

创新补贴、内生增长与产业结构转型： 理论与实证¹

王高望² 李芳慧³

摘 要 本文从理论和实证两方面分析了政府补贴创新对经济增长和结构转型的影响。在理论分析部分,通过把结构转型引入Romer(1990)模型,在内生经济增长的分析框架下讨论了产业结构的转型升级。研究表明,当经济满足刀锋条件时,广义平衡增长路径(GBGP)存在;在GBGP上,均衡利息率和长期经济增长率为常数;补贴创新政策不仅促进了经济的长期增长,而且还加速了产业结构的转型升级。在实证分析部分,本文使用我国1997—2019年31个省(自治区、市)的实际经济数据,使用固定效应模型和随机效应模型,对政府创新补贴促进产业结构转型这一理论研究结论进行了实证检验。研究发现,政府补贴率的增加对产业结构转型具有正向影响,而且这种正向影响至少有一部分是通过促进经济增长来实现的;通过对被解释变量和核心解释变量作首尾1%的截尾和缩尾处理,以及更换回归模型中被解释变量与解释变量的代理变量,对基本回归结果进行了稳健性检验;通过将全国分为东部、中部、西部三个地区进行异质性检验,发现政府补贴率对产业结构转型的加速作用在西部地区最为显著,在东部与中部地区则不显著。

关键词 创新补贴;内生增长;产业结构转型

0 引言

本文试图研究财政补贴对于科技创新、经济增长和结构转型的影响。研究该题目,主要是基于以下两个方面的考虑:一方面,通过观察改革开放以来的经

¹ 感谢两位匿名审稿人给出的宝贵修改建议。感谢张进峰、杜克锐和洪少新的有益讨论。感谢第四届(2020)清华大学中国经济研讨会和第三届(2020)制度经济学论坛与会者的有益讨论。王高望感谢山东大学齐鲁青年学者研究经费的资金支持。李芳慧感谢西南财经大学双一流提升自主创新-国家治理现代化与现代化经济体系构建——财政与金融协同机制研究(二)项目和基本科研引进人才科研启动项目的资金支持。

² 王高望,山东大学经济研究院教授,E-mail:gaowang.wang@sdu.edu.cn。

³ 李芳慧(通讯作者),西南财经大学财政税务学院讲师,E-mail:lifh@swufe.edu.cn。

验数据,我们大体上能得到财政补贴创新促进科技进步、经济增长以及结构转型的直观认识。图1表明,改革开放以来,中国经济呈现出非常明显的产业结构转型现象:农业产值和就业占比都大幅度下降,工业产值占比虽有升有降而就业占比不断上升,服务业产值和就业占比都大幅度上升。图2表明,我国各

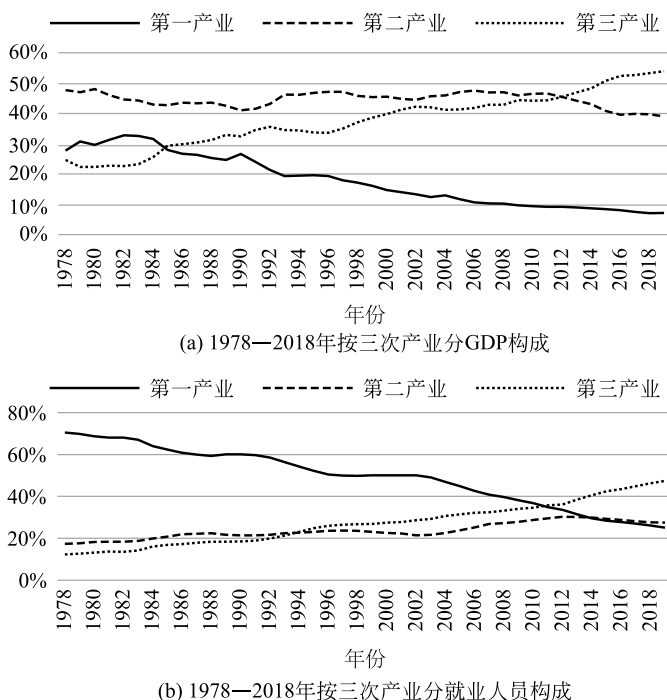
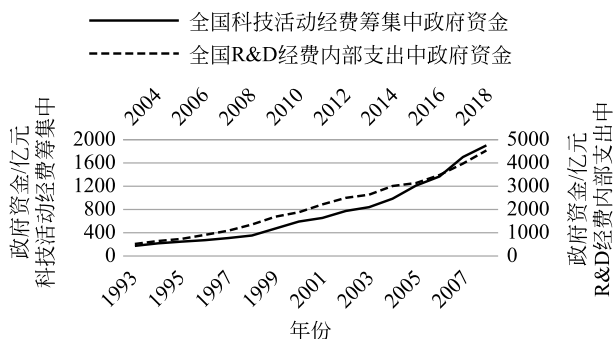


图1 1978—2018年我国农业、工业和服务业GDP(a)及就业人员(b)占比变化

数据来源:《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》

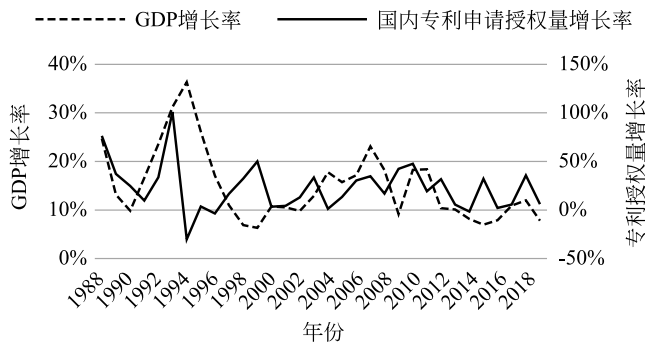


科技活动经费筹集及R&D经费内部支出中政府资金额

图2 中国政府在科技创新方面的财政支出

数据来源:《中国科技统计年鉴》

级政府为科技创新活动提供了大量的财政补贴,而且具有快速增长的趋势。图3表明,我国国内专利授权量增长率与GDP增长率具有非常相近的变化趋势。另一方面,结构转型问题是当前理论研究和应用的热门话题。特别是2007年世界金融危机爆发、中美贸易争端不断加剧和新冠疫情暴发的大背景下,结构性经济问题的重要性也越来越凸显。“十四五”规划的一系列重要表述说明,我国政府将采取积极合理的财政政策以促进创新、增长和产业结构升级^①。基于以上两点考虑,本文试图从理论和实证两方面来分析创新补贴、经济增长和结构转型之间的关系。



1988—2018年我国GDP与国内专利申请授权量增长率

图3 中国GDP和专利申请授权量增长率

数据来源:《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》

研究结构转型的论文文献主要从需求和供给两个角度展开研究工作。从需求角度研究转型的理论文章认为,产品需求收入弹性的差异导致了产业结构转型(即恩格尔定律),主要代表作有 Matsuyama (1992), Kongsamut et al. (2001), Foellmi and Zweimüller (2008), 陈晓光和龚六堂 (2005), 王高望等 (2018), 以及 Li et al. (2019) 等。从供给角度研究转型的文章认为,技术进步率或者要素收入比例的差异带来了经济结构转型,主要代表作有 Baumol (1967), Ngai and Pissarides (2007), Acemoglu and Guerrieri (2008), 陈体标 (2007, 2008), 徐朝阳 (2010), 徐朝阳和王韡 (2021) 等^②。最近, Comin et al. (2021) 把需求和供给两方面的因素综合在一个统一的理论模型中讨论结构转型。总之,以上这些论文文献主要从经济本身的动力出发来分析结构转型,没

^① “十四五”规划的相关表述有:“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”“优化提升供给结构,促进农业、制造业、服务业、能源资源等产业协调发展”“保持合理的财政支出力度和赤字率水平,完善减税降费政策,构建有利于企业扩大投资、增加研发投入、调节收入分配、减轻消费者负担的税收制度”。

^② 有些学者从需求方面或者供给方面的各种因素实证分析中国产业结构转型的影响因素(郭小东等, 2009; 沈利生, 2011; 郭凯明等, 2017; 宁丹虹, 2017; 颜色等, 2018)。

有考虑政府政策的因素。在现代市场经济中,政府的(财政和货币)政策对结构转型的影响也是不可忽视的,但是这方面的理论和实证文献并不多。有些学者从理论上探讨财政(支出和收入)政策对结构转型的影响。通过把生产性财政支出和福利性财政支出引入结构转型模型,严成樑和徐翔(2016)发现,生产性财政支出与结构转型之间存在倒U型关系,经济中存在最优生产性财政支出规模。通过对生产性财政支出进行细分,严成樑等(2016)进一步发现,农业部门生产性财政支出、非农业部门生产性财政支出和福利性财政支出通过提高农业部门生产率、非农业部门生产率和扩大非农产品需求等渠道促进农业部门劳动力向非农业部门流动。王高望和田盛丹(2019)在两部门模型中引入生产性财政支出和福利性财政支出,使用数值方法模拟出中国经济产业结构升级的动态路径,定量考察了财政支出政策对结构转型的影响。严成樑(2017)考察了财政收入政策对结构转型的影响,研究发现,中国的资本收入税和劳动收入税都抑制了结构转型,而且资本收入税的扭曲性高于劳动收入税^①。与现有理论文献不同,本文的理论分析部分较早从理论上考察财政补贴政策对结构转型的影响;而且,与上述文献在外生增长的框架下讨论转型不同,本文通过在Romer(1990)内生经济增长模型中嵌入三次产业进而讨论经济结构转型。

有些学者对财政政策与结构转型的关系进行了实证分析。石奇和孔群喜(2012)认为财政支出具有结构调整效应,财政支出不仅优化了三次产业之间的资源配置,而且改进了三次产业内部的资源配置。严成樑和徐翔(2016)利用中国省级层面数据的实证分析表明,生产性财政支出有利于促进结构转型,福利性财政支出会抑制结构转型。严成樑等(2016)利用中国地级市数据的实证分析表明,生产性财政支出和福利性财政支出都有利于经济结构转型。郭凯明和王藤桥(2019)利用理论模型量化分析了1981—2017年中国基础设施投资对结构转型的影响,研究发现,基础设施投资抑制了服务业比重上升和经济结构转型。储德银和建克成(2014)从总量与结构效应的双重视角实证考察了我国财政政策对产业结构调整的影响,在总量效应方面,税收政策有利于产业结构调整,而财政支出政策阻碍了产业结构升级;在结构效应方面,政府投资性支出和行政管理支出不利于产业结构调整,但教育支出和科技支出对产业结构调整存在正向促进作用。可见,现有的实证研究通过对财政支出结构进行细分来研究财政政策对结构转型的影响,目前还没有文章专门研究政府财政创新补贴政策对结构转型的影响。本文的实证部分就是尝试进行这方面的实证研究^②。

① 本文主要从财政政策的角度研究结构转型。其实,已有彭俞超和方意(2016)等研究结构性货币政策对结构转型的影响。

② 一些学者从其他维度解释产业结构变迁。例如,金融抑制延缓产业结构变迁(王勋和Johansson, 2013),金融发展促进经济结构转型(易信和刘凤良, 2018),货币政策影响产业结构变迁(张辉, 2013),地方官员引领产业结构变动(宋凌云等, 2012)。

通过把 Kongsamut et al. (2001) 结构转型模型嵌入 Romer (1990) 内生经济增长模型的分析框架,并引入政府的创新补贴政策,本文的理论分析部分讨论了财政补贴政策如何影响内生经济增长和产业结构转型。研究结论表明,当满足刀锋条件 (Knife-edge condition) 时,模型经济存在广义平衡增长路径 (Generalized Balanced Growth Path, 简称 GBGP); 在 GBGP 上,均衡利率和内生的长期经济增长率都是常数,而且只要经济增长率为正,经济结构就会出现转型,即农业部门不断萎缩,工业和服务业部门不断扩张;创新补贴率的永久性提高可以提高长期经济增长率;增加创新补贴不仅可以加速经济结构的转型升级,而且使得经济转型更为彻底。在实证分析部分,本文使用我国 1997—2019 年 31 个省(自治区、市)的实际经济数据,采用固定效应模型和随机效应模型两种计量分析方法,对政府创新补贴促进产业结构转型这一理论研究结论进行了实证检验。首先,基本回归结果表明,政府补贴率与非农产业产值占比的变化显著正向相关,即政府补贴率增加对加速产业结构转型具有正向影响。其次,本文通过中介效应检验发现,这种正向影响至少有一部分是通过促进经济增长来实现的。这些回归结果为本文理论部分的分析结论提供了经验证据上的支持。再次,本文还对被解释变量和核心解释变量进行首尾 1% 的截尾和缩尾处理,以及更换回归模型中被解释变量与解释变量的代理变量,对基本回归结果进行了稳健性检验,回归结果表明,基本模型的回归结果是稳健的。最后,本文将全国总样本分为东部、中部、西部三个地区进行了异质性检验,发现政府补贴率对产业结构转型的加速作用在西部地区最为显著,在东部与中部地区则不显著。

本文其余部分的安排如下:第 1 节是理论分析,第 2 节是实证分析,第 3 节是结论。

1 理论分析

通过把 Kongsamut et al. (2001) 结构变化模型嵌入 Romer (1990) 内生经济增长模型和在模型中引入政府财政补贴政策,本节分析了政府的财政补贴政策在提高长期经济增长率的同时,还促进了产业结构的转型升级。

1.1 模型结构

1.1.1 生产结构

我们首先给出模型经济的生产结构。假设经济的供给方由最终产品部门、中间产品部门和研发部门等三个部门构成。首先,我们介绍最终产品部门,其包括三个子部门——农业、制造业和服务业,三个子部门分别生产农产品、工业

品和服务品。每个子部门都由完全竞争的企业所构成,它们使用原始劳动、人力资本和所有的中间产品作为生产要素进行生产。假设每个子部门都使用广义的 Cobb-Douglas 生产技术进行生产,三个子部门即农业、制造业和服务业的生产技术分别为:

$$A_t = B_A (h_t^A H_{Yt})^\alpha (N_t^A L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^A x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \quad (1)$$

$$M_t + \dot{K}_t + \delta K_t = B_M (h_t^M H_{Yt})^\alpha (N_t^M L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^M x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \quad (2)$$

$$S_t = B_S (h_t^S H_{Yt})^\alpha (N_t^S L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^S x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \quad (3)$$

其中, $B_i > 0, i \in \{A, M, S\}$ 是三个技术参数; $\alpha, \beta, (1-\alpha-\beta) \in (0, 1)$ 为要素收入份额^①; $\delta \in (0, 1)$ 为物质资本的折旧率。 H_{Yt} 为用于最终产品部门生产的人力资本存量, h_t^i 为用于子部门 i 的人力资本份额, 满足 $\sum_{i \in \{A, M, S\}} h_t^i = 1$; L 为基础劳动存量, N_t^i 为用于子部门 i 的基础劳动份额, 满足 $\sum_{i \in \{A, M, S\}} N_t^i = 1$; 每个子部门都使用所有种类的中间产品进行生产, ϕ_{jt}^i 为子部门 i 对中间产品 j 的需求份额, 对所有 $j \in [0, \gamma_t]$, 都有 $\sum_i \phi_{jt}^i = 1$, 而 γ_t 表示第 t 期经济中的专利数目(它等于中间产品的种类数目), x_{jt} 表示最终产品部门对中间产品 j 的总需求; 农产品产出(A_t)和服务品产出(S_t)仅用于经济个体的消费, 而工业品既用于消费(M_t)又用于物质资本积累($\dot{K}_t + \delta K_t$), 那么, 方程(1)~(3)既是最终产品部门三个子部门的生产函数, 又是三个子部门产品市场的出清条件; 经济在第 t 期的专利或者知识生产由在知识部门就业的人力资本存量(H_{Yt})和当前的知识存量(γ_t)共同内生决定; 最后, 最终产品部门三个子部门的产品价格 $P_i, i \in \{A, M, S\}$ 都是正数。

下面, 我们讨论每个子部门的利润最大化问题。由于每个子部门都是完全竞争的, 因此每个子部门中企业的利润最大化问题可以用相应的代表性厂商的利润最大化问题来代替: 把产品售价(P_i), 基础劳动和人力资本的工资率(w_{Nt} , w_{Ht})以及所有中间产品的价格($\{p_{jt}\}, j \in [0, \gamma_t]$)视为给定, 选择人力资本投入(h_t^i)、基础劳动投入(N_t^i)和所有中间产品的使用量(ϕ_{jt}^i), 以最大化其利润。那么, 子部门 i 的代表性厂商的最大化问题为:

$$\max_{\{h_t^i, N_t^i, \phi_{jt}^i\}} \left\{ P_i B_i (h_t^i H_{Yt})^\alpha (N_t^i L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^i x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj - w_{Nt} (N_t^i L) - w_{Ht} (h_t^i H_{Yt}) - \int_{j=0}^{\gamma_t} p_{jt} (\phi_{jt}^i x_{jt}) dj \right\} \quad (4)$$

关于 $\{h_t^i, N_t^i, \phi_{jt}^i\}$ 的一阶必要条件分别为:

① 三个子部门的资本产出弹性都为 $\alpha \in (0, 1)$, 即我们不考虑部门间资本深化对经济结构的影响。

$$P_i B_i \alpha (h_t^i H_{Y_t})^{\alpha-1} (N_t^i L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_i} (\phi_{jt}^i x_{jt}^i)^{1-\alpha-\beta} dj = w_{H_t} \quad (5)$$

$$P_i B_i (h_t^i H_{Y_t})^\alpha \beta (N_t^i L)^{\beta-1} \int_{j=0}^{\gamma_i} (\phi_{jt}^i x_{jt}^i)^{1-\alpha-\beta} dj = w_{N_t} \quad (6)$$

$$P_i B_i (h_t^i H_{Y_t})^\alpha (N_t^i L)^\beta (1 - \alpha - \beta) (\phi_{jt}^i x_{jt}^i)^{-\alpha-\beta} = p_{jt} \quad (7)$$

式(5)和(6)表明,对于每个子部门*i*,人力资本和基础劳动的边际产品价值等于各自的工资率,它们同时是人力资本和基础劳动在最终产品部门的三个子部门之间就业的无套利条件。式(7)表明,在任何子部门*i*,任何中间产品*j*的最优配置必须使得边际收益等于边际成本(即价格),同时,方程(7)也是每个子部门*i*对中间产品*j*的(反)需求函数。由于最终产品市场都是完全竞争的,三个子部门的最优利润都等于零。

由式(5)和(6),我们可得到:

$$\frac{h_t^i H_{Y_t}}{N_t^i L} = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{w_{N_t}}{w_{H_t}}。$$

该式表明,对于每个子部门*i* ∈ {*A*, *M*, *S*},人力资本与基础劳动的使用量之比都相等,且与工资比率成反比。进一步,利用 $\sum_i N_t^i = 1$ 和 $\sum_i h_t^i = 1$, 我们可得:

$$\frac{h_t^A}{N_t^A} = \frac{h_t^M}{N_t^M} = \frac{h_t^S}{N_t^S} = 1 = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{w_{N_t} L}{w_{H_t} H_{Y_t}} \quad (8)$$

式(8)是最终产品部门生产的有效性条件。它既表明每个子部门使用的原始劳动比重等于人力资本比重,又表明基础劳动得到的总收入和在最终产品部门就业的人力资本得到的总收入之比为常数(β/α)。

其次,我们介绍中间产品部门。根据 Romer(1990)的定义,知识是(中间)产品的设计方法,一单位知识被创造出来并被赋予专利之后,就可以用来生产中间产品。中间产品的种类数量由研发部门创造的知识存量来决定,中间产品的种类数目本质上就是知识存量(γ_t)。因此,中间产品部门由 γ_t 家垄断厂商组成,每家垄断厂商生产一种中间品 $j \in [0, \gamma_t]$ 。每家中间品厂商的决策可分为两步。第一步,厂商*j*购买用于生产中间产品*j*的专利,支付价格 $P_{\gamma_t}^j$ 作为生产中间品的不变成本(沉没成本)。由于专利生产受国家法律保护,因此厂商*j*成为产品*j*的垄断生产者。假设专利市场是完全竞争的,那么,垄断者购买专利*j*所花费的成本(即专利品的价格 $P_{\gamma_t}^j$)等于其购买专利之后从事此中间品的生产活动所取得的垄断利润流的贴现和,即 $P_{\gamma_t}^j = \int_{v=t}^{\infty} \exp\left(-\int_{s=t}^v r_s ds\right) \pi_{jv} dv$, 其中, r_s 为第*s*期的净利率, π_{jv} 为生产中间品*j*的厂商在第*v*期获得的当期利润。第二步,垄断厂商*j*在资本市场上租用物质资本作为可变成本生产中间品*j*,假设生产一单位的中间产品需要 $\eta(>0)$ 单位的物质资本。

为了研究政府如何通过财政补贴政策促进经济增长和结构转型,我们假设政府为生产中间产品 j 的厂商提供比率为 $\omega_j \in (0, (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta))$ 的财政补贴^①。由于垄断厂商的垄断利润都被用于支付购买专利所花费的成本,而专利费是在研发部门从事创新活动的人力资本的收入,因此政府补贴中间产品厂商实质上即为补贴创新。基于以上设定,中间产品厂商 j 的利润最大化问题可写为: $\pi_{jt} = \max_{\{p_{jt}, x_{jt}\}} (1+\omega_j) p_{jt} x_{jt} - R_t \eta x_{jt}$ 。把反需求函数(7)代入中间产品厂商 j 的目标函数,我们可得到如下等价的无约束利润最大化问题:

$$\pi_{jt} = \max_{\{x_{jt}\}} (1+\omega_j) [P_i B_i (h_t^i H_{Yt})^\alpha (N_t^i L)^\beta (1-\alpha-\beta) (\phi_{jt}^i x_{jt})^{-\alpha-\beta}] x_{jt} - R_t \eta x_{jt} \quad (9)$$

求解关于 $\{x_{jt}\}$ 的一阶条件,我们有:

$$(1+\omega_j) [P_i B_i (h_t^i H_{Yt})^\alpha (N_t^i L)^\beta (1-\alpha-\beta)^2 (\phi_{jt}^i x_{jt})^{-\alpha-\beta}] = R_t \eta \quad (10)$$

为了保持最优解的对称性,我们假设政府为每个中间产品厂商提供相同的补贴率,即对任意 $j \in [0, \gamma_t]$, 都有 $\omega_j = \omega \in (0, (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta))$ 。联立式(7)和式(10),我们可推得:

$$p_{jt} = \frac{R_t \eta}{(1+\omega)(1-\alpha-\beta)} \equiv p_t \quad (11)$$

其中, $R_t \eta$ 为生产一单位中间品所花费的边际成本,即完全竞争条件下中间品的价格, $R_t = r_t + \delta$ 为毛利率, $1/((1+\omega)(1-\alpha-\beta)) (>1)$ 为垄断价格加成。式(11)表明,所有垄断者为其生产的产品所定的价格都将超过其生产的边际成本;同时,所有垄断者都会索取相同的垄断价格,可见,垄断定价具有对称性。由于政府补贴的存在,与Romer(1990)相比,垄断者索要的垄断价格更低, $p_t < p_t^{Romer} = \frac{R_t \eta}{(1-\alpha-\beta)}$ 。根据需求函数的性质可知,垄断者生产的产量会增加。进而,我们推断,垄断利润会增加,专利价格会提高,在研发部门就业的人力资本的工资会上升,经济增长率会更高,转型速度会加快。

由式(7)和(11)可知, $\phi_{jt}^i x_{jt}$ 在最优条件下独立于 j 。因为 $\sum_i \phi_{jt}^i = 1 (i \in \{A, M, S\})$, 所以 $\sum_i \phi_{jt}^i x_{jt} = x_{jt}$ 将独立于 j , 即 $x_{jt} \equiv x_t$; 进而, 我们有 $\phi_{jt}^i \equiv \phi_t^i$, 并由式(9)可推得,

$$\pi_{jt} = (1+\omega) p_t x_t - R_t \eta x_t = (\alpha+\beta)(1+\omega) p_t x_t \equiv \pi_t \quad (12)$$

由式(12)可知,在最优条件下,所有中间产品厂商的最优利润都相同,即 π_{jt} 独立于 j 。我们可进一步推出专利价格 P_{jt}^i 独立于厂商 j , 也就是说,所有专利具有

^① 我们假设补贴率有上界 $(\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta)$ 。如果 $\omega > (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta)$, 垄断者索取的最优价格可能低会于边际成本,在下面的讨论中我们会发现这一点。

相同的均衡价格,

$$P_{\gamma_t}^j \equiv P_{\gamma_t} = \int_{v=t}^{\infty} e^{-\int_{s=t}^v r_s ds} \pi_v dv \quad (13)$$

因此,我们可以重写最终产品部门的一阶条件(即式(5)~(7)):

$$\begin{aligned} P_i B_i \alpha (h_i^i H_{\gamma_t})^{\alpha-1} (N_t^i L)^{\beta} (\phi_t^i x_t)^{1-\alpha-\beta} \gamma_t &= w_{H_t} \\ P_i B_i (h_i^i H_{\gamma_t})^{\alpha} \beta (N_t^i L)^{\beta-1} (\phi_t^i x_t)^{1-\alpha-\beta} \gamma_t &= w_{N_t} \\ P_i B_i (h_i^i H_{\gamma_t})^{\alpha} (N_t^i L)^{\beta} (1-\alpha-\beta) (\phi_t^i x_t)^{-\alpha-\beta} &= p_t \end{aligned} \quad (14)$$

于是,对于任意 $i \in \{A, M, S\}$, 有 $\frac{\phi_t^i x_t}{N_t^i} = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \cdot \frac{w_{N_t} L}{p_t \gamma_t}$ 。与推导式(8)的方法类似,可得到最终产品部门生产的另一个有效性条件:

$$\frac{\phi_t^A}{N_t^A} = \frac{\phi_t^M}{N_t^M} = \frac{\phi_t^S}{N_t^S} = 1 = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \cdot \frac{w_{N_t} L}{p_t x_t \gamma_t} \quad (15)$$

联立两个效率条件式(8)和(15),对每个 $i \in \{A, M, S\}$, 有

$$h_t^i = N_t^i = \phi_t^i \quad (16)$$

式(16)表明,对于最终产品部门的每个子部门来说,人力资本、基础劳动与所有中间产品的最优使用份额都相等。把式(16)代入式(14),我们有:

$$P_A B_A = P_M B_M = P_S B_S \quad (17)$$

根据一般均衡理论的结论,我们把工业制造品的价格 P_M 标准化为 1,进而可推知农产品与服务品的价格分别为 $P_A = B_M/B_A$ 和 $P_S = B_M/B_S$ 。

最后,我们讨论研发部门。研发部门生产专利并在竞争性的专利市场上把专利产品出售给中间产品部门。每个新专利将为经济引入一个新的垄断厂商来生产一种新的中间品。为了简化分析,我们假设经济中知识或者专利的积累方程为:

$$\dot{\gamma}_t = \xi \gamma_t H_{\gamma_t} \quad (18)$$

其中, ξ 为一个正的技术参数, γ_t 为现有的知识存量, H_{γ_t} 为用于研发活动的人力资本存量。式(18)表明,经济中现有的知识存量越高,用于研发的人力资本存量越多,知识增长得就越快。式(18)可以看成知识的生产函数,可见,知识的产量关于两种投入要素即现有的知识存量和用于研发的人力资本存量是规模报酬递增的。

另外,由于人力资本在最终产品部门和研发部门之间可以自由流动,因此,人力资本在这两个部门就业会得到相同的收益,即

$$P_{\gamma_t} \xi \gamma_t = w_{H_t} \quad (19)$$

1.1.2 消费者行为

假设经济中有 L 个同质的消费者(等于基础劳动的数量)。类似于

Kongsamut et al. (2001)、Li et al. (2019)和王高望等(2018),我们假设代表性消费者具有如下非位似偏好:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \frac{[(A_t/L - \bar{A})^u (M_t/L + \bar{M})^v (S_t/L + \bar{S})^w]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt \quad (20)$$

其中, $\rho \in (0, 1)$ 为主观时间贴现率; $1/\sigma \in (0, +\infty)$ 为跨期替代弹性; $\bar{A}(>0)$ 为维持生存的最低消费水平, $\bar{M}(>0)$ 和 $\bar{S}(>0)$ 分别为不进入市场交易的家庭工业品和家务劳动^①; $u, v, w \in (0, 1)$ 分别为农产品、工业品和服务品的效用权重, 满足 $u+v+w=1$ 。

代表性消费者 t 期的收入由物质资本收入($R_t k_t$)、基础劳动收入(w_{N_t})和人力资本收入($w_{H_t} H/L$)三部分构成, 支出由投资($\dot{k}_t + \delta k_t$)、消费($P_A A_t/L + P_M M_t/L + P_S S_t/L$)和一次性总付税(T_t/L)三部分构成。因此, 代表性消费者 t 期的流量预算约束(FBC)为:

$$\dot{k}_t + \delta k_t = R_t k_t + w_{N_t} + w_{H_t} \frac{H}{L} - \left[\frac{B_M A_t}{B_A L} + \frac{M_t}{L} + \frac{B_M S_t}{B_S L} \right] - \frac{T_t}{L} \quad (21)$$

进而, 代表性消费的最优化问题可以归结为: 把价格和政府行为看成给定, 满足 FBC 式(21), 最大化终生贴现效用式(20)。

为求解这一问题, 我们定义如下汉密尔顿函数:

$$H = \left\{ \frac{\left[\left(\frac{A_t}{L} - \bar{A} \right)^u \left(\frac{M_t}{L} + \bar{M} \right)^v \left(\frac{S_t}{L} + \bar{S} \right)^w \right]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda_t \left[\left(R_t - \delta \right) k_t + w_{N_t} + w_{H_t} \frac{H}{L} - \left(\frac{B_M A_t}{B_A L} + \frac{M_t}{L} + \frac{B_M S_t}{B_S L} \right) - \frac{T_t}{L} \right] \right\}$$

其中, λ_t 为当期汉密尔顿乘子, 表示物质资本的边际价值。求解一阶条件如下:

$$C_t^{1-\sigma} \frac{u}{A_t/L - \bar{A}} = \lambda_t \frac{B_M}{B_A} \quad (22)$$

$$C_t^{1-\sigma} \frac{v}{M_t/L + \bar{M}} = \lambda_t \quad (23)$$

$$C_t^{1-\sigma} \frac{w}{S_t/L + \bar{S}} = \lambda_t \frac{B_M}{B_S} \quad (24)$$

^① 容易证明, 在这种非位似效用设定下, 消费者关于农产品的需求收入弹性小于1, 关于工业品和服务品的需求收入弹性都大于1。感兴趣的读者可向作者索要证明。

$$\lambda_t(R_t - \delta) = \rho\lambda_t - \dot{\lambda}_t \quad (25)$$

其中, $C_t \equiv (A_t/L - \bar{A})^u (M_t/L + \bar{M})^v (S_t/L + \bar{S})^w$ 。式(22)~(24)是关于农产品、工业品和服务品等三种产品消费的最优性条件,等式(25)是欧拉方程。

对式(22)~(24)两端取对数导数,我们有

$$(1 - \sigma) \left\{ \frac{u[A_t/L - \bar{A}]}{A_t/L - \bar{A}} + \frac{v[M_t/L + \bar{M}]}{M_t/L + \bar{M}} + \frac{w[S_t/L + \bar{S}]}{S_t/L + \bar{S}} \right\} - \frac{\dot{X}_t}{X_t} = \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t},$$

其中, $X_t \in \{A_t/L - \bar{A}, M_t/L + \bar{M}, S_t/L + \bar{S}\}$ 。由此,可推得:

$$\frac{[A_t/L - \bar{A}]}{A_t/L - \bar{A}} = \frac{[M_t/L + \bar{M}]}{M_t/L + \bar{M}} = \frac{[S_t/L + \bar{S}]}{S_t/L + \bar{S}} = -\frac{1}{\sigma} \cdot \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} \quad (26)$$

由式(25)可知,

$$\frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = \rho - (R_t - \delta) \equiv \rho - r_t \quad (27)$$

联立式(26)和(27),我们发现 $A_t/L - \bar{A}$, $M_t/L + \bar{M}$ 和 $S_t/L + \bar{S}$ 具有相同的增长率 $(r_t - \rho)/\sigma$ 。

1.1.3 政府

假设政府为所有中间产品厂商提供财政补贴,补贴支出来自所有消费者缴纳的一次性总付税。假设政府每期都平衡预算,即 $\sum_j \omega_j p_{jt} x_{jt} = T_t$ 。根据假设和最优解的对称性,每个中间产品厂商获得的补贴都为 $\omega p_t x_t$ 。由式(12)可知,政府对每个中间产品厂商的补贴都为 $\omega \pi_t / [(\alpha + \beta)(1 + \omega)]$ 。因此,政府的平衡预算约束方程可写为:

$$T_t = \omega p_t x_t \gamma_t = \frac{\omega \pi_t}{(1 + \omega)(\alpha + \beta)} \gamma_t \quad (28)$$

1.2 均衡和广义平衡增长路径

1.2.1 垄断竞争均衡

由于中间产品市场是垄断竞争市场,因此分散经济的竞争均衡是垄断竞争均衡。该均衡由财政政策 $\{\omega_j, T_t\}$, 价格向量 $\{P_A, P_M, P_S, \{p_{jt}, P_{jt}^j\}_{j \in [0, \gamma_t]}\}$, w_H , w_N , r_t 和分配向量 $\{A_t, M_t, S_t, H_{Yt}, H_{\gamma t}, \{N_t^i, h_t^i, \Phi_{jt}^i, x_{jt}^i\}_{i \in \{A, M, S\}, j \in [0, \gamma_t]}\}$ 所构成。同时,它满足以下条件:

(1) 把价格向量和政府政策看成给定,代表性消费者在满足流量预算约束(21)的情况下,选择消费向量和储蓄最大化效用式(20);

(2) 在最终产品部门内部,给定生产技术和要素价格,每个子部门 $i \in \{A, M, S\}$ 选择基础劳动、人力资本和所有种类中间产品的使用量以最大化利润;

(3) 对于每一种中间产品, 给定最终产品部门对其产品的需求量, 即式(7), 中间产品厂商 $j \in [0, \gamma_t]$ 选择产品价格 p_{jt} 最大化其利润 π_{jt} ;

(4) 研发(创新)部门使用人力资本 H_{yt} 和已有知识存量 γ_t 进行知识或专利生产;

(5) 最终产品市场出清, 即式(1)~(3)成立;

(6) 中间产品市场出清, 即对任意 $j \in [0, \gamma_t]$, $\sum_i \phi_{jt}^i x_{jt} = x_{jt} (i \in \{A, M, S\})$;

(7) 基础劳动市场出清, 即 $\sum_i N_t^i = 1 (i \in \{A, M, S\})$;

(8) 人力资本市场出清, 即 $(\sum_i h_t^i) H_{yt} + H_{yt} = H_{yt} + H_{yt} = H (i \in \{A, M, S\})$;

(9) 物质资本市场出清, 即 $\int_{j=0}^{\gamma_t} \eta x_{jt} dj = k_t L = K_t$;

(10) 专利市场出清。

1.2.2 广义平衡增长路径(GBGP)

沿用 Kongsamut et al. (2001) 和 Li et al. (2019) 等文章的求解思路, 我们考察经济的广义平衡增长路径(GBGP)。根据定义, 在 GBGP 上, 实际利率为常数 (r^o)。于是, 由式(26)和(27), 在 GBGP 上, 我们有:

$$\frac{[A_t/L - \bar{A}]}{A_t/L - \bar{A}} = \frac{[M_t/L + \bar{M}]}{M_t/L + \bar{M}} = \frac{[S_t/L + \bar{S}]}{S_t/L + \bar{S}} = \frac{r^o - \rho}{\sigma} \equiv g^o \quad (29)$$

其中, g^o 为 GBGP 上的经济增长率。由 $R_t = r_t + \delta$ 和式(11)可知, 在 GBGP 上, 所有中间产品的价格也为常数 (p^o)。由式(7)可知, 每种中间产品的需求量也为常数 (x^o)。进而, 由式(12)可知, 在 GBGP 上, 每家中间产品厂商的利润也为常数, 即 $\pi^o = (\alpha + \beta)(1 + \omega)p^o x^o$ 。

在 GBGP 上, 由物质资本的出清条件可知, 物质资本存量与专利存量具有相同的增长率。由式(5)和(6)可知, 人力资本工资率、基础劳动工资率与专利的增长率相等。由政府预算约束(28)可知, 一次性总付税与专利的增长率也相等。因此, 在 GBGP 上, 有:

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t} = \frac{\dot{K}_t}{K_t} = \frac{\dot{\gamma}_t}{\gamma_t} = \frac{\dot{w}_{Nt}}{w_{Nt}} = \frac{\dot{w}_{Ht}}{w_{Ht}} = \frac{\dot{T}_t}{T_t}。$$

与 Kongsamut et al. (2001) 和 Li et al. (2019) 等文章类似, 我们假定下述刀锋条件(Knife-edge condition)成立, 即 $\frac{\bar{A}}{B_A} = \frac{\bar{M}}{B_M} + \frac{\bar{S}}{B_S}$ 。利用刀锋条件, 我们可以重写代表性消费者的流量预算约束(22)。进而可推得, 在 GBGP 上,

$$\begin{aligned} \frac{\dot{k}_t}{k_t} = \frac{\dot{K}_t}{K_t} = \frac{\dot{\gamma}_t}{\gamma_t} = \frac{\dot{w}_{Nt}}{w_{Nt}} = \frac{\dot{w}_{Ht}}{w_{Ht}} = \frac{\dot{T}_t}{T_t} &= \frac{[A_t/L - \bar{A}]}{A_t/L - \bar{A}} = \frac{[M_t/L + \bar{M}]}{M_t/L + \bar{M}} = \frac{[S_t/L + \bar{S}]}{S_t/L + \bar{S}} \\ &= \frac{r^o - \rho}{\sigma} \equiv g^o \end{aligned} \quad (30)$$

利用式(8)、(13)、(15)、(19)和人力资本市场出清条件可以推出,在 GBGP 上,在最终产品部门和研发部门就业的人力资本存量分别为:

$$H_Y^o = \frac{\alpha r^o}{\xi(1+\omega)(\alpha+\beta)(1-\alpha-\beta)} \equiv \frac{\Lambda r^o}{\xi(1+\omega)}$$

$$H_Y^o = H - H_Y^o = H - \frac{\Lambda r^o}{\xi(1+\omega)} \quad (31)$$

其中, $\Lambda \equiv \alpha / ((\alpha+\beta)(1-\alpha-\beta))$ 。由式(18)可知, GBGP 上知识存量的增长率为 ξH_Y^o 。进而,利用式(30),我们可推出 GBGP 上的净利率 r^o 和经济增长率 g^o :

$$r^o = \frac{(1+\omega)(\sigma\xi H + \rho)}{(1+\omega) + \sigma\Lambda}, \quad g^o = \frac{(1+\omega)\xi H - \rho\Lambda}{(1+\omega) + \sigma\Lambda} \quad (32)$$

利用最终产品部门中三个子部门的生产函数,可得到 GBGP 上基础劳动在农业、制造业和服务业中的就业份额分别为: $N_t^A = \frac{A_t}{B_A H_Y^o \alpha L^\beta x^{o1-\alpha-\beta} \gamma_t}$, $N_t^S = \frac{S_t}{B_S H_Y^o \alpha L^\beta x^{o1-\alpha-\beta} \gamma_t}$, $N_t^M = 1 - N_t^A - N_t^S$ 。对上述三个式子的两边分别求对数导数,我们有:

$$\dot{N}_t^A = -\frac{g^o}{\gamma_t} \cdot \frac{\bar{A}L}{B_A H_Y^o \alpha L^\beta x^{o1-\alpha-\beta}} = -\Theta \left[\frac{\bar{A}L}{\gamma_0 B_A L^\beta} \right] < 0 \quad (33)$$

$$\dot{N}_t^S = \frac{g^o}{\gamma_t} \cdot \frac{\bar{S}L}{B_S H_Y^o \alpha L^\beta x^{o1-\alpha-\beta}} = \Theta \left[\frac{\bar{M}L}{\gamma_0 B_M L^\beta} \right] > 0 \quad (34)$$

$$\dot{N}_t^M = \frac{g^o}{\gamma_t} \cdot \frac{\bar{M}L}{B_M H_Y^o \alpha L^\beta x^{o1-\alpha-\beta}} = \Theta \left[\frac{\bar{S}L}{\gamma_0 B_S L^\beta} \right] > 0 \quad (35)$$

其中, $\Theta = g^o e^{-g^o t} H_Y^{o-\alpha} x^{o-(1-\alpha-\beta)}$

基于以上模型结果,我们可得到命题 1。

命题 1: 当参数满足刀锋条件时,经济存在广义平衡增长路径(GBGP)。在 GBGP 上,均衡的利率和长期经济增长率都是常数[由式(32)给出];同时,在 GBGP 上,农业部门的就业份额不断减少,工业和服务业部门的就业份额不断增加。

命题 1 表明,我们可以在一个统一的模型中再现 Romer(1990)关于内生经济增长和 Kongsamut et al. (2001)关于产业结构转型的结论。在 GBGP 上,利率和长期经济增长率都是依赖于相关外生变量的常数。根据式(33)~(35)可知,由内生经济增长所驱动,经济呈现非平衡增长,即农业部门不断萎缩,制造业和

① 与 Romer(1990)和 Li et al. (2019)类似,为了保证长期经济增长率为正,此处隐含假设 $\xi H - \rho\Lambda > 0$ 。根据此假设,可以推出 $g^o > 0$ 。

服务业部门不断扩张。如果长期经济增长率等于零($g^o=0$), 就没有产业结构转型, 即 $\dot{N}_t^A = \dot{N}_t^M = \dot{N}_t^S = 0$ 。

1.3 比较静态和数值分析

我们考察补贴创新对经济增长的影响。假定经济的起点是原来的 GBGP, 当 ω 永久性提高时, 在新的 GBGP, 虽然中间品价格(p^o)下降了而毛利率(R^o)上升了, 而且, 补贴后单位中间品的净收益($(1+\omega)p^o - R^o\eta$)是上升的, 中间品产量(x^o)也是上升的, 因此, 中间品厂商的利润($\pi^o = ((1+\omega)p^o - R^o\eta)x^o$)是上升的。由于中间品厂商利润(π^o)增加的正效应大于利息率($r^o = R^o - \delta$)上升的负效应, 因此, 根据 $P_y^o = \pi^o/r^o$ 可知, 专利品的价格(P_y^o)是上升的。进而, 在研发部门就业的人力资本存量增加, 知识的增长率提高, 内生经济增长率也就越高。于是, 我们有命题 2。

命题 2: 增加政府补贴率(ω)会提高长期经济增长率(g^o)^①。

政府补贴对中间部门的促进作用体现在内涵边际(Intensive Margin)和外延边际(Extensive Margin)两个方面。一方面, 补贴率的增加提高了每一种中间品的产量, 这是内涵边际; 另一方面, 补贴率的增加提高了在研发部门就业的人力资本存量, 加快了知识积累的速度, 进而增加了知识存量即中间品的种类数, 这是外延边际。

下面, 我们考察补贴创新对结构转型的影响。把式(33)~(35)关于补贴率(ω)求导数, 有

$$\frac{\partial \dot{N}_t^A}{\partial \omega} = - \left[\frac{\bar{A}L}{\gamma_0 B_A L^\beta} \right] \cdot \frac{\partial \Theta}{\partial \omega}, \quad \frac{\partial \dot{N}_t^M}{\partial \omega} = \left[\frac{\bar{M}L}{\gamma_0 B_M L^\beta} \right] \cdot \frac{\partial \Theta}{\partial \omega}, \quad \frac{\partial \dot{N}_t^S}{\partial \omega} = \left[\frac{\bar{S}L}{\gamma_0 B_S L^\beta} \right] \cdot \frac{\partial \Theta}{\partial \omega}$$

其中,

$$\frac{\partial \Theta}{\partial \omega} = \left[\frac{\Lambda(\sigma\xi H + \rho)}{(1 + \omega + \sigma\Lambda) [(1 + \omega)\xi H - \rho\Lambda]} - \frac{\phi}{\psi} - \frac{\Lambda(\sigma\xi H + \rho)}{(1 + \omega + \sigma\Lambda)^2 t} \right] \Theta$$

$$\phi = \left\{ \frac{(1 + \omega)^2 (\sigma\xi H + \rho) (1 - 2\alpha - \beta) + \delta(1 + \omega + \sigma\Lambda) [(1 + \omega)(1 - 2\alpha - \beta) + (1 - \alpha - \beta)\sigma\Lambda]}{\psi} \right\}$$

$$\psi = (\alpha + \beta)(1 + \omega)(1 + \omega + \sigma\Lambda) [(1 + \omega)(\sigma\xi H + \rho) + \delta(1 + \omega + \sigma\Lambda)]$$

把 GBGP 上最终产品三个子部门基础劳动就业份额的渐进值关于补贴率求导, 我们有:

$$\frac{\partial N_\infty^A}{\partial \omega} = \left[\frac{\bar{A}L}{\gamma_0 B_A L^\beta} \right] \frac{1}{H_Y^\alpha x^{o1-\alpha-\beta}} \frac{\phi}{\psi}, \quad \frac{\partial N_\infty^M}{\partial \omega} = - \left[\frac{\bar{M}L}{\gamma_0 B_M L^\beta} \right] \frac{1}{H_Y^\alpha x^{o1-\alpha-\beta}} \frac{\phi}{\psi}$$

① 通过对 g^o 关于 ω 求导, 我们可以直接证明命题 2, $\frac{\partial g^o}{\partial \omega} = \frac{\Lambda(\sigma\xi H + \rho)}{[(1 + \omega) + \sigma\Lambda]^2} > 0$ 。

$$\frac{\partial N_{\infty}^S}{\partial \omega} = - \left[\frac{\bar{S}L}{\gamma_0 B_S L^{\beta}} \right] \frac{1}{H_Y^{\alpha} x^{o1-\alpha-\beta}} \frac{\phi}{\psi}$$

因此,我们可得到下述命题 3。

命题 3: 当参数满足 $\phi < 0$ 和 $t < t^{UB}$ 时,提高补贴率会加速产业结构的转型升级,即 $\frac{\partial \dot{N}_t^A}{\partial \omega} < 0, \frac{\partial \dot{N}_t^M}{\partial \omega} > 0, \frac{\partial \dot{N}_t^S}{\partial \omega} > 0$; 同时,结构转型也更彻底,即 $\frac{\partial N_{\infty}^A}{\partial \omega} < 0, \frac{\partial N_{\infty}^M}{\partial \omega} > 0, \frac{\partial N_{\infty}^S}{\partial \omega} > 0$ 。其中, $t^{UB} \equiv \frac{(1+\omega+\sigma\Lambda)^2}{\Lambda(\sigma\xi H+\rho)} \left[\frac{\Lambda(\sigma\xi H+\rho)}{(1+\omega+\sigma\Lambda)[(1+\omega)\xi H-\rho\Lambda]} - \frac{\phi}{\psi} \right]$ 。

命题 1 和命题 2 表明,当补贴率增加时,尽管中间品的价格降低了,但是单位中间品得到的净收益提高了。由于中间品的产量也是提高的,因此,中间品厂商得到的利润水平升高了;而且,这种利润升高对于专利价格的正向影响占优于利率上升对于专利价格的负向影响,所以专利价格上升了。专利价格的上涨会促使研发部门就业人力资本的收入增加,这会吸引更多的人力资本进入研发部门,进而提高知识增长率,促进经济增长率提升。由于经济增长是转型的推动力,因此,补贴率的提高由于推动了经济增长,进而加速了经济结构的转型升级。表 1 报告了各项参数及其取值。

表 1 参数取值

消费者参数	取值	生产方参数	取值
主观时间贴现因子(ρ)	0.01	农业生产技术系数(B_A)	4
农产品效用比重(u)	0.1	制造业生产技术系数(B_M)	1
工业制造品效用比重(v)	0.21	服务业生产技术系数(B_S)	2.5
服务品效用比重(w)	0.69	物质资本折旧率(δ)	0.05
农产品生存消费($\bar{A}$)	144	初始专利存量(γ_0)	100
家庭生产工业制造品($\bar{M}$)	16.8	中间产品厂商生产参数(η)	1
家庭生产服务品($\bar{S}$)	48	农业基础劳动初始份额(N_0^A)	0.5
风险规避系数(σ)	1	制造业基础劳动初始份额(N_0^M)	0.2
人力资本总量(H)	1	服务业基础劳动初始份额(N_0^S)	0.3
人口总量(L)	1	最终产品生产的人力资本产出份额(α)	0.35
		最终产品生产的基础劳动产出份额(β)	0.35
		研发部门生产函数参数(ξ)	0.1

为了更直观地说明命题 2 和命题 3 的结论,我们下面给出一些数值模拟的结果。为此,我们首先为模型参数赋值。参考 Kongsamut et al. (2001) 和王高望等(2018)等的做法,我们把农产品、工业品和服务品的效用比重分别取为 $u = 0.1, v = 0.21, w = 0.69$; 把农业、制造业与服务业的生产技术参数分别取为 $B_A =$

4, $B_M=1$, $B_S=2.5$ 。这可以理解为:用生产1单位工业品的资本和劳动,可以生产4单位农产品或者2.5单位服务业产品。根据 Kongsamut et al. (2001)、Cheremukhin et al. (2015) 和王高望等(2018)的结构模型,我们将相对风险规避系数取为 $\sigma=1$ 。根据 Cheremukhin et al. (2015)、Kongsamut et al. (2001)、吕捷和王高望(2015)、潘珊等(2017)的取值方法,我们将资本折旧率取为 $\delta=0.05$ 。根据刀锋条件,我们把生存消费、家庭生产工业品和家务劳动等三个参数分别取为 $\bar{A}=144$, $\bar{M}=16.8$, $\bar{S}=48$ 。参考 Jaimovich and Rebelo(2017),将中间产品厂商生产的技术参数和主观时间贴现因子分别取为 $\eta=1$ 和 $\rho=0.01$ 。根据1952年我国第一、第二、第三产业的GDP占比情况,将模型中农业、制造业、服务业基础劳动的初始份额分别取为 $N_0^A=0.5$, $N_0^M=0.2$, $N_0^S=0.3$ 。将人力资本与基础劳动要素的产出份额取为 $\alpha=\beta=0.35$;人力资本与人口总量分别取为 $H=1$, $L=1$;研发部门专利生产的技术参数取为 $\xi=0.1$;知识存量的初始值取为 $\gamma_0=100$ 。

基于以上参数设定,我们绘制出图4和图5。图4表明,随着创新补贴率的提高,经济的长期增长率也不断提高。大致来说,补贴率增加0.1,经济增长率增加约0.2个百分点。在图5中,实线和虚线分别表示补贴率为0和0.3时农业、制造业和服务业就业份额和产值份额的动态路径。由图5可见,提高创新补贴率对产业结构转型具有促进作用。这种促进作用体现在两个方面:一方面,补贴率提高加快了产业结构转型的速度,在图中表现为,当 $t < t^{UB} = 22.81$ 时,虚线比实线更陡峭;另一方面,补贴率的提高使产业结构转型更加彻底,在图中表现为,对于农业部门来讲,虚线在实线的下方,对于工业和服务业部门将来,虚线在实线的上方。

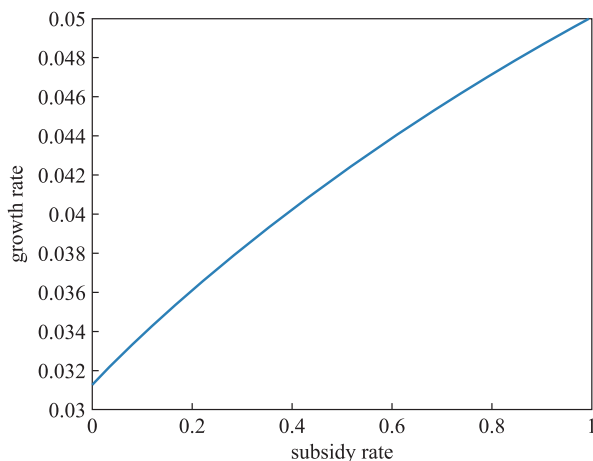


图4 补贴率与内生经济增长率

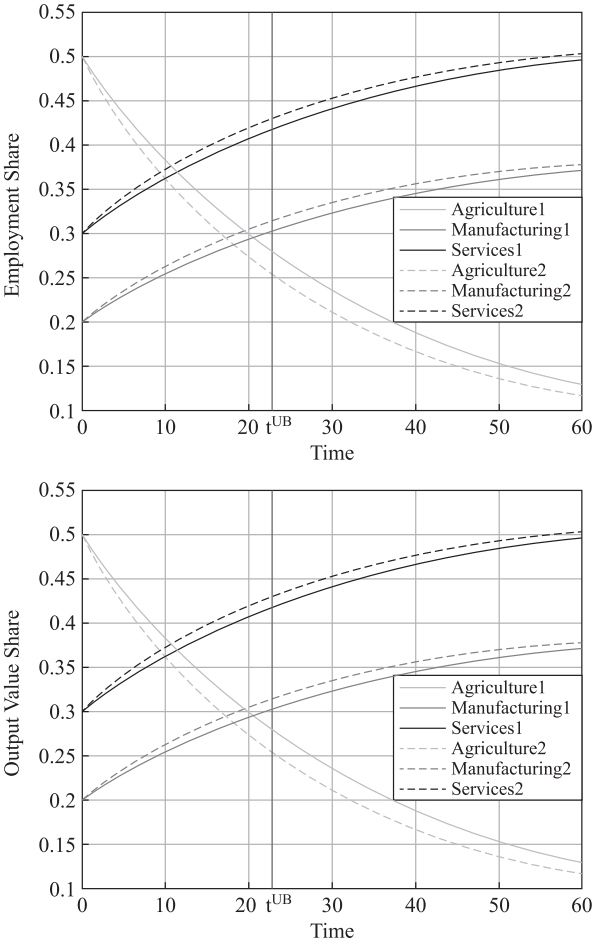


图 5 农业、工业和服务业部门就业份额与产值份额的变化图

注:实线表示不存在补贴的情况,虚线表示补贴率 $\omega=0.3$ 的情况

2 实证分析

2.1 计量模型与数据来源

2.1.1 回归模型

前文的理论分析表明,补贴率增加能够加速产业结构转型。为了验证这一理论结果,我们构建如下基本回归模型:

$$\text{struc_change}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{sub}_{i,t-3} + \beta_2 X_{it} + \eta_1 t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

其中,下脚标 i 与 t 分别表示省份与年份。被解释变量 struc_change_{it} 表示产业

结构变化,使用非农产业产值占比变化(当期与上期占比的差值)来衡量;解释变量 sub_{it} 为补贴变量(简称为政府补贴率),使用科技活动经费筹集资金中政府提供资金所占的比例以及 R&D 经费内部支出中政府资金占比来衡量; X_{it} 为一组控制变量,具体包括对外开放程度(open)、金融发展水平(fin)、宏观税负(fis_tax)和农业扶持度(fis_agri),分别使用进出口总额与 GDP 之比、金融产业增加值与 GDP 之比、税收总额与 GDP 之比和政府农业方面的支出与 GDP 之比来衡量。 η_{1t} 为时间趋势项; u_i 表示个体固定效应; ε_{it} 表示随机误差项^①。

我们选择非农产业产值占比变化作为被解释变量以衡量结构转型,基于以下三个方面的原因:其一,选择非农产业(包括工业和服务业)产值占比(而不是工业或者服务业单个占比)是因为中国工业和服务业的产值占比具有地区差异性^②;其二,选择非农产业产值占比(而不是非农产业就业占比)是因为中国的户籍制度可能会对实际从业人员数据的客观性产生较大影响;其三,研究中国结构转型的一些实证文献使用非农业产值占比作为被解释变量,比如,Alvarez-Cuadrado and Poschke (2011),Caselli and Coleman II (2001),严成樑和徐翔(2016),王高望和田盛丹(2019)等。基于以上考虑,我们选择非农产业产值占比变化作为被解释变量。

表 2 各变量定义与说明

变量名称	符号	定义
非农产业产值占比	—	(第二产业产值+第三产业产值)(亿元)/地区生产总值(亿元)×100%
非农产业产值占比变化	struc_change	当年非农产业产值占比/%-上一年非农产业产值占比/%
政府补贴率	sub	科技活动经费筹集中政府资金占比;R&D 经费内部支出中政府资金占比

① 在回归模型中引入时间趋势项,本文基于以下三方面的考虑:首先,经济增长和结构转型等宏观经济变量通常受技术进步的影响,具有时间趋势;其次,通过数据分析,我们发现,在很多省份,被解释变量(非农产业产值占比变化)具有一定的时间趋势;最后,有些文献(宋凌云等,2012;李任玉等,2018)在回归模型中引入了时间趋势项。同时,由于不同省份在地理、习俗和文化等各方面存在差异,这些差异可能会对解释变量产生影响,为了控制这些不随时间变化的个体异质性可能导致的内生性问题,本文引入个体(省份)固定效应。

② 除黑龙江以外,各省(自治区、市)的第一产业产值占比在 1997—2019 年期间都呈现稳定的下降趋势,而第二、第三产业的产值占比的变化较为复杂。第二产业产值占比在大部分省(自治区、市)呈现先上升后下降的趋势,在北京、上海、云南、浙江表现为下降趋势,在福建和西藏表现为上升趋势。第三产业产值占比在大部分省(自治区、市)呈现上升趋势,在安徽、重庆、广西、江西等地的变化趋势不明显。因此,在线性回归模型假设下,我们认为使用农业或非农业产值占比变化作为被解释变量更为合适。

续表

变量名称	符号	定义
对外开放程度	open	进出口总额(由中美汇率数据对以美元为单位的原始数据进行货币单位转换)(亿元)/地区生产总值(亿元)
金融发展水平	fin	金融行业增加值(亿元)/地区生产总值(亿元)
宏观税负	fis_tax	地区财政收入中税收总额(亿元)/地区生产总值(亿元)
农业扶持度	fis_agri	地区财政支出中农业方面的支出(1997—2002 年为支援农业生产、农业综合开发、农林水利气象等部门事业费加和;2003—2006 年为农业支出、林业支出、农林水利气象等部门事业费加和;2007—2019 年为农林水事务支出)(亿元)/地区生产总值(亿元)

我们介绍一下解释变量的数据和滞后期选择。关于数据选择,我们选择科技活动经费筹集资金中政府资金占比和 R&D 经费内部支出中政府资金占比作为政府补贴率的代理变量。一方面,相比微观层面的企业数据,我们选择的数据包括更多研发单位(如独立研发机构、高校等)在科技研发方面受到政府补贴的情况;另一方面,与更加宏观层面的政府科技方面支出占 GDP 或财政支出比例指标相比,我们选择的数据为各省科技活动经费筹集资金与 R&D 经费内部支出中政府资金所占比例,其中的科技活动经费筹集资金与 R&D 经费内部支出能更好地刻画研发活动单位的收益情况。关于解释变量的时间选择,我们选择滞后的政府补贴率主要基于以下几点原因:其一,减少补贴政策本身的内生性。政府在规划财政预算支出目标时,可能根据当期的经济发展状况决定科技与研发活动的补贴力度;其二,财政(补贴)政策对经济的影响具有时滞性。(Devarajan et al., 1996);其三,科研活动一般周期比较长且具有不确定性,一项研究从开始着手到获得成果通常需要时间。比如,国家自然科学基金项目的研究年限一般为 3~5 年,而发明专利的申请周期平均在 3 年左右,因此本文选择将解释变量滞后三期;其四,李涛和周业安(2008),范子英和张军(2010),严成樑和徐翔(2016)等,研究财政和转型的文献一般都选择解释变量的滞后项进行回归。

2.1.2 数据来源与说明

我们选取中国 31 个省(自治区、市)1997—2019 年的面板数据进行回归。除了补贴变量(sub)来自《中国科技统计年鉴》以外,模型中其他变量的数据都来自《中国统计年鉴》以及各省区市统计年鉴。各变量的定义情况如表 2 所示。我们对主要解释变量(即补贴变量)做出特别说明。基于数据的可获得性,补贴变量(sub)的数据在 1997—2008 年取为科技活动经费筹集中政府资金占比,在 2009—2019 年取为 R&D 经费内部支出中政府资金占比。各地区 R&D 经费内部支出这项数据在 1999 年《中国科技统计年鉴》中就有统计,但在 2010 年的年

鉴以前并不标注其中政府资金情况。从数值上看,R&D 经费内部支出数额很大程度上低于科技活动经费筹集数额,在某些地区是科技活动经费筹集数额的二分之一乃至三分之一。然而,从政府资金占比来看,使用 R&D 经费内部支出及其中政府资金计算的 2009 年政府补贴率,与使用科技活动经费筹集数额及其中政府资金计算的 2008 年政府补贴率,这两项比率差异并不大。因此,我们认为可以在不同年份使用两种不同数据计算政府补贴率作为同一个回归变量(sub)在不同年份的取值,通过这种处理方式延长面板数据在时间上的维度,提高研究结果的可信度。各变量数值统计特征具体见表 3。

表 3 1997—2019 年全国 31 个省(自治区、市)各变量数值统计特征

变量名称	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
非农产业产值占比	713	86.744	7.411	62.090	99.730
非农产业产值占比变化(struc_change)	682	0.576	0.927	-5.040	3.910
政府补贴率(sub)	713	0.362	0.230	0.070	1.000
对外开放程度(open)	713	0.280	0.331	0.011	1.668
金融发展水平(fin)	713	0.052	0.031	0.007	0.196
宏观税负(fis_tax)	713	0.070	0.029	0.029	0.200
农业扶持度(fis_agri)	713	0.023	0.029	0.003	0.262

表 4 报告了各变量之间的相关系数,其中政府补贴率变量 sub 对应滞后三期的数据,与回归方程式(36)的设定相对应。非农产业产值变化与政府补贴率之间的相关系数表明,二者显著正相关,即政府补贴率对产业结构转型速度可能存在正向影响。图 6 更直观地展示了二者之间的正相关关系。根据图 6 中散点的分布情况,我们也可以发现大部分非农产业产值占比变化数据为正,非农产业总体呈扩张趋势。表 4 列 1 其他数据显示,对外开放程度、金融发展水平、宏观税负、农业扶持度都与非农产业产值占比呈负相关关系。进一步地,本文对各变量进行了多重共线性检验。检验结果表明,各变量的方差膨胀系数(VIF)均小于 10,平均 VIF 为 2.23。因此,结合表 4 中的相关系数情况,本文判断各变量之间不存在共线性问题。

表 4 各变量相关系数表

	(1) struc_change	(2) sub	(3) open	(4) fin	(5) fis_tax	(6) fis_agri
struc_change	1.000					
sub	0.257*** (0.000)	1.000				

续表

	(1) struc_change	(2) sub	(3) open	(4) fin	(5) fis_tax	(6) fis_agri
open	-0.133 *** (0.001)	-0.121 *** (0.003)	1.000			
fin	-0.231 *** (0.000)	-0.168 *** (0.000)	0.316 *** (0.000)	1.000		
fis_tax	-0.261 *** (0.000)	-0.168 *** (0.000)	0.492 *** (0.000)	0.799 *** (0.000)	1.000	
fis_agri	-0.076 ** (0.046)	0.129 *** (0.001)	-0.293 *** (0.000)	0.094 ** (0.012)	0.104 *** (0.005)	1.000

注：括号内为 p 值；***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

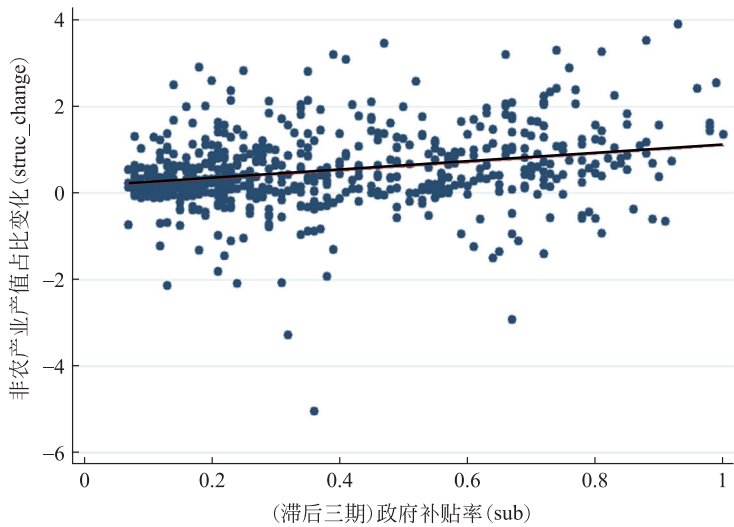


图 6 1997—2019 年中国 31 个省区市政府补贴率与非农产业产值占比变化之间的关系

2.2 回归结果和分析

在面板数据模型的选择上, F 检验结果排除了混合估计模型,进一步地,Hausman 检验与过度识别检验结果表明,应进行随机效应(RE)回归。为了便于比较说明,本文同时汇报了使用固定效应(FE)模型和随机效应(RE)模型对基本回归方程(36)估计的结果,具体如表 5 所示^①。其中,回归方程(1)和(2)

^① 考虑到模型中可能存在的异方差或自相关问题,本文采用异方差-稳健标准误计算标准误并对模型进行回归。

只考虑核心解释变量政府补贴率,回归方程(3)和(4)在此基础上加入了控制变量,回归方程(2)和(4)为随机效应模型估计结果。由表5可见,回归方程(1)~(4)的估计结果显示,政府补贴率的回归系数都显著为正,这说明政府补贴率越高,非农业部门产值占比越高,农业部门产值占比越低,政府补贴创新有利于产业结构转型。这一结果与前文中理论分析的结果相一致,即政府补贴率越高,结构转型就越快。

表5 政府补贴率对我国产业结构变化(非农产业产值占比变化)的影响

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	RE	FE	RE	MLE
政府补贴率	0.396 [*] (0.209)	0.436 ^{**} (0.187)	0.353 [*] (0.201)	0.448 ^{**} (0.200)	0.448 ^{**} (0.191)
对外开放程度			-0.202 (0.222)	-0.281 ^{***} (0.109)	-0.283 (0.176)
金融发展水平			2.723 (2.604)	0.268 (1.931)	0.283 (2.359)
宏观税负			-1.442 (3.300)	-2.531 (2.548)	-2.534 (2.712)
农业扶持度			-7.393 ^{***} (1.333)	-2.487 ^{**} (1.112)	-2.525 (1.765)
时间趋势项	-0.040 ^{***} (0.008)	-0.039 ^{***} (0.007)	-0.032 ^{***} (0.009)	-0.032 ^{***} (0.009)	-0.032 ^{***} (0.009)
常数项	80.973 ^{***} (15.731)	79.294 ^{***} (14.639)	65.609 ^{***} (18.638)	64.660 ^{***} (18.667)	64.618 ^{***} (18.353)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman 检验		0.91		0.05	—
观测数	620	620	620	620	620
R ²	0.119	0.119	0.138	0.131	—

注:括号内为标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

关于控制变量的显著性,对外开放程度、金融发展水平与宏观税负对产业结构变化的影响都不显著。农业扶持度的回归系数都显著为负,这说明政府加大对农业方面的财政支持会减缓产业结构转型。出现政府加大农业支持力度从反方向影响转型的结果,可能来源于中国产业结构转型的地区差异性。比如,中国东部地区农业占比非常小且对农业的依赖度低,而且农业与非农产业的发展具有协同性,政府加大农业扶持不是抑制而是加速了东部地区的结构转型;而西部地区农业占比还很高、对农业发展的依赖度高以及产业发展缺乏协同性,政府加大农业扶持会抑制西部的转型。这一点从后面的分组回归中能够

看得更清楚。根据 Hausman 检验结果,随机效应模型的估计结果更有效率。回归方程(5)给出了随机效应模型的极大似然估计(MLE)结果。估计结果显示,政府补贴率的回归系数依然显著为正,这表明了回归结果的稳健性。

前文理论分析的结果表明,政府补贴率的提高会提高经济增长率,而经济增长率的提高会加速产业结构转型。根据这一结果,我们猜测提高政府补贴率有可能通过提高经济增长进而加速产业结构的转型。因此,使用中介效应模型对这一猜测进行验证。为此,参考甄红线等(2015)、田国强和李双建(2020),我们构建如下回归模型:

$$\text{struc_change}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{sub}_{i,t-3} + \beta_2 X_{it} + \eta_1 t + u_i + \varepsilon_{it}$$
$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{sub}_{i,t-3} + \alpha_2 X_{it} + \eta_2 t + u_i + \varepsilon_{it}$$

(37)

$$\text{struc_change}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{sub}_{i,t-3} + \gamma_2 g_{it} + \gamma_3 X_{it} + \eta_3 t + u_i + \varepsilon_{it}$$

(38)

其中,第一个回归方程即为式(36); g_{it} 为经济增长率,我们用实际人均GDP增长率来衡量;其他变量的符号和含义都与前文相同;回归系数 β_1 反映政府补贴率对产业结构变化的总效应, γ_1 反映政府补贴率对产业结构变化的直接效应, $\alpha_1 \gamma_2 / \beta_1$ 近似反映中介效应占总效应的比例。根据中介效应的检验步骤,如果回归系数 β_1 、 α_1 、 γ_2 皆显著,则表明存在中介效应,即政府补贴率对产业结构变化的影响有一部分是通过经济增长率来实现的。中介效应模型的回归结果见表6。由于 Hausman 检验结果表明随机效应模型相对更加有效率,因此我们使用随机效应模型对回归方程(36)~(38)进行估计,估计结果如表6所示。

表 6 政府补贴率通过经济增长率影响产业结构变化(非农产业产值占比变化)的中介效应

	(1) 产业结构变化	(2) 经济增长率	(3) 产业结构变化
政府补贴率	0.448 ** (0.200)	0.023 * (0.014)	0.412 ** (0.208)
经济增长率			2.029 ** (1.032)
对外开放程度	-0.281 *** (0.109)	-0.015 (0.011)	-0.199 * (0.104)
金融发展水平	0.268 (1.931)	-0.637 ** (0.278)	0.924 (2.360)
宏观税负	-2.531 (2.548)	0.420 * (0.218)	-3.152 (2.522)
农业扶持度	-2.487 ** (1.112)	-0.027 (0.091)	-1.163 (0.968)

续表			
	(1)	(2)	(3)
	产业结构变化	经济增长率	产业结构变化
时间趋势项	-0.032 *** (0.009)	-0.002 *** (0.001)	-0.028 *** (0.008)
常数项	64.660 *** (18.667)	5.038 *** (1.898)	55.923 *** (16.697)
个体效应	YES	YES	YES
观测数	620	620	620
R ²	0.131	0.166	0.139

注：括号内为标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

表 6 回归方程(1)的估计结果与表 5 回归方程(4)的结果相同,表明政府补贴率对产业结构转型具有加速作用。表 6 回归方程(2)的估计结果表明,政府补贴率与经济增长率具有显著正相关关系,这一结果验证了理论模型中政府补贴率增加促进经济增长的结论。表 6 回归方程(3)的估计结果表明,政府补贴率 and 经济增长率的回归估计系数都显著为正。根据中介效应的检验步骤,回归系数 β_1 、 α_1 、 γ_2 都显著为正表明存在中介效应,即政府补贴率能够通过促进经济增长进而推动产业结构转型升级。而且,我们可以推知,中介效应占总效应的比例约为 10.42%。总之,根据表 5 和表 6 的回归结果,我们可以验证在理论分析中得到的理论结果:一方面,政府补贴促进经济增长;另一方面,政府补贴能够通过促进增长进而加速结构转型。

2.3 稳健性检验

下面,我们从三个方面对基本回归结果进行稳健性检验:(1)使用非农就业占比变化作为被解释变量进行回归估计;(2)使用政府科技支出占 GDP 比例作为解释变量进行回归估计;(3)对核心解释变量(补贴变量)与被解释变量(非农产业产值占比变化)进行首尾 1%的缩尾与截尾处理进行回归估计。三项估计结果分别列入表 7、表 8 和表 9。

表 7 政府补贴率对我国产业结构变化(非农就业占比变化)的影响

非农就业占比变化	(1)	(2)	(3)
	FE	RE	MLE
政府补贴率	0.678 * (0.372)	0.590 * (0.313)	0.591 ** (0.287)
对外开放程度	0.523 (0.426)	0.474 ** (0.221)	0.474 * (0.248)

续表			
非农就业占比变化	(1)	(2)	(3)
	FE	RE	MLE
金融发展水平	-14.906 ** (5.931)	-9.617 *** (3.256)	-9.669 *** (3.599)
宏观税负	4.879 (5.799)	1.073 (3.371)	1.119 (4.077)
农业扶持度	4.355 (5.722)	4.941 *** (1.864)	4.936 ** (2.490)
时间趋势项	0.027 (0.017)	0.018 (0.015)	0.018 (0.014)
常数项	-53.504 (34.713)	-35.772 (30.031)	-35.932 (27.819)
个体效应	YES	YES	YES
Hausman 检验	0.19		—
观测数	610	610	610
R ²	0.036	0.035	—

注：括号内为标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

在第一项稳健性检验中,我们使用非农就业人数占总就业人员数比例^①的变化代替非农产业产值占比变化作为被解释变量,解释变量与控制变量保持不变。表7中回归方程(1)和(2)分别报告了固定效应与随机效应模型的回归估计结果。结果显示,政府补贴率在两个回归结果中皆在5%的显著性水平上显著为正,即政府补贴率对非农就业占比的提升也具有促进作用。也就是说,如果从就业的角度来测度转型的程度,我们也有政府补贴率促进产业结构加速转型的结论。根据 Hausman 检验的结果,随机效应模型更有效率。因此。我们在表7回归方程(3)中报告了随机效应模型的 MLE 估计结果。结果显示,政府补贴率与非农产业就业占比变化具有显著正相关关系。

在第二项稳健性检验中,我们使用政府在科技方面的支出^②占 GDP 比例代替科技活动经费筹集资金中政府资金占比以及 R&D 经费内部支出中政府资金占比作为解释变量,被解释变量依然为非农产业产值占比变化,控制变量也保持不变。表8中回归方程(1)和(2)分别报告了固定效应与随机效应模型的回归结果。由回归方程(1)和(2)的结果可见,使用科技支出占比衡量的政府补

①各地区就业人数的数据来源:1997—2008 年的数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》;2009—2019 年的数据来自各省统计年鉴。

②科技方面的支出定义如下:1997—2006 年为财政支出中科技三项费用与科学事业费之和;由于从 2007 年开始统计资料不再报告科技三项费用,因此,我们把 2007—2019 年科技方面的支出取为一般预算支出中的科学技术支出。数据均来自《中国统计年鉴》。

贴率与非农产业产值占比变化依然具有显著的正相关关系。回归方程(3)为随机效应模型的 MLE 估计结果,其显示结果与回归方程(1)和(2)的结果基本保持一致。因此,在以科技支出占比作为政府补贴率的代理变量的情况下,我们依然有政府补贴率促进产业结构转型的结论。根据以上两种稳健性分析的结论,我们发现,政府补贴率促进结构转型的回归结果是稳健的。

表 8 财政科技支出 GDP 占比对我国产业结构变化(非农产业产值占比变化)的影响

非农产业产值占比变化	(1) FE	(2) RE	(3) MLE
政府补贴率	59.248 ** (27.809)	71.719 ** (29.068)	71.632 *** (27.301)
对外开放程度	-0.009 (0.218)	-0.253 *** (0.092)	-0.253 (0.175)
金融发展水平	1.561 (2.733)	-1.141 (1.940)	-1.115 (2.467)
宏观税负	-4.510 (3.764)	-4.828 (3.140)	-4.854 * (2.789)
农业扶持度	-6.424 *** (1.341)	-1.522 (1.112)	-1.576 (1.714)
时间趋势项	-0.041 *** (0.010)	-0.046 *** (0.009)	-0.046 *** (0.008)
常数项	83.815 *** (19.934)	94.082 *** (18.082)	93.886 *** (15.749)
个体效应	YES	YES	YES
Hausman 检验		0.08	—
观测数	620	620	620
R ²	0.140	0.133	—

注:括号内为标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

在第三项稳健性检验中,我们对核心解释变量(政府补贴率)与被解释变量(非农产业产值占比变化)进行首尾 1%的缩尾与截尾处理,然后进行回归估计。表 9 给出的回归结果显示,政府补贴率对产业结构加速转型的回归结果依然稳健的。

表 9 政府补贴率对我国产业结构变化影响(数据经首尾 1%缩尾与截尾处理)

非农产业产值占比变化	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) MLE
政府补贴率	0.358 * (0.200)	0.438 ** (0.199)	0.289 (0.207)	0.382 ** (0.191)	0.382 * (0.197)

	续表				
非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	RE	FE	RE	MLE
对外开放程度	-0.190 (0.224)	-0.281*** (0.109)	-0.227 (0.215)	-0.232** (0.107)	-0.232 (0.177)
金融发展水平	2.722 (2.603)	0.243 (1.917)	2.097 (2.843)	-0.181 (2.028)	-0.181 (2.483)
宏观税负	-1.221 (3.356)	-2.543 (2.557)	-5.106 (3.738)	-2.733 (2.397)	-2.734 (2.824)
农业扶持度	-7.479*** (1.266)	-2.463** (1.092)	-9.024** (3.634)	-1.059 (1.614)	-1.060 (1.797)
时间趋势项	-0.032*** (0.009)	-0.032*** (0.009)	-0.028** (0.010)	-0.036*** (0.010)	-0.036*** (0.009)
常数项	65.777*** (18.492)	65.115*** (18.582)	56.447** (20.736)	73.890*** (19.154)	73.889*** (19.034)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman 检验	0.04		0.08		—
观测数	620	620	579	579	579
R ²	0.139	0.131	0.139	0.131	—

注：括号内为标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

2.4 异质性检验

为了研究政府科技创新补贴在不同地区对产业结构转型的影响,同时进一步检验政府补贴率对我国非农产业产值占比变化影响的稳健性,我们基于基本回归方程式(36)把全国划分为东部、中部、西部三个地区^①进行分组回归。我们首先给出三个地区各变量的统计特征。表10显示出我国不同地区非农产业产值占比及其变化、政府补贴率、对外开放程度、金融发展水平、宏观税负和农业扶持度情况。关于非农产业产值占比,其平均值按东部、中部、西部地区依次递减;关于非农产业产值占比变化,其平均值则按东部、中部、西部地区依次递增;关于政府补贴率,其平均值按东部、中部、西部地区顺序依次递增;关于对外开放程度,均值是递减的;关于金融发展水平和宏观税负,东部地区最高,西部地区次之,中部地区最低;关于农业扶持度,其均值依东部、中部和西部是递减的。

^① 其中,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省市自治区,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省市自治区,西部地区包括广西、内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省市自治区。

表 10 1997—2019 年我国东部、中部、西部三个地区各变量数值统计特征

变量名称	地区	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
非农产业产值占比	东部地区	253	90.686	8.214	62.090	99.730
	中部地区	184	85.372	5.571	71.410	95.640
	西部地区	276	84.045	6.071	62.090	93.430
非农产业产值占比变化 (struc_change)	东部地区	253	0.399	0.575	-1.450	3.270
	中部地区	184	0.600	1.171	-5.040	3.470
	西部地区	276	0.723	0.979	-2.910	3.910
政府补贴率(sub)	东部地区	253	0.311	0.221	0.070	0.920
	中部地区	184	0.322	0.200	0.090	0.810
	西部地区	276	0.435	0.239	0.120	1.000
对外开放程度(open)	东部地区	253	0.596	0.385	0.082	1.668
	中部地区	184	0.107	0.036	0.040	0.210
	西部地区	276	0.106	0.061	0.011	0.415
金融发展水平(fin)	东部地区	253	0.064	0.043	0.014	0.196
	中部地区	184	0.038	0.015	0.016	0.078
	西部地区	276	0.050	0.021	0.007	0.104
宏观税负(fis_tax)	东部地区	253	0.085	0.038	0.033	0.200
	中部地区	184	0.055	0.015	0.029	0.105
	西部地区	276	0.065	0.017	0.030	0.111
农业扶持度(fis_agri)	东部地区	253	0.011	0.009	0.003	0.050
	中部地区	184	0.018	0.011	0.005	0.065
	西部地区	276	0.039	0.040	0.005	0.262

然后,我们利用基本回归方程(36)进行分样本回归,具体估计结果如表 11 所示。回归方程(1)~(3)分别显示了我国东部、中部、西部地区的回归结果。由表 11 可见,政府补贴率变量的回归系数仅在西部地区显著为正,在东部与中部地区都不显著。回顾表 5 中回归方程(4)的总样本回归结果,发现,在西部地区回归中,政府补贴率的系数估计值增大了约一倍,而且显著性更强。这表明,政府补贴创新对产业结构转型的促进作用主要是通过西部地区来实现的。结合表 10 各地区变量统计特征,发现这些结果可能是由于以下两个原因导致的:一方面,从政府补贴率的角度来看,东部地区的政府补贴率相对较低,在产业结构变化的过程中,政府补贴率的作用可能有限;另一方面,从产业结构发展水平的角度来看,相对于其他两个地区,东部地区的非农产业产值占比已经处于较高水平,进一步提升的空间非常有限,因此政府补贴率的作用也就非常有限。关于控制变量,对外开放程度、金融发展水平与宏观税负对产业结构变化的影响在三个地区分组回归中依然显示为不显著。然而,农业扶持度的回归估计系数在不同地区则显示出较大差异:在东部地区显著为正,在中部地区显著为负,在

西部地区则不显著。产生这种结果的原因可能是由于不同地区的产业发展情况存在差异:东部地区的经济发展对农业依赖度低,农业倾向于集约化和精细化作业,而且与非农产业协同发展,扶持农业能够促进物流、运输、零售等非农产业的发展,进而对产业结构加速转型产生正向影响;中、西部地区对农业的依赖度相对较高,而且与非农产业的发展缺乏产业协同,农业扶持度增加对农业的促进作用占优于其为非农产业带来的间接促进作用,因此对该地区的产业结构转型产生负向影响。

表 11 政府补贴率对我国地区产业结构(非农产业产值占比变化)的影响

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
政府补贴率	0.234 (0.206)	-0.321 (0.385)	0.831*** (0.261)
对外开放程度	0.103 (0.074)	-3.245 (3.419)	0.167 (0.436)
金融发展水平	0.744 (1.279)	-0.797 (8.419)	1.218 (2.698)
宏观税负	-4.319*** (1.638)	1.884 (7.949)	-6.492 (3.997)
农业扶持度	20.799*** (3.360)	-57.104*** (11.314)	-0.653 (0.946)
时间趋势项	-0.034*** (0.008)	0.027 (0.024)	-0.040*** (0.014)
常数项	68.426*** (16.785)	-51.897 (48.705)	80.088*** (28.318)
地区效应	YES	YES	YES
观测数	220	160	240
R^2	0.110	0.140	0.216

注:括号内为标准误;***表示在 1%的置信水平显著。

3 结论

本文从理论和实证两个方面研究了政府的创新补贴政策对内生经济增长和产业结构转型的影响。在理论部分,本文构建了最终产品部门包含农业、制造业、服务业三个子部门的内生经济增长模型,在模型中引入政府的创新补贴,进而研究这一财政补贴政策对长期经济增长和产业结构转型的影响。理论研究的结论表明,当满足刀锋条件时,GBGP 存在,而且,在 GBGP 上,随着创新补

贴率的增加,长期经济增长率会提高,结构转型会加快也更为彻底。在实证部分,使用我国1997—2019年31个省(自治区、市)的数据,采用固定效应模型和随机效应模型两种计量方法,我们对政府补贴创新促进产业结构转型这一理论分析结果进行了实证检验。首先,基本回归结果表明,政府补贴率与非农产业产值占比变化显著正相关,即政府补贴率对产业结构转型具有正向影响;通过中介效应检验,我们发现,这种正向影响至少有一部分是通过促进经济增长来实现的。其次,通过更换回归模型中被解释变量与解释变量的代理变量,以及对被解释变量和核心解释变量进行首尾1%的截尾和缩尾处理,本文对基本回归结果进行了稳健性检验;回归结果表明,基本模型的回归结果是稳健的。最后,本文将全国总样本分为东部、中部、西部三个地区进行了异质性检验,发现政府补贴率对产业结构转型的加速作用在西部地区最为显著,在东部与中部地区则不显著。

参考文献

- 陈体标. 2007. 经济结构变化和经济增长[J]. 经济学(季刊), 6(4): 1053-1074.
- Chen T B. 2007. Structural change and economic growth[J]. *China Economic Quarterly*, 6(4): 1053-1074. (in Chinese)
- 陈体标. 2008. 技术增长率的部门差异和经济增长率的“驼峰形”变化[J]. 经济研究, 43(11): 102-111.
- Chen T B. 2008. Sectoral difference in growth rate of technology and change in economic growth rate with hump-shape[J]. *Economic Research Journal*, 43(11): 102-111. (in Chinese)
- 陈晓光, 龚六堂. 2005. 经济结构变化与经济增长[J]. 经济学(季刊), 4(3): 583-604.
- Chen X G, Gong L T. 2005. Structural changes and economic growth[J]. *China Economic Quarterly*, 4(3): 583-604. (in Chinese)
- 储德银, 建克成. 2014. 财政政策与产业结构调整——基于总量与结构效应双重视角的实证分析[J]. 经济学家, (2): 80-91.
- Chu D Y, Jian K C. 2014. Fiscal policy and structural changes: Empirical analysis based on aggregate and structural effects[J]. *Economist*, (2): 80-91. (in Chinese)
- 范子英, 张军. 2010. 中国如何在平衡中牺牲了效率: 转移支付的视角[J]. 世界经济, 33(11): 117-138.
- Fan Z Y, Zhang J. 2010. How did China lose efficiency for equality? [J]. *The Journal of World Economy*, 33(11): 117-138. (in Chinese)

- 郭凯明, 杭静, 颜色. 2017. 中国改革开放以来产业结构转型的影响因素[J]. 经济研究, 52(3): 32-46.
- Guo K M, Hang J, Yan S. 2017. The determinants of China's structural change during the reform era [J]. *Economic Research Journal*, 52(3): 32-46. (in Chinese)
- 郭凯明, 王藤桥. 2019. 基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响[J]. 世界经济, 42(11): 51-73.
- Guo K M, Wang T Q. 2019. Effects of infrastructure investment on structural change and productivity growth[J]. *The Journal of World Economy*, 42(11): 51-73. (in Chinese)
- 郭小东, 刘长生, 简玉峰. 2009. 政府支出规模、要素积累与产业结构效应[J]. 南方经济, (3): 51-61.
- GUO X, LIU C S, JIAN Y F. 2009. The scale of government expenditure, factor accumulation and their effects on industrial structure [J]. *South China Journal of Economics*, (3): 51-61. (in Chinese)
- 李任玉, 杜在超, 龚强, 等. 2018. 经济增长、结构优化与中国代际收入流动[J]. 经济学(季刊), 17(3): 995-1012.
- Li R Y, Du Z C, Gong Q, et al. 2018. Growth, structural development and intergenerational income mobility [J]. *China Economic Quarterly*, 17(3): 995-1012. (in Chinese)
- 李涛, 周业安. 2008. 财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长: 基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 世界经济, (11): 3-15.
- Li T, Zhou Y A. 2008. Expenditure competition and economic growth in China under decentralization: An empirical study based on Chinese provincial panel data [J]. *The Journal of World Economy*, (11): 3-15. (in Chinese)
- 吕捷, 王高望. 2015. CPI与PPI“背离”的结构性解释[J]. 经济研究, 50(4): 136-149.
- Lv J, Wang G W. 2015. A structural explanation on the “divergence” between the CPI and PPI[J]. *Economic Research Journal*, 50(4): 136-149. (in Chinese)
- 宁丹虹. 2017. 中国产业结构调整的影响因素分析——基于37个细分行业的实证研究[J]. 经济学报, 4(3): 145-160.
- Ning D H. 2017. Analysis on the influencing factors of industrial structural change—An empirical study based on China's 37 industries[J]. *China Journal of Economics*, 4(3): 145-160. (in Chinese)
- 潘珊, 龚六堂, 李尚骞. 2017. 中国经济的“双重”结构转型与非平衡增长[J]. 经济学(季刊), 16(1): 97-120.

- Pan S, Gong L T, Li S A. 2017. The “dual” structural change in China and non-balanced growth[J]. *China Economic Quarterly*, 16(1): 97-120. (in Chinese)
- 彭俞超, 方意. 2016. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. *经济研究*, 51(7): 29-42, 86.
- Peng Y C, Fang Y. 2016. Structural monetary policy, industrial structure upgrade and economic stability[J]. *Economic Research Journal*, 51(7): 29-42, 86. (in Chinese)
- 沈利生. 2011. 最终需求结构变动怎样影响产业结构变动——基于投入产出模型的分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 28(12): 82-95, 114.
- Shen L S. 2011. How does the change of final demand structure affect the change of industrial structure? [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 28(12): 82-95, 114. (in Chinese)
- 石奇, 孔群喜. 2012. 实施基于比较优势要素和比较优势环节的新式产业政策[J]. *中国工业经济*, (12): 70-82.
- Shi Q, Kong Q X. 2012. To fulfill the up-to-date industrial policy based on the comparative advantage of the elements and links[J]. *China Industrial Economics*, (12): 70-82. (in Chinese)
- 宋凌云, 王贤彬, 徐现祥. 2012. 地方官员引领产业结构变动[J]. *经济学(季刊)*, 12(1): 71-92.
- Song L Y, Wang X B, Xu X X. 2012. Local officials induce structural change[J]. *China Economic Quarterly*, 12(1): 71-92. (in Chinese)
- 田国强, 李双建. 2020. 经济政策不确定性与银行流动性创造: 来自中国的经验证据[J]. *经济研究*, 55(11): 19-35.
- Tian G Q, Li S J. 2020. Economic policy uncertainty and the creation of bank liquidity: Empirical evidence from China[J]. *Economic Research Journal*, 55(11): 19-35. (in Chinese)
- 王高望, 史博文, 叶海云. 2018. 中国产业结构转型特征事实的一个理论解释[J]. *经济学报*, 5(2): 43-62.
- Wang G W, Shi B W, Ye H Y. 2018. A theoretical exploration of the stylized facts of China's structural transformation[J]. *China Journal of Economics*, 5(2): 43-62. (in Chinese)
- 王高望, 田盛丹. 2019. 财政政策、资本深化与中国经济结构转型[J]. *世界经济文汇*, (4): 18-34.
- Wang G W, Tian S D. 2019. Fiscal policy, capital deepening and structural transformation of the Chinese economy[J]. *World Economic Papers*, (4): 18-34. (in Chinese)

- 王勋, Johansson A. 2013. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 48(1): 54-67.
- Wang X, Johansson A. 2013. Financial repression and structural transformation [J]. *Economic Research Journal*, 48(1): 54-67. (in Chinese)
- 徐朝阳. 2010. 工业化与后工业化: “倒U型”产业结构变迁[J]. 世界经济, 33(12): 67-88.
- Xu Z Y. 2010. Industrialization and post-industrialization: Industrial structure change in from of reversed U shape[J]. *The Journal of World Economy*, 33(12): 67-88. (in Chinese)
- 徐朝阳, 王韡. 2021. 部门异质性替代弹性与产业结构变迁[J]. 经济研究, 56(4): 77-92.
- Xu Z Y, Wang W. 2021. Heterogeneous sectoral elasticity of substitution and structural transformation [J]. *Economic Research Journal*, 56(4): 77-92. (in Chinese)
- 严成樑, 徐翔. 2016. 生产性财政支出与结构转型[J]. 金融研究, (9): 99-114.
- Yan C L, Xu X. 2016. Government productive expenditure and structure transformation[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 99-114. (in Chinese)
- 严成樑, 吴应军, 杨龙见. 2016. 财政支出与产业结构变迁[J]. 经济科学, (1): 5-16.
- Yan C L, Wu Y J, Yang L J. 2016. Fiscal expenditure and industrial structural transformations[J]. *Economic Science*, (1): 5-16. (in Chinese)
- 严成樑. 2017. 结构转型中税收政策的社会福利成本: 基于比较静态的分析[J]. 世界经济, 40(9): 99-122.
- Yan C L. 2017. Social welfare cost of tax policies in structural transformation: A comparative static analysis[J]. *The Journal of World Economy*, 40(9): 99-122. (in Chinese)
- 颜色, 郭凯明, 杭静. 2018. 需求结构变迁、产业结构转型和生产率提高[J]. 经济研究, 53(12): 83-96.
- Yan S, Guo K M, Hang J. 2018. Final demand structure, structural transformation and productivity growth [J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 83-96. (in Chinese)
- 易信, 刘凤良. 2018. 金融发展与产业结构转型[J]. 数量经济技术经济研究, 35(6): 21-39.
- Yi X, Liu F L. 2018. Financial development and structure transformation[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(6): 21-39. (in Chinese)
- 张辉. 2013. 我国货币政策传导变量对产业结构影响的实证研究[J]. 经济科学, (1): 22-35.

- Zhang H. 2013. An empirical research on structural change effects of China's monetary policy transmission variables[J]. *Economic Science*, (1): 22-35. (in Chinese)
- 甄红线, 张先治, 迟国泰. 2015. 制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验[J]. *金融研究*, (12): 162-177.
- Zhen H X, Zhang X Z, Chi G T. 2015. The effect of the institutional environment and ultimate control on corporate performance: Based on the test of mediator effect of agency costs[J]. *Journal of Financial Research*, (12): 162-177. (in Chinese)
- Acemoglu D, Guerrieri V. 2008. Capital deepening and nonbalanced economic growth [J]. *Journal of Political Economy*, 116(3): 467-498.
- Alvarez-Cuadrado F, Poschke M. 2011. Structural change out of agriculture: Labor push versus labor pull [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3): 127-158.
- Baumol W J. 1967. Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis [J]. *The American Economic Review*, 57(3): 415-426.
- Caselli F, Coleman II W J. 2001. The U. S. structural transformation and regional convergence: A reinterpretation [J]. *Journal of Political Economy*, 109(3): 584-616.
- Cheremukhin A, Golosov M, Guriev S, et al. 2015. The economy of people's republic of China from 1953, NBER Working Paper No. 21397[R]. NBER.
- Comin D, Lashkari D, Mestieri M. 2021. Structural change with long-run income and price effects[J]. *Econometrica*, 89(1): 311-374.
- Devarajan S, Swaroop V, Zou H F. 1996. The composition of public expenditure and economic growth[J]. *Journal of Monetary Economics*, 37(2): 313-344.
- Foellmi R, Zweimüller J. 2008. Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth[J]. *Journal of Monetary Economics*, 55(7): 1317-1328.
- Jaimovich N, Rebelo S. 2017. Nonlinear effects of taxation on growth[J]. *Journal of Political Economy*, 125(1): 265-291.
- Kongsamut P, Rebelo S, Xie D Y. 2001. Beyond balanced growth[J]. *The Review of Economic Studies*, 68(4): 869-882.
- Li S H, Wang G W, Wang J. 2019. Romer meets kongsamut-Rebelo-Xie in a nonbalanced growth model[J]. *Economics Letters*, 174: 100-103.
- Matsuyama K. 1992. Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth[J]. *Journal of Economic Theory*, 58(2): 317-334.
- Ngai L R, Pissarides C A. 2007. Structural change in a multisector model of growth[J].

American Economic Review, 97(1): 429-443.

Romer P M. 1990. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 98(5): S71-S102.

Innovation Subsidy, Endogenous Growth, and Industrial Structural Transformations: Theory and Evidence

Gaowang Wang¹ Fanghui Li²

(1. *The Center for Economic Research, Shandong University*;

2. *School of Public Finance and Taxation, Southwestern University of Finance and Economics*)

Abstract The paper examines the effects on economic growth and structural change of the government's innovation subsidy theoretically and empirically. In the section of the theoretical analysis, by introducing structural change into the Romer (1990) model, the paper explores the upgrading of the industrial structure in an analytical framework of endogenous growth. It is shown that the GBGP exists when satisfying the knife-edge condition; the equilibrium interest rate and long-run growth rate are both constants on the GBGP; furthermore, the policy of subsidizing innovation not only enforces economic growth, but also accelerates the upgrading of the industrial structure. In the section of empirical analysis, based on China's inter-provincial panel data between 1997 and 2019, the paper utilizes both FEM and REM to test the theoretical results of government's innovation subsidy enforcing structural transformation. It is shown that increasing the rate of subsidy has positive effects on structural change, and some of them are achieved by accelerating economic growth; by changing the proxy variables of the dependent and independent variables, or trimming and winsorizing the dependent variable and the key explanatory independent variable by 1%, we show that the results of the basic regressions are robust; the regression of heterogenous test shows that this kind of positive effects are reflected on the western area of china most significantly while on the eastern and central areas insignificantly.

JEL Classification O14, O41