缺口反应系数 | -0.3 | ϵ_p | 零售商替代弹性 | 10 |
| ρ_π | 货币增长对通胀缺口反应系数 | -0.6 | σ | 劳动消费组合的相对风险厌恶系数 | 5 |
| α | 资本产出弹性 | 0.5 | ρ_c | 消费跨期替代弹性 | 0.75 |
| ζ | 货币持有相对风险厌恶系数 | 2 | ρ_i | 投资跨期替代弹性 | 0.75 |
| v | 企业存活概率 | 0.973 | γ_c | 国内商品消费占比 | 0.9 |
| χ | 投资调整成本 | 0.5882 | γ_i | 国内投资占比 | 0.7 |
| ψ | 金融摩擦系数 | 0.1 | N | 稳态劳动供给 | 0.33 |
| β | 季度主观效用贴现因子 | 0.99 | θ_N | 家庭劳动收入占工资分配比重 | 0.8 |
| γ_g | 稳态财政支出比例 | 0.22 | C^{H^*}/Y | 出口占 GDP 比重 | 0.19 |

根据国家统计局公布的数据,我国近 20(1999—2018 年)年的财政支出占 GDP 比重在 18%左右,考虑到近几年财政支出的增长趋势,我们将这个比例 γ_g 校准为 22%。近 5(2014—2018 年)年,我国出口占 GDP 比重平均为 19.67%,本文将国外家庭消费占总产出比例校准为 0.19。关于货币政策方程,参考 Chen 等(2018)的估计方法与我们对样本区间内数据的 OLS 估计,设定 ρ_{gm} 、 ρ_y 与 ρ_π 分别取值 0.6、

-0.3 与 -0.6。其中, ρ_y 与 ρ_π 反映了货币政策逆周期调节产出与通货膨胀的特点。关于金融加速器相关的参数校准, 根据 Christensen 和 Dib(2008) 估计的结果, 我们将企业生存概率校准为 0.973, 在基准模型中设投资调整成本的系数 χ 设为 0.5882, 溢价杠杆弹性 ψ 为 0.3, 并且会对 $\{\chi, \psi\}$ 这两个重要参数进行敏感性分析。

(二) 匹配脉冲响应函数 IRF

目前尚没有文献测度进、出口数据的随机波动率, 且不确定性参数难以直接基于经济数据校准。本文的取值策略为: 不确定性冲击标准差 η_u 只对冲击的脉冲响应幅度产生影响, 本文直接沿用表 1 的估计结果, 且由于模型中的不确定性冲击作用在出口上, 因此, η_u 取值为 0.4255。

此外, 为提高模型在数量上刻画现实的能力, 参考 Basu 和 Bundick(2017) 的研究, 本文通过匹配脉冲响应函数, 确定均值 $\bar{\sigma}$ 与一阶自相关系数 ρ_σ 的取值。参考 Hall 等(2012) 给出的 IRF (impulse response function matching estimator, 简称 IRFME) 匹配估计量:

$$IRFME = \min_{\bar{\sigma}, \rho_\sigma} [\hat{\gamma}_T - g_T(\bar{\sigma}, \rho_\sigma)]' \hat{\Omega} [\hat{\gamma}_T - g_T(\bar{\sigma}, \rho_\sigma)] \quad (52)$$

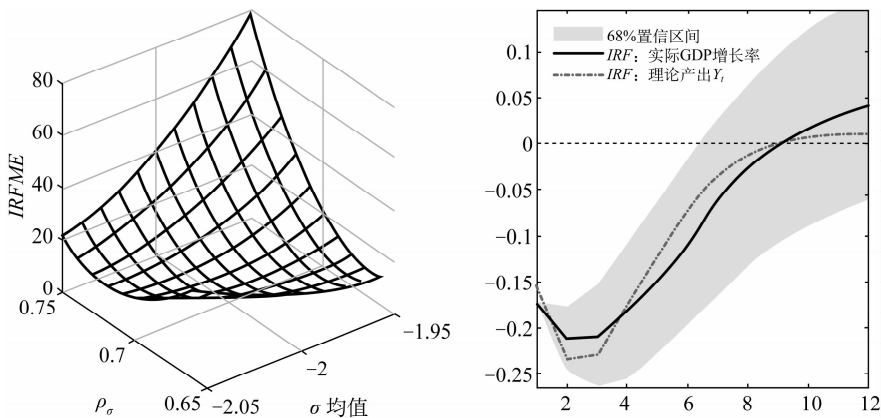


图 6 基于产出的 IRF 匹配估计量与匹配结果

注: 左图三个坐标轴含义如图所示, 分别为 ρ_σ 、 $\bar{\sigma}$ 均值和 IRFME, 单位均为 1。右图横轴为冲击发生后的时期, 单位为季度; 纵轴是响应变量的脉冲响应, 单位为百分比。

其中, $g_T(\bar{\sigma}, \rho_\sigma)$ 为给定参数集 $\{\bar{\sigma}, \rho_\sigma\}$ 的情况下, 模型模拟出的 $1-T$ 期 IRF 序列; $\hat{\gamma}_T, \hat{\Omega}$ 为基于实证模型估计出的 IRF 序列与权重矩阵, 一般来说, $\hat{\Omega}$ 取 T 期内每一期 IRF 方差的倒数。本文选择模型中的产出变量 Y_t 与实际数据中的 GDP 增长率作为 IRF 匹配对象。基于网格算法, 本文逐步缩小参数的选择空间, 在 0.01 精度上求得最优解为: $\bar{\sigma} = -1.96, \rho_\sigma = 0.67$, 对应 $IRFME = 10.7908$ 。匹配以后

的产出 *IRF* 与实际数据对比如图 6 右侧所示,可以看到,基于匹配参数的模拟值除当期略有偏离,其余结果均位于实际数据 68% 置信区间内,可以较为准确地模拟不确定性冲击对产出的影响。

(三) 模型模拟

基于参数校准与估计的结果,本文对上述小型开放经济系统进行数值模拟。参考 Fernández-Villaverde 等(2011)的研究,在模型求解过程中,如果对系统进行一阶展开,由于代表性主体的经济决策遵循确定性等价原则,不确定性冲击不会对系统产生影响;在二阶展开的情况下,不确定性冲击必须与 $\epsilon_{e,t}$ 共同作用才能产生影响。本文关注不确定性冲击的独立作用,因此,对系统进行三阶近似。此外,由于高阶展开导致模拟序列迅速发散,本文参考 Andreasen 等(2017)的 Pruning 算法对模型三阶展开结果进行剪枝处理。

1. 基准结果

图 7 为对 TFP 施加 1 标准差正向冲击时,系统中产出、消费、投资、资本、通货膨胀、名义利率、劳动力、资产价格、汇率、出口、工资以及杠杆水平等 12 个内生变量的脉冲响应图像。当系统中的全要素生产率提高 1 个标准差,产出、投资、资本积累均受到积极且持续的影响,在企业增加投资的同时,资产价格也有所提高;在出口贸易方面,出口量提高、本国货币升值。此外,消费、劳动等变量在 2、3 季度产生了负的脉冲响应,解释为家庭在前期将更多财富用于现金持有,预防冲击后期的货币政策收紧。这一结果与标准宏观模型的结论相一致,说明本文模型能够较为真实地刻画宏观经济。

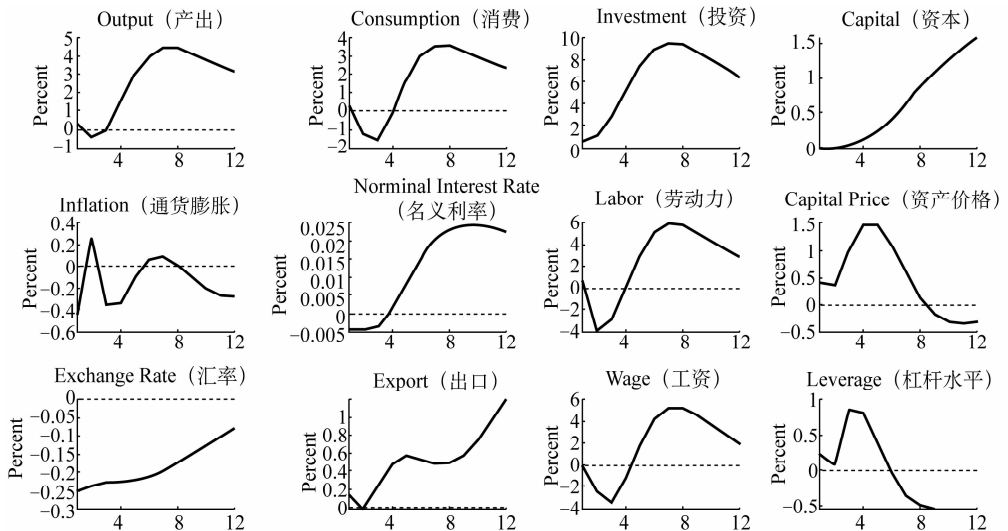


图 7 1 标准差 TFP 冲击脉冲响应图像

如果对随机波动率方程施加 1 标准差贸易不确定性冲击,系统变量的脉冲响应图像如图 8 所示。理论与实证结果相近,当贸易不确定性提高时,经济系统中的产出、投资等变量均会受到负面影响。例如,1 标准差贸易不确定性冲击会造成当期 GDP 下降 0.1512%,并且在冲击发生后第 2 个季度,产出下降最快。此外,在冲击作用后期,投资会有小幅度正向恢复,对应企业面临不确定性提高时,延迟投资的行为,这与 Bloom(2009)的研究结论一致。通过图 8 我们可以看到,贸易不确定性的提高会对实体经济造成负面影响,大多数宏观变量发生负向变动,消费、劳动与工资水平降低,资本与资产价格均会下降,且出口减少、本币贬值;此外,系统中还会伴随短期的通货膨胀。本节的结果从理论角度验证了经验事实 1。

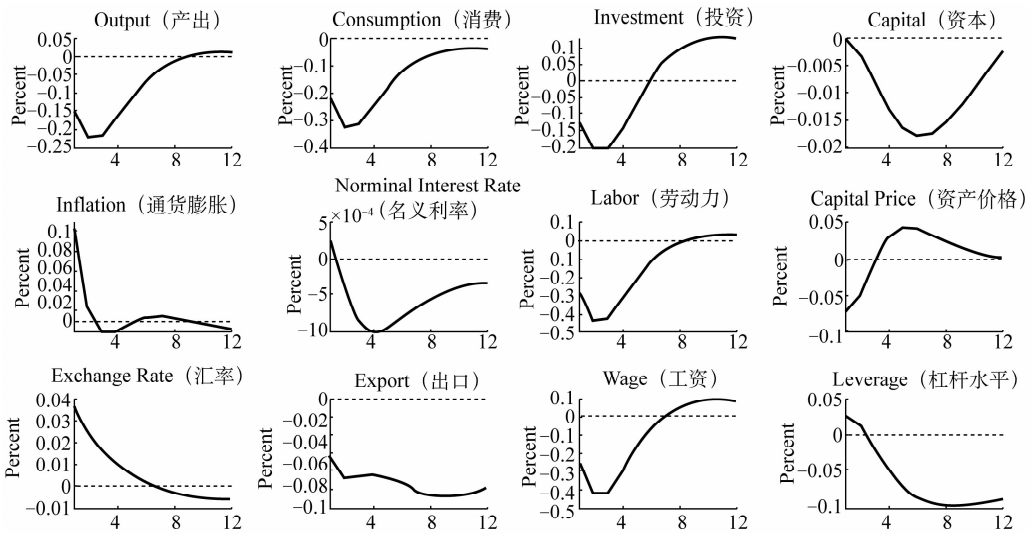


图 8 1 标准差贸易不确定性冲击脉冲响应图像

2. 金融摩擦渠道分析

本文的实证结果表明,金融摩擦是贸易不确定性影响企业投资的渠道,为了从理论角度检验金融摩擦的渠道作用,本节基于金融摩擦弹性系数 ψ 对模型进行敏感性分析。

金融摩擦弹性系数 ψ 作为系统金融摩擦程度的衡量指标,其经济含义是:如果企业杠杆提高 1 单位,那么企业的实际融资成本会相应提高 ψ 单位。 ψ 取值越大,代表系统中的金融摩擦越严重,Christensen 和 Dib(2008)将该参数估计为 0.042。为探索金融摩擦增大对不确定性冲击后果的放大作用,本文在基准模型中设 $\psi = 0.3$,并比较了 ψ 取值在 0.042 与 0.4 时的情况。图 9 为在金融摩擦弹性系数的不同取值下,施加 1 标准差贸易不确定性冲击所对应的脉冲响应图像。

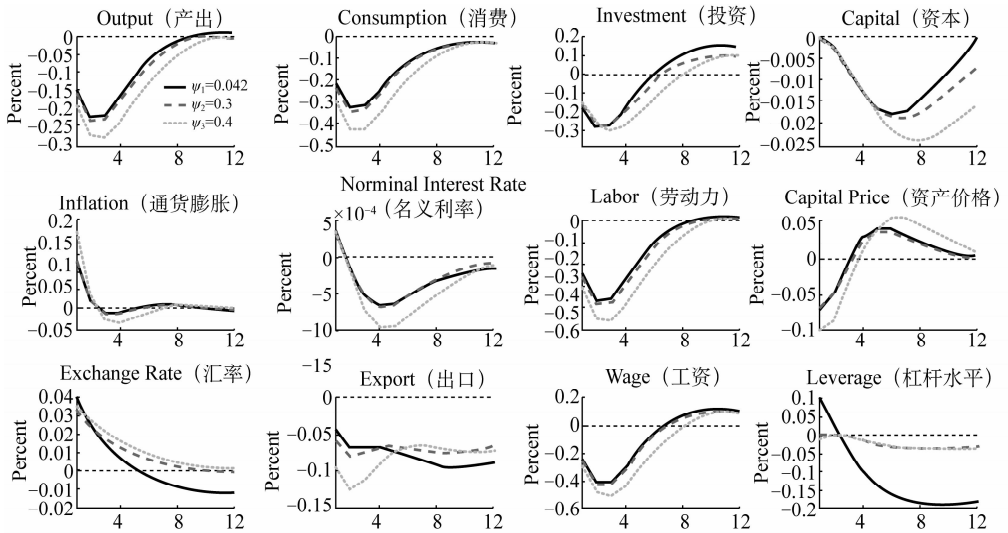


图9 1标准差贸易不确定性冲击在不同金融摩擦弹性系数取值($\psi=0.042, 0.3, 0.4$)的脉冲响应图像

可以看到,系统变量对于金融摩擦弹性系数的变动非常敏感,当 ψ 从0.042提高到0.4,产出、消费、劳动力等基本变量的脉冲响应幅度被放大1.26倍左右;投资、资本等金融相关的变量受到的影响在后期有放大的趋势。尽管在经典的封闭式宏观模型中(Bernanke等,1999;Christensen和Dib,2008),金融摩擦弹性系数的取值不会对系统带来显著的影响,Gertler等(2007)对小型开放经济系统的线性求解也只是得出金融加速器是否存在会对系统产生显著影响的结论。但是在本文中,由于贸易不确定性的引入与对开放经济系统的非线性求解,贸易不确定性冲击的影响会通过金融摩擦系数的提高而被明显放大,这与实证中得出的结论一致,进一步支持了经验事实2。

3. 实物期权渠道分析

根据实物期权理论,如果企业的资本不可逆程度增大,那么不确定性的增大会提高实物期权的等待价值,从而导致公司更大幅度地减少当期投资。参考Bloom(2009)的研究可知,投资调整成本参数 χ 可以刻画资本的不可逆程度,因此,本文进一步检验了模型对投资调整成本变动的敏感程度。图10为在不同的投资调整成本参数取值下,施加1标准差贸易不确定性冲击所对应的脉冲响应图像。

根据图10显示的信息,投资调整成本的提高会放大系统对贸易不确定性冲击的响应。但是,不同于金融摩擦弹性系数的影响,在脉冲响应后期,高调整成本所对应的投资与资产价格恢复也会更加迅速,资本存量也在后期出现加速收敛的趋势。因此,投资调整成本的提高在前期加大不确定性负面作用的同时,也会在后期促进系统的恢复;而金融摩擦则是对系统造成较为永久的负面影响。

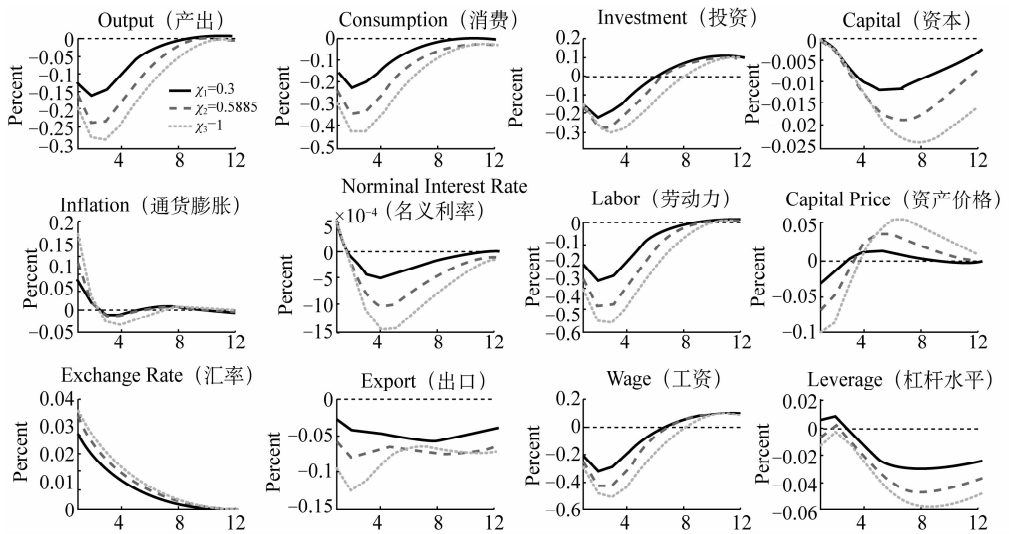


图 10 1 标准差贸易不确定性冲击在不同投资调整成本参数取值 ($\chi=0.3, 0.5885, 1$) 的脉冲响应图像

六、结 论

本文针对进、出口贸易预测残差建立随机波动率模型,对模型参数进行贝叶斯估计,并且基于粒子滤波与平滑算法测度我国的贸易不确定性。在实证角度,本文分别从宏观总量与微观企业层面检验了贸易不确定性对实体经济的影响与金融摩擦的作用渠道。在理论角度,本文将随机波动率引入存在金融摩擦的小型开放宏观经济模型中,通过求解非线性 DSGE 模型,理论分析贸易不确定性冲击对宏观经济变量的影响。本文研究的主要结论有以下两点:

第一,贸易不确定性冲击对实体经济有显著的负面影响,但是影响幅度有限。SVAR 与理论模型的数值结果均显示,1 标准差贸易不确定性的正向冲击会造成当期 GDP 增长率下降约 0.18%;在 12 个季度内,累计显著下降约 0.46%。

第二,金融摩擦是贸易不确定性对实体经济产生负面影响的重要渠道,高金融摩擦会放大不确定性对产出与投资的抑制作用。在宏观层面,TVAR 模型的结果显示,高杠杆时期贸易不确定性对投资的累计负面影响是低杠杆时期的 2.23 倍。在微观层面,企业融资成本每提高 1 单位,贸易不确定性的负面影响提高 0.0615,且这种影响存在非线性;在高杠杆区制,融资成本带来的边际影响提高到 0.2688。此外,理论结果也显示,在金融摩擦弹性系数较高的情况下,贸易不确定性冲击的负面影响加大,且更加持续。

总之,本文的研究表明,一方面,我国实体经济受到贸易不确定性的影响程度不

大,近几年贸易不确定性对我国经济的影响低于历史平均水平;市场应当理性对待这一事实,不必因中美贸易摩擦问题而过度悲观。另一方面,为减小贸易不确定性对经济造成的负面影响,央行应当控制市场杠杆在合理的水平,并且适度降低企业融资成本,从而减小金融摩擦对贸易不确定性负面影响的放大作用。

参 考 文 献

- 梅冬州,龚六堂,2011.新兴市场经济国家的汇率制度选择[J].经济研究,(11):73-88.
- 王博,李力,郝大鹏,2019.货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J].经济研究,(3):119-134.
- 王立勇,纪尧,2019.财政政策波动性与财政规则:基于开放条件 DSGE 模型的分析[J].经济研究,(6):121-135.
- 许志伟,刘建丰,2019.收入不确定性、资产配置与货币政策选择[J].经济研究,(5):30-46.
- 许志伟,王文甫,2018.经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析[J].经济学(季刊),(1):23-50.
- ALESSANDRI P, MUMTAZ H, 2019. Financial regimes and uncertainty shocks[J]. *Journal of Monetary Economics*, 101: 31-46.
- ANDREASEN M M, FERNÁNDEZ-VILLAVARDE J, RUBIO-RAMIREZ J F, 2017. The pruned state-space system for non-linear dsge models: Theory and empirical applications[J]. *Review of Economic Studies*, 85(1): 1-49.
- BACHMANN R, BAYER C, 2013. Wait and see business cycles ?[J]. *Journal of Monetary Economics*, 60(6): 704-719.
- BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J, 2016. Measuring economic policy uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.
- BASU S, BUNDICK B, 2017. Uncertainty shocks in a model of effective demand[J]. *Econometrica*, 85(3): 937-958.
- BERNANKE B S, GERTLER M, GILCHRIST S, 1999. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework[J]. *Handbook of Macroeconomics*, 1(21): 1341-1393.
- BLOOM N, 2009. The impact of uncertainty shocks[J]. *Econometrica*, 77(3): 623-685.
- BLOOM N, BOND S, VAN REENEN J, 2007. Uncertainty and investment dynamics[J]. *Review of Economic Studies*, 74: 391-415.
- BLOOM N, FLOETOTTO M, JAIMOVICH N, SAPORTA-EKSTEN I, TERRY S J, 2018. Real uncertain business cycles[J]. *Econometrica*, 86(3): 1031-1065.
- BORN B, PFEIFER J, 2014. Policy risk and the business cycle[J]. *Journal of Monetary Economics*, 68: 68-85.
- CALDARA D, IACOVIELLO M, MOLLIGO P, PRESTIPINO A, RAFFO A, 2019. The economic effects of trade policy uncertainty[J]. *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
- CALVO G, 1983. Staggered prices in a utility maximizing framework[J]. *Journal of Monetary Economics*, 12(3): 383-398.
- CHAN J, 2013. Moving average stochastic volatility models with application to inflation forecast[J]. *Journal of*

- Econometrics, 176(2): 162-172.
- CHEN K, REN J, ZHA T, 2018. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. American Economic Review, 108(12): 3891-3936.
- CHRISTENSEN I, DIB A, 2008. The financial accelerator in an estimated New Keynesian Model[J]. Review of Economic Dynamics, 11: 155-178.
- CHRISTIANO L J, EICHENBAUM M, EVANS C L, 1999. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? [J]. Handbook of macroeconomics, 1: 65-148.
- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE J, GUERRON-QUINTANA P, KUESTER K, RUBIO-RAMIREZ J, 2015. Fiscal volatility shocks and economic activity[J]. American Economic Review, 105(11): 3352-3384.
- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE J, GUERRON-QUINTANA P, KUESTER K, RUBIO-RAMIREZ J, URIBE M, 2011. The real effects of volatility shocks[J]. American Economic Review, 101(6): 2530-2561.
- GALI J, MONACELLI T, 2005. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy[J]. Review of Economics Studies, 72: 707-734.
- GERTLER M, GILCHRIST S, NATALUCCI F M, 2007. External constraints on monetary policy and the financial accelerator[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 39(2-3): 295-330.
- GIAVAZZI F, MCMAHON M F, 2010. Policy uncertainty and precautionary savings[J]. NBER Working Paper No. w13911.
- GILCHRIST S, SIM J W, ZAKRAJSEK E, 2014. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics [J]. NBER Working Paper, No. 20038.
- HALL A R, INOUE A, NASON J M, ROSSI B, 2012. Information criteria for impulse response function matching estimation of DSGE Models[J]. Journal of Econometrics, 170: 499-518.
- HUANG Y, LUK P, 2020. Measuring economic policy uncertainty in china[J]. China Economic Review, 59: 1-18.
- HAMILTON J D, 1994. Time series analysis[M]. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- HANDLEY K, 2014. Exporting under trade policy uncertainty: Theory and evidence [J]. Journal of International Economics, 94(1): 50-66.
- HANDLEY K, LIMÃO N, 2017a. Trade under T. R. U. M. P. policies[J]. Economics and Policy in the Age of Trump, CEPR, ed. Chad Bown, 141-152.
- HANDLEY K, LIMÃO N, 2017b. Policy uncertainty, trade and welfare: Theory and evidence for China and the United States[J]. American Economic Review, 107(9): 2731-2783.
- JURADO K, LUDVIGSON S C, NG S, 2015. Measuring uncertainty[J]. American Economic Review, 105(3): 1177-1216.
- KAPLAN S N, ZINGALES L, 1997. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. Q J Econ. 112 (1), 169-215.
- LEDUC S, LIU Z, 2016. Uncertainty shocks are aggregate demand shocks[J]. Journal of Monetary Economics, 82: 20-35.
- LEVINE O, Warusawitharana M, 2020. Finance and productivity growth: Firm-level evidence[J]. Journal of Monetary Economics, forthcoming.

- MUMTAZ H, THEODORIDIS K, 2017. Common and country specific economic uncertainty[J]. *Journal of Internal Economics*, 105: 205-216.
- PESARAN H H, SHIN Y, 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1): 17-29.
- WHITED T M, WU G, 2006. Financial constraints risk. *Review of Financial Studies*, 19: 531-559.

Trade Uncertainty, Financial Frictions and Real Economic Fluctuations

Feng Yeqian Li Li Wang Yaping Gong Liutang

Abstract This paper shows how changes in the time varying volatility of trading growth has an important effect on variables like output and investment. We start by incorporating stochastic volatility into export and import data and estimating trade uncertainty in China. We examine the economic effect both with macro and firm-level evidence. Then we feed this process in a small open economy DSGE model with financial frictions. We find that an increase in trade uncertainty triggers a fall in output and investment, where financial frictions is a channel. We also show that our uncertainty measurement outperforms those text analysis results in explaining economic fluctuations.

Key words trade uncertainty financial frictions small open economy real economy fluctuations