

对外贸易、生产网络与中国产业结构转型

朱子阳 陈仪 陶涛 李亚楠

作者信息：

朱子阳，国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所，助理研究员，联系电话：18600712760，电子邮箱：zhuziyang@pku.edu.cn；

陈仪，北京大学经济学院，副教授、博士生导师，经济学博士，联系电话：15120065197，电子邮箱：ychen.econ@pku.edu.cn；

陶涛，北京大学经济学院，教授、博士生导师，经济学博士，联系电话：13810809560，电子邮箱：ttao@pku.edu.cn；

李亚楠，安徽省社会科学院，助理研究员，联系电话：18101200309，电子邮箱：2106386504@pku.edu.cn；

通讯作者：陈仪，通讯地址：北京市海淀区颐和园路5号北京大学经济学院。

作者感谢在北京大学、中国社会科学院世界经济与政治研究所、2023年世界经济学会国际贸易论坛、2023年世界经济学会年会相关讨论会上与会专家的评论和建议，感谢匿名评审专家和编辑部的建设性意见。当然，文责自负。

对外贸易、生产网络与中国产业结构转型

内容提要：本文构建了一个开放条件下、包含生产网络的两部门一般均衡模型，对中国结构转型进程偏慢、制造业占比相对较高这一特殊现象进行了解释，并进行了数值模拟、效应分解和反事实分析等定量研究。本文发现，在开放条件下，制造业 TFP 冲击能促进制造业出口，对制造业形成一定支撑；生产网络的存在则能减弱制造业 TFP 冲击通过传统渠道对制造业占比施加的负向影响，发挥本文所称的“缓冲效应”；这两大因素对理解中国的结构转型现象尤为重要。定量研究表明，1992-2007 年间，生产网络和对外贸易分别支撑了中国制造业占比近 27.3 和 1.7 个百分点的升幅。

关键词：对外贸易；生产网络；结构转型

JEL 分类号：E23,F10,O14

一 引言

实现新型工业化是推进中国式现代化的关键任务。党的二十大报告提出我国到 2035 年要基本实现新型工业化，强调“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上，推进新型工业化，加快建设制造强国”。“十四五”规划也指出，要“保持制造业比重基本稳定，增强制造业竞争优势，推动制造业高质量发展”。为了实现这一政策目标，首先需要阐明我国制造业占比发生趋势性变化或者我国产业结构转型的理论机制，这样才能明确政策的发力点。

关于产业结构转型的理论机制，主流文献中有两种解释。一种是供给侧解释，即**鲍莫尔效应**，又称为“相对价格效应”。Bamoul (1967) 指出部门偏向型技术进步会改变工业品与服务品的相对价格，引发劳动力在部门之间的转移，从而导致结构转型。Acemoglu 和 Guerrieri (2008) 进一步指出，即使工业部门和服务部门的技术进步速度相同，只要两个部门的要素密集度存在差异，产业结构也会因为资本深化而发生变化。另一种是需求侧解释，即**恩格尔效应**，又称为“收入效应”。该理论假设消费者具有非位似偏好，随着经济的增长和收入的增加，消费者对农产品和工业品的需求趋于饱和，转而消费更多的服务品，推动服务部门的扩张。Kongsamut 等 (2001)、Caselli 和 Coleman (2001)、Boppart (2014) 等研究指出了这一效应的重要性。

但现实世界里的结构转型和经典理论的预测并不完全一致。如 Obstfeld 和 Rogoff (1996) 指出德国和日本的制造业就业占比下降得比美国和英国慢，而另一些发达经济体——如韩国、香港、台湾等——的制造业就业占比甚至趋于上升。这些现象很难用鲍莫尔效应和恩格尔效应来解释，可能是因为强调两大传统效应的经典理论大多是在封闭条件下讨论结构转型问题，忽略了贸易开放的潜在作用。Matsuyama (2009) 开创性地研究了**开放条件下的结构转型问题**。作者指出对一

个开放经济体来说，技术进步速度更快的工业部门同时也是可贸易部门，虽然工业品和服务品的相对价格趋于下降，驱动劳动力向服务部门转移（传统鲍莫尔机制），但由于工业部门能增加对外出口，在外需的支撑下，本国“去工业化”的过程会慢于封闭经济体。这为德国、日本等开放经济体的制造业占比下降得较慢提供了一种解释。Herrendorf 等（2014）指出国际贸易同样会产生鲍莫尔效应和恩格尔效应：第一，如上所述，工业部门是可贸易部门，可以通过出口实现扩张，改变传统意义上的鲍莫尔效应；第二，国际贸易可以促进经济增长，带动居民收入的增长，从而产生恩格尔效应。Uy 等（2013）、Sposi（2019）的研究相继证实了国际贸易是产业结构转型不可忽视的因素。**中国是全球贸易开放程度最高的大国，既是“世界工厂”，也拥有全世界最大的市场之一。研究中国的结构转型问题，必须要将这一现实背景纳入考虑，即必须在开放条件下探究中国结构转型的机制。**

生产网络，即不同产业或行业之间的投入产出关联，是近年来经济学研究的热点问题之一。Acemoglu 等（2012）指出生产网络的存在为行业冲击在行业之间的传导提供了条件，使得行业冲击最终可能产生不成比例的宏观影响；作者将此称为生产网络的“放大效应”，并认为生产网络越复杂，放大效应越强。Acemoglu 等（2016）研究了四种行业冲击对美国产出和就业的影响，发现无论是行业供给冲击还是行业需求冲击，都可以通过生产网络的放大而产生全局性的影响。诸多相关研究均证实了生产网络在宏观经济波动中的重要作用（Baqaee, 2018；齐鹰飞和 Li, 2019；Liu, 2019；Luo, 2020；Bigio 和 La’o, 2020；di Giovanni 和 Hale, 2022；段玉婉等, 2023；刘维林等, 2023；倪红福等, 2023）。随着生产网络研究的深入，部分学者也将生产网络引入到结构转型研究中。Sposi（2019）基于发达国家（发展中国家）的制造业更密集地使用服务品（制造品）作为中间投入这一特征事实，构建了一个多国三部门李嘉图模型，考察了中间投入结构的跨国差异对各国结构转型路径的影响。作者发现：第一，制造业相对生产率的提高对制造品相对价格的影响与制造业密集使用哪种产品作为中间投入有关。对发展中国家来说，由于其制造业更密集地投入制造品而非服务品进行生产，制造业相对生产率的单位上升会导致制造品相对价格更大幅度的下降；第二，生产网络在一定程度上决定了最终需求结构如何转化为增加值结构和就业结构。相同的最终需求变化在不同的生产网络下会引致不同的结构转型路径。**中国的生产网络高度复杂且具有一定的特殊性（下文详述），会对中国的结构转型路径产生潜在的重要影响，但目前还鲜有文献将生产结构纳入对中国结构转型的研究中。**

中文文献中也不乏对中国结构转型问题的研究。**部分学者认为一系列扭曲性政策和市场摩擦使得传统的鲍莫尔效应和恩格尔效应无法充分发挥作用。**如张斌和茅锐（2016）从“工业赶超”战略及工业补贴政策的角度来解释中国制造业的高占比。徐朝阳（2014）、徐朝阳和张斌（2020）指出一系列妨碍服务业生产要素流动的政策导致服务业供给不足，使得服务品有效需求无法得到充分满足。钟粤俊等（2020）则认为人口流动障碍降低了人口集聚，减少了居民对服务品的需

求。也有部分学者注意到贸易开放对中国产业结构的潜在影响。如章潇萌和杨宇菲（2016）构建了一个两国三部门李嘉图模型，通过数值模拟发现封闭条件下的模型难以拟合中国的结构转型动态，引入开放则可以显著提高模型的解释力。作者认为，贸易开放起到了提升制造业占比和抑制服务业占比的作用，这是中国制造业占比高于可比国家的一个重要原因。郭凯明等（2017）在一个多部门一般均衡模型中综合考虑了包括贸易开放在内的六个影响产业结构的因素，发现在1984-2011年间，出口对中国第二产业就业占比的推动作用远高于第三产业，进口则具有反作用，综合来看，国际贸易使得中国第二、三产业的就业占比分别上升了1、0.2个百分点。类似地，郭凯明等（2022）构建了一个两国多部门结构转型模型，发现出口贸易成本的持续下降增强了中国制造业的比较优势，从而提高了中国制造业的就业和产出占比近4.7和5.1个百分点。

本文首先对中国结构转型的相关事实进行了梳理，总结出三条特征事实，可以概括为“一个现象，两个特点”。一个现象是：**与同等发展程度国家相比，中国结构转型的进程更慢，产业结构更多地向制造业倾斜（特征事实1）**。这是本文尝试解释的核心现象。第一个特点是：**中国的结构转型与对外开放存在紧密联系，制造业占比与经常账户盈余显著正相关（特征事实2）**。这说明国际贸易可能在中国的结构转型过程中扮演了重要角色。第二个特点是：**与其他国家相比，中国的制造业具有更高的网络关联性，各产业更多地以制造品为中间投入（特征事实3）**。这为理解中国的结构转型路径提供了另一条重要线索。

随后，本文在经典结构转型模型的基础上，参考Matsuyama（2009）等文献引入内生的国际贸易，参考Acemoglu等（2016）、齐鹰飞和Li（2020）等文献引入部门之间的投入产出关联，构建了一个**开放条件下、包含生产网络的两部门一般均衡模型**，借以为中国的结构转型现象提供定性和定量解释。我们从定性角度阐明了国际贸易和生产网络的作用，并将相应的“开放效应”和“生产网络效应”与经典的鲍莫尔效应和恩格尔效应置于同一框架内进行分析。我们进行了参数校准和**数值模拟**，发现本文模型能够较好地拟合中国的结构转型动态。我们还基于模型进行了**效应分解**和**反事实分析**，对中国结构转型过程中各种机制的相对重要性进行了定量评估。

本文认为**国际贸易和生产网络是理解中国结构转型的两大重要因素**。制造业相对生产率的外生上升会通过鲍莫尔和恩格尔这两大传统机制降低中国的制造业占比，提高服务业占比。然而一方面，中国是一个开放大国，制造业的技术进步会进一步扩大贸易顺差，对制造业起到支撑和托底的作用。另一方面，制造业在中国的生产网络中具有特殊的重要性，各产业更多地以制造品为中间投入，因此制造业受到的正向冲击不仅会使本部门获益，还会利好服务业等关联部门，产业结构的变动幅度也就相对有限了。以上两点共同决定了中国的结构转型进程慢于同等发展程度的国家。

由以上分析可以得到一个更一般的命题，即生产网络通常会缓解产业异质性冲击对宏观产业结构的影响，我们将此称为**生产网络的“缓冲效应”**。这与相关文献（如Acemoglu等，2012）所强调的生产网络的“放大效应”——即生产网络

会扩大产业异质性冲击对宏观总量的影响——不仅不矛盾，而且是同一枚硬币的两面。生产网络将不同的部门捆绑在一起，产生“一荣俱荣、一损俱损”的效果，既增强了局部冲击对总量的影响，也减弱了局部冲击对结构的影响。

本文的主要边际贡献可以概括为两点。第一，从理论角度讲，本文指出生产网络能在一国结构转型的过程中发挥“缓冲效应”，即减弱部门冲击对宏观产业结构的影响。这与其他学者所强调的生产网络的“放大效应”相得益彰，可视为生产网络文献和结构转型文献的有益补充。

第二，本文将国际贸易因素和生产网络因素引入到对中国产业结构的研究中，指出这两者是理解中国结构转型不可或缺的因素。这一尝试具有多方面的意义和价值。首先，中国是开放大国，且有着高度关联的生产网络，在笔者的阅读范围内，本文是第一篇将这两大国情同时引入结构转型研究的论文。其次，本文数值模拟的结果表明，引入国际贸易和生产网络后的模型能够较好地拟合中国的结构转型动态。再次，本文反事实分析的结果表明，如果忽略了贸易和网络，则可能会高估鲍莫尔效应和恩格尔效应在中国结构转型过程中的作用。最后，本文的研究发现表明，中国结构转型的独特性在一定程度上来自中国特殊的生产网络结构以及外向型经济特征，而不应完全归因于扭曲性政策和市场摩擦，虽然本文并不否认后者的重要性。

此外，本文的研究也具有一定的政策意义，要实现建设新型工业化体系、制造强国、维持制造业占比基本稳定的政策目标，应当“高效畅通内循环”，加快建设全国统一大市场，破除中间品、生产要素流通的各项障碍，提升产业内部及产业之间的关联性，发挥生产网络对制造业占比趋势性下降的“缓冲效应”；也应当“高质量对接外循环”，继续推进高水平开放，充分利用外需对制造业支撑作用，进一步减缓制造业占比的下降势头。

本文余下的结构如下：第二节介绍中国与世界其他国家的典型性经验事实；第三节对本文的模型设定、求解进行介绍，并对主要理论机制进行分析；第四节进行定量化研究，对参数进行估计和校准；第五节和第六节分别进行了效应分解和反事实分析；最后一节为总结性评论和政策建议。

二 特征事实

本节对中国结构转型的相关事实进行梳理，并将这些事实概括为“一个现象”（特征事实1）和“两个特点”（特征事实2和3）。

特征事实 1：中国结构转型的进程更慢，产业结构更多地向制造业倾斜。

现有文献中存在多种度量产业结构的指标，如增加值占比、就业占比等。本文采用各产业的增加值占总增加值的比例来度量产业结构。中国的结构转型路径大致符合所谓的“库兹涅兹事实”（徐朝阳和王鞞，2021）：随着经济发展，农业在经济中的比重趋于下降，工业和服务业的比重趋于上升；当经济发展到一定程度后，工业的比重也开始走低，服务业逐渐成为增加值及就业规模最大的部门。

但与同等发展程度的国家相比，中国的结构转型进程相对较慢，在同样的收入水平下，中国制造业的占比相对较高，服务业的占比相对较低。

根据世界银行的数据，以 2019 年人均购买力平价 GDP 来看，中国处于“中高收入国家组”。以 1990-2019 年为观察期，本文逐年计算了该国家组的制造业占比、服务业占比及人均购买力平价 GDP 的均值，将其和中国数据一起绘制在图 1 中。由图 1 所示，在任何给定的人均购买力平价 GDP 下，中国的制造业占比高于中高收入国家组的平均水平，服务业占比低于中高收入国家组的平均水平。以 2014 年为例，中国的制造业占比约为 43%，高出中高收入国家组的平均水平近 8 个百分点，服务业占比约为 48%，落后近 10 个百分点。2019 年这一情况仍然存在：中国的制造业占比和服务业占比约为 39%和 54%，分别高出和落后可比国家的平均水平近 7 个百分点。

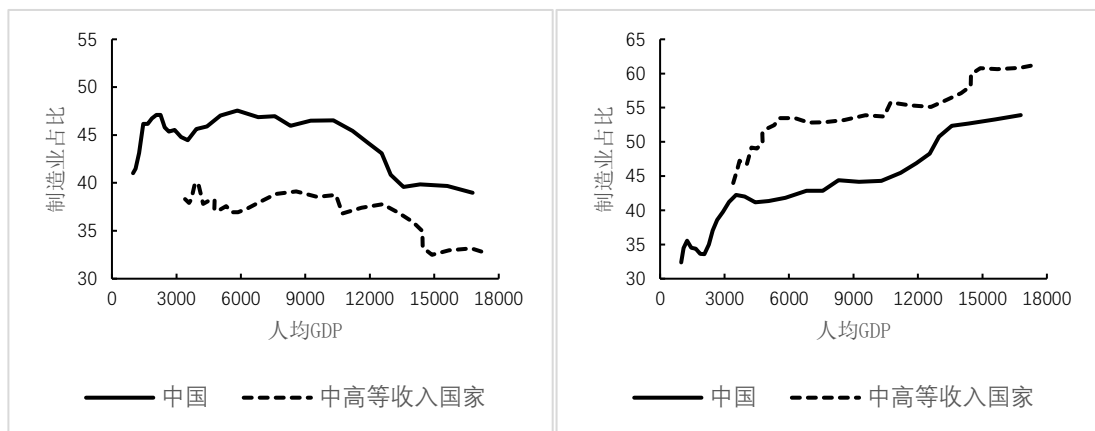


图 1 中国及中高收入国家制造业占比（左图）与服务业占比（右图）

数据来源：中国人民银行、国家统计局、世界银行。

特征事实 2：中国的结构转型与对外开放存在紧密联系，制造业占比与经常账户盈余显著正相关。

时间维度上，中国制造业占比的走势与经常账户盈余的走势高度同步，两者存在显著的正相关性。图 2 显示了 2000-2019 年中国制造业占比及经常账户盈余占 GDP 比重的动态轨迹。图中有两个时间节点尤其值得关注：2001 年中国加入 WTO，以及 2007-8 年全球金融危机。2001 年中国加入 WTO，出口特别是制造业出口从此进入高速增长期：2001-2007 短短六年里，中国的经常账户盈余占 GDP 比重累计上升了近 9 个百分点。同一时期内，中国的制造业占比也呈现出上升态势，最大累计增幅超过 3 个百分点。2007-8 年全球金融危机爆发，全球经济陷入衰退，中国的外需骤然减少，对外顺差大幅缩水，经常账户盈余占 GDP 比重从 2007 年的历史峰值 10.1%一路下降至 2019 年的 1%，对外失衡程度明显缓解。与此同时，中国的制造业占比也从 2007 年的高位 46.9%一路跌落至 2019 年的 39%。如果将以上分析中的经常账户盈余替换为制造业净出口，也能得到类似的发现。

整体来看，中国的结构转型与对外开放存在着紧密联系。制造业占比和经常账户盈余占 GDP 比重的峰值均出现在 2006-7 年。在此之前，随着对外顺差的迅速扩大，结构转型的过程相对缓和，制造业占比甚至“不降反升”。此后，随着对

外顺差的急遽回落，产业结构开始加速调整，制造业占比随着时间的推移不断下降。

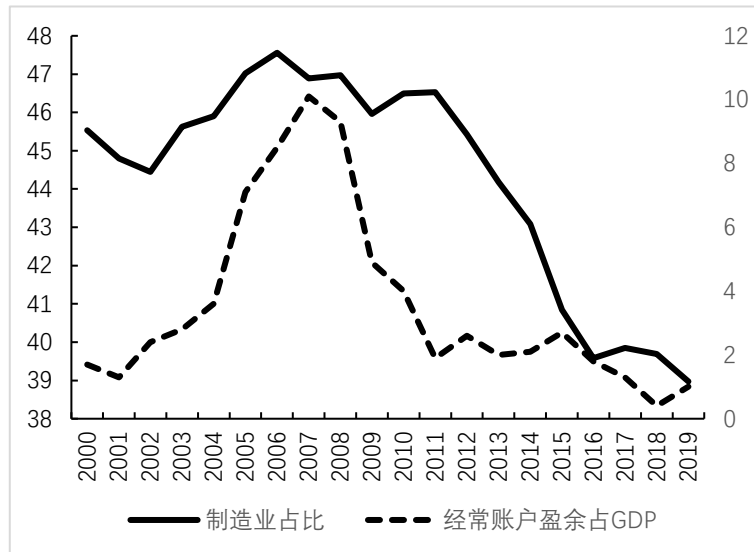


图2 中国制造业占比（%，左轴）与经常账户盈余占GDP比重（%，右轴）
数据来源：中国人民银行、国家统计局、世界银行。

特征事实 3：中国的制造业具有更高的网络关联性，各产业更多地以制造品为中间投入。

与其他国家相比，中国的生产网络也具有一定的独特性，表现为制造业内部各部门之间、制造业与其他产业之间的关联性更高，各产业均更多地以制造品为中间投入。

为了直观地呈现这一特点，本文基于中国 2017 年投入产出表，计算出 42 个部门的直接消耗系数矩阵，并根据部门之间的投入产出关系绘制出中国的部门生产网络图（图 4）^①。由图 4 所示，制造业在中国的生产网络中居于主导地位，与其他产业的联系十分紧密；相比之下，服务业在网络中处于相对边缘的位置，与其他产业的联系较为松散。

^① 首先，为了突出分析的重点，舍去不重要的连接 (link)，这里将投入产出系数小于 0.05 的连接删去；其次，为了体现出生产网络结构中主要的节点与边，这里赋予节点和边以权重，越大的节点意味着更大的加权重 (weighted degree)，越粗、颜色越深的边意味着更大的投入产出系数，即两个行业之间的联系越紧密。

上文介绍了与中国结构转型有关的三个特征事实。本文认为这三个特征事实并不是相互独立的，中国的外向型经济特征以及特有的生产网络结构为我们完整理解中国与众不同的结构转型路径提供了重要线索。下文将对此进行深入的理论探讨。

三 理论模型

本节构建了一个包含国际贸易和生产网络的两国两部门一般均衡模型，借以刻画中国结构转型的动力机制。以下首先介绍模型的设定，进而求解模型，最后讨论模型关于产业结构的预测。

(一) 模型设定

(1) 本国生产面。经济由两个部门组成，部门 1 代表制造业，部门 2 代表服务业，分别生产（单一的）制造品和服务品，其中制造品为可贸易品，服务品为不可贸易品。参考 Acemoglu 等（2012）的经典设定，假设每个部门均同时使用本部门生产的产品和另一部门生产的产品作为中间投入品，由此形成一个简易的生产网络。劳动是唯一的生产要素，所有价值归根结底由劳动创造。劳动可以在国内自由地跨部门流动但不能跨国流动。任一部门 i 的生产函数为以下 Cobb-Douglas 式：

$$Y_i = \frac{1}{\alpha_{iL}\alpha_{iL}\alpha_{ii}\alpha_{ij}} A_i L_i^{\alpha_{iL}} M_{ii}^{\alpha_{ii}} M_{ij}^{\alpha_{ij}}. \quad (1)$$

式中 Y_i 代表部门 i 的产量， L_i 、 M_{ii} 和 M_{ij} 分别代表其劳动投入量、本部门产品的投入量和另一部门产品的投入量， A_i 代表外生的部门 TFP。 α_{iL} 、 α_{ii} 和 α_{ij} 为相应的弹性参数，均在 $(0,1)$ 内且满足齐次条件 $\alpha_{iL} + \alpha_{ii} + \alpha_{ij} = 1$ 。

在完全竞争假设下，各部门代表性厂商利润最大化问题的一阶条件为

$$\begin{aligned} P_1 M_{11} &= \alpha_{11} P_1 Y_1, & P_2 M_{12} &= \alpha_{12} P_1 Y_1, & W L_1 &= \alpha_{1L} P_1 Y_1. \\ P_2 M_{22} &= \alpha_{22} P_2 Y_2, & P_1 M_{21} &= \alpha_{21} P_2 Y_2, & W L_2 &= \alpha_{2L} P_2 Y_2. \end{aligned}$$

式中 P_i 代表部门 i 的产品价格， W 代表（各部门统一的）工资率。对任一部门 i 来说， α_{ii} 反映了以本部门产品为中间投入品的投入份额， α_{ij} 反映了以另一部门产品为中间投入品的投入份额； α_{iL} 一方面反映了劳动投入份额，另一方面，由于产值与中间品投入额之差即部门增加值，而劳动是唯一的生产要素，故 α_{iL} 还反映了部门 i 的增加值率（增加值与产值之比）。

由生产端优化条件可推得（条件）要素需求，将（条件）要素需求代入生产函数并求解产品价格可得到一组产品价格的表达式：

$$P_1 = (A_1)^{\frac{-(1-\alpha_{22})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2)^{\frac{-\alpha_{12}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times W. \quad (2)$$

$$P_2 = (A_1)^{\frac{-\alpha_{21}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2)^{\frac{-(1-\alpha_{11})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times W. \quad (3)$$

根据以上结果，各部门产品价格的变化率满足

$$d \ln P_1 = \frac{-(1-\alpha_{22})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} d \ln A_1 + \frac{-\alpha_{12}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} d \ln A_2 + d \ln W.$$

$$d \ln P_2 = \frac{-\alpha_{21}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} d \ln A_1 + \frac{-(1-\alpha_{11})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} d \ln A_2 + d \ln W.$$

相较于没有生产网络的经典模型的结果： $d \ln P_1 = -d \ln A_1 + d \ln W$ ， $d \ln P_2 = -d \ln A_2 + d \ln W$ ，引入生产网络后的结果有两点不一样。其一，产品价格的变化不仅取决于本部门生产率的变化，还与另一部门生产率的变化有关。给定其他因素不变，无论是本部门的技术进步还是另一部门的技术进步均会使得本部门的产品价格下降。后一发现不难理解：本部门使用另一部门的产品作为中间投入品，投入品生产效率的改善使其变得更便宜，推动了本部门产品价格的下降，下降的幅度与两个部门的投入产出关联性（用 α_{ij} 刻画）有关。其二，对任一部门 i 来说，给定其他因素不变，本部门的 TFP 每上升 1 个百分点，本部门的产品价格会下降超过 1 个百分点。其背后的理论机制在于，本部门 TFP 的上升首先会导致本部门产品价格的等幅下降（直接效应），这会拉低另一部门的生产成本，导致另一部门产品价格的下降，后者反过来又会拉低本部门的生产成本……以此类推，最终本部门产品价格下降的幅度会超过本部门 TFP 上升的幅度。

根据以上结果，服务品相对价格的变化率满足：

$$d \ln \frac{P_2}{P_1} = \frac{\alpha_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} d \ln A_1 - \frac{\alpha_{1L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} d \ln A_2.$$

相较于没有生产网络的经典模型的结果： $d \ln(P_2/P_1) = d \ln A_1 - d \ln A_2$ ，虽然服务品相对价格仍然是制造业（服务业）TFP 的增（减）函数，但生产网络的存在改变了部门 TFP 对相对价格的影响程度。在不存在生产网络的情况下，相对价格对各部门 TFP 的弹性均等于 1，而在存在生产网络的情况下，上述弹性与 1 的关系不确定。

(2) 外国生产面。外国生产面的设定与本国一样，如生产函数为

$$Y_i^F = \frac{1}{\alpha_{iL}^{\alpha_{iL}} \alpha_{ii}^{\alpha_{ii}} \alpha_{ij}^{\alpha_{ij}}} A_i^F L_i^{\alpha_{iL}} M_{ii}^{\alpha_{ii}} M_{ij}^{\alpha_{ij}}. \quad (4)$$

上标“F”表征外国，各变量的具体含义不赘；产品价格满足

$$P_1^F = (A_1^F)^{\frac{-(1-\alpha_{22})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2^F)^{\frac{-\alpha_{12}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times W^F. \quad (5)$$

$$P_2^F = (A_1^F)^{\frac{-\alpha_{21}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2^F)^{\frac{-(1-\alpha_{11})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times W^F. \quad (6)$$

假设两国的制造品同质且不存在贸易摩擦，故一价定律成立：

$$P_1 = P_1^F. \quad (7)$$

现求解生产面几个有用的相对价格。首先是本、外国的工资比 W/W^F 。为了让结果更简洁，定义复合技术变量如下：

$$\zeta \equiv (A_1)^{\frac{-(1-\alpha_{22})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2)^{\frac{-\alpha_{12}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}}.$$

$$\zeta^F \equiv (A_1^F)^{\frac{-(1-\alpha_{22})}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2^F)^{\frac{-\alpha_{12}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}}.$$

从而式(2)和式(5)可简写为

$$P_1 = \zeta W. \quad (8)$$

$$P_1^F = \zeta^F W^F. \quad (9)$$

综合式(7)-式(9)可解得 W/W^F :

$$\frac{W}{W^F} = \frac{\zeta^F}{\zeta}. \quad (10)$$

其次是本国和外国各自的服务品相对价格： $p \equiv P_2/P_1$ 和 $p^F \equiv P_2^F/P_1^F$ 。综合式(2)和式(3)可解得 p ，综合式(5)和式(6)可解得 p^F ：

$$p = (A_1)^{\frac{\alpha_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2)^{\frac{-\alpha_{1L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}}. \quad (11)$$

$$p^F = (A_1^F)^{\frac{\alpha_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}} \times (A_2^F)^{\frac{-\alpha_{1L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}}}. \quad (12)$$

(3) 本国消费面。关键假设是代表性家户的效用函数。我们采用结构转型文献中常用的 Stone-Geary 式效用函数，并参考 Matsuyama (2009) 等文献引入一种两国通用的、可贸易的“基本品”。家户效用函数的具体形式为

$$U = (C_0 - \bar{C}_0)^\alpha \left[\omega_1^{\frac{1}{\varepsilon}} (C_1 - \bar{C})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\varepsilon}} (C_2)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}(1-\alpha)}. \quad (13)$$

式中 U 代表家户的效用水平， C_0 、 C_1 和 C_2 分别代表家户对基本品、制造品和服务品的消费。参数 $\bar{C}_0 > 0$ 和 $\bar{C} > 0$ 的存在表明家户的效用是非位似的； α 、 ω_1 和 ω_2 为支出份额参数，均在 $(0,1)$ 内且有 $\omega_1 + \omega_2 = 1$ ； $\varepsilon > 0$ 为替代弹性参数。

代表性家户拥有基本品禀赋并获得工资收入，其预算约束式为

$$C_0 + P_1 C_1 + P_2 C_2 = W + y. \quad (14)$$

式中 y 代表外生的基本品禀赋，劳动供给被标准化为1。基本品为本文模型的一般定价物，其价格被标准化为1。以上预算约束式的一个潜在假设是本国——从而外国——的收支相等。收支相等意味着贸易平衡，也就是说，本国如果出口制造品则一定同时进口等值的基本品，如果进口制造品则一定同时出口等值的基本品。由此可见引入基本品的主要作用是用基本品贸易“对冲”制造品贸易以保持收支相等。否则要么制造品贸易必须平衡，这显然与事实不符；要么必须构建允许收支差额存在的动态模型，增添不必要的麻烦。在下文讨论中我们将看到，基本品相关变量并不进入模型的核心表达式，从而不会影响本文的定量研究结果。

求解家户的效用最大化问题可得到以下最优条件：

$$C_0 - \bar{C}_0 = \alpha(y - \bar{C}_0 - P_1 \bar{C} + W). \quad (15)$$

$$P_1(C_1 - \bar{C}) = (1 - \alpha)[1 - \beta(p)](y - \bar{C}_0 - P_1 \bar{C} + W). \quad (16)$$

$$P_2 C_2 = (1 - \alpha)\beta(p)(y - \bar{C}_0 - P_1 \bar{C} + W). \quad (17)$$

其中

$$\beta(x) \triangleq \frac{\omega_2 x^{1-\varepsilon}}{\omega_1 + \omega_2 x^{1-\varepsilon}} \in (0,1).$$

当且仅当 $\varepsilon < 1$ 时 $\beta'(x) > 0$ 。式(17)和式(16)相除可得

$$\frac{C_2}{C_1 - \bar{C}} = \frac{1}{p} \frac{\beta(p)}{1 - \beta(p)}.$$

由此式可见， \bar{C} 的存在使得收入扩展线向服务品倾斜，即在相对价格保持不变的情况下，随着收入的增加，服务品消费会以更快的速度增加。这是恩格尔效应的核心原理。

(4) 外国消费面。外国消费面的设定与本国一样，如家户效用函数为

$$U^F = (C_o^F - \bar{C}_o)^\alpha \left[\omega_1 \frac{1}{\varepsilon} (C_1^F - \bar{C})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_2 \frac{1}{\varepsilon} (C_2^F)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} (1-\alpha)}. \quad (18)$$

家户预算约束式为

$$C_o^F + P_1 C_1^F + P_2^F C_2^F = W^F + y. \quad (19)$$

此处一个潜在假设是两国的基本品禀赋相等。家户效用最大化问题的最优条件为

$$C_o^F - \bar{C}_o = \alpha(y - \bar{C}_o - P_1 \bar{C} + W^F). \quad (20)$$

$$P_1(C_1^F - \bar{C}) = (1 - \alpha)[1 - \beta(p^F)](y - \bar{C}_o - P_1 \bar{C} + W^F). \quad (21)$$

$$P_2^F C_2^F = (1 - \alpha)\beta(p^F)(y - \bar{C}_o - P_1 \bar{C} + W^F). \quad (22)$$

(5) 市场出清。劳动不能跨国流动，本、外国的劳动市场出清条件分别为

$$\alpha_{1L} P_1 Y_1 + \alpha_{2L} P_2 Y_2 = W. \quad (23)$$

$$\alpha_{1L} P_1 Y_1^F + \alpha_{2L} P_2^F Y_2^F = W^F. \quad (24)$$

服务品为非贸易品，本、外国的服务品市场出清条件分别为

$$P_2 C_2 + \alpha_{12} P_1 Y_1 = (1 - \alpha_{22}) P_2 Y_2. \quad (25)$$

$$P_2^F C_2^F + \alpha_{12} P_1 Y_1^F = (1 - \alpha_{22}) P_2^F Y_2^F. \quad (26)$$

联立式(14)、式(23)和式(25)可推得本国的贸易平衡条件：

$$EX \equiv (1 - \alpha_{11}) P_1 Y_1 - P_1 C_1 - \alpha_{21} P_2 Y_2 = C_o - y. \quad (27)$$

式中 EX 代表本国的制造品净出口额， $(C_o - y)$ 即本国的基本品净进口额。基本品为可贸易品，其全球市场出清条件为

$$C_o + C_o^F = 2y. \quad (28)$$

另，联立式(19)、式(24)和式(26)可推得外国的贸易平衡条件；联立两国的贸易平衡条件和基本品的全球市场出清条件即得到制造品的全球市场出清条件，这是瓦尔拉斯法则的体现。

至此我们完成了模型框架的介绍。

(二) 模型求解

本部分聚焦本国内生变量的求解，外国内生变量的求解过程类似，我们一概省略以节约篇幅。

(1) 价格。将式(15)和式(20)相加并利用式(28)可推得

$$W + W^F = 2 \left[P_1 \bar{C} + \frac{1-\alpha}{\alpha} (y - \bar{C}_o) \right].$$

利用式(8)和式(10)替换上式中的 P_1 和 W^F 即可解得 W :

$$W = \frac{2\zeta^F}{\zeta + \zeta^F - 2\zeta\zeta^F\bar{C}} \frac{1-\alpha}{\alpha} (y - \bar{C}_o). \quad (29)$$

将 W 代回式(8)即可解得 P_1 , 将 P_1 代入式(11)即可解得 P_2 , 结果不赘。

(2) 消费。将价格代入家户最优条件即可解得消费, 结果不赘。

(3) 出口占比。我们关注本国的制造业净出口额与名义 GDP 之比。本国的制造业净出口额为 EX ; 由于劳动是唯一的生产要素且劳动供给恒等于 1, 本国的名义 GDP 即 W 。利用式(27)和式(15)可推得

$$\frac{EX}{W} = \frac{C_o - y}{W} = \alpha \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} \right) - (1 - \alpha) \frac{y - \bar{C}_o}{W}.$$

分别利用式(8)和式(29)替换上式中的 $P_1 \bar{C}/W$ 和 $(y - \bar{C}_o)/W$ 即可解得 EX/W :

$$\frac{EX}{W} = \frac{\alpha}{2} \left(1 - \frac{\zeta}{\zeta^F} \right). \quad (30)$$

式(30)表明本国制造业的出口占比由两国的复合生产率共同决定。本国的复合生产率相对越高 (ζ/ζ^F 越低), 本国制造业的出口占比越大, 这与经典贸易理论的预测一致。值得注意的是, 由于生产网络的存在, 制造业的出口占比并非仅仅由本部门的技术水平决定, 即使本、外国制造业的技术进步速度相等, 只要本国服务业的技术进步快于外国服务业, 本国制造业的出口占比仍然会上升。更一般地说, 任何与可贸易部门存在投入产出关系的不可贸易部门的技术进步, 也可以通过生产网络转换为可贸易部门的比较优势。

(4) 产量。联立家户最优条件和市场出清条件可推得

$$(1 - \alpha_{11}) \frac{P_1 Y_1}{W} - \alpha_{21} \frac{P_2 Y_2}{W} = 1 - \beta(p) + \beta(p) \frac{P_1 \bar{C}}{W} + \beta(p) \frac{EX}{W}. \quad (31)$$

$$(1 - \alpha_{22}) \frac{P_2 Y_2}{W} - \alpha_{12} \frac{P_1 Y_1}{W} = \beta(p) - \beta(p) \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \beta(p) \frac{EX}{W}. \quad (32)$$

求解以上方程组即可解得产量, 结果不赘。

(5) 产业结构。参考主流文献的做法, 我们用部门增加值占比——在本文模型中亦即就业占比——来度量产业结构。已知部门 i 的增加值率为 α_{iL} , GDP 为 W , 让 X_i 代表部门 i 的增加值占比, 则有

$$X_i = \alpha_{iL} \frac{P_i Y_i}{W}. \quad (33)$$

综合式(31)-(33)即可得到产业结构的显示解:

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1L} & 0 \\ 0 & \alpha_{2L} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 - \alpha_{11} & -\alpha_{21} \\ -\alpha_{12} & 1 - \alpha_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 - \beta(p) & \beta(p) & \beta(p) \\ \beta(p) & -\beta(p) & -\beta(p) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \frac{P_1 \bar{C}}{W} \\ \frac{EX}{W} \end{bmatrix}. \quad (34)$$

式中的内生变量已全部解出： p 由式(11)给出， $P_1 \bar{C}/W = \zeta \bar{C}$ （式(8)）， EX/W 由式(30)给出。式(34)还可以等价地表达为

$$X_1 = \mathcal{A} - \mathcal{B} \times \beta(p) \times \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right). \quad (35)$$

$$X_2 = 1 - \mathcal{A} + \mathcal{B} \times \beta(p) \times \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right). \quad (36)$$

其中

$$\mathcal{A} \equiv \frac{(1 - \alpha_{22})\alpha_{1L}}{(1 - \alpha_{11})(1 - \alpha_{22}) - \alpha_{12}\alpha_{21}} = \frac{\alpha_{1L}\alpha_{2L} + \alpha_{21}\alpha_{1L}}{\alpha_{1L}\alpha_{2L} + \alpha_{21}\alpha_{1L} + \alpha_{12}\alpha_{2L}} \in (0, 1).$$

$$\mathcal{B} \equiv \frac{\alpha_{1L}\alpha_{2L}}{(1 - \alpha_{11})(1 - \alpha_{22}) - \alpha_{12}\alpha_{21}} = \frac{\alpha_{1L}\alpha_{2L}}{\alpha_{1L}\alpha_{2L} + \alpha_{21}\alpha_{1L} + \alpha_{12}\alpha_{2L}} \in (0, 1).$$

当 $\alpha_{12} = \alpha_{21} = 0$ 即不存在交叉网络关系时 $\mathcal{A} = \mathcal{B} = 1$ 。下文将对式(34)-式(36)的经济学含义进行深入讨论。

(三) 关于产业结构的讨论

(1) 产业结构何以变化。式(34)-式(36)表明产业结构决定于三个内生变量： p 、 $P_1 \bar{C}/W$ 和 EX/W ，而部门 TFP 是本文模型唯一的驱动变量。因此在本文模型框架下，产业结构变化的底层或根本原因是部门 TFP 的变化，后者首先改变上述内生变量，进而推动产业结构发生变化。以下我们重点考察在两国所有其他部门的 TFP 均保持不变的情况下，本国制造业 TFP (A_1) 的上升对本国制造业增加值占比 (X_1) 的边际影响。

对式(35)进行全微分可得

$$\frac{dX_1}{dA_1} = \mathcal{B} \left[- \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right) \beta'(p) \frac{dp}{dA_1} + \beta(p) \frac{d}{dA_1} \left(\frac{P_1 \bar{C}}{W}\right) + \beta(p) \frac{d}{dA_1} \left(\frac{EX}{W}\right) \right]. \quad (37)$$

$$\frac{dX_1}{dA_1} = \underbrace{\mathcal{B}}_{\substack{\text{生产网络效应} \\ \in (0,1)}} \left[\underbrace{- \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right) \beta'(p) \frac{dp}{dA_1}}_{\substack{\text{鲍莫尔效应} \\ <0 \text{ iff } \varepsilon < 1}} + \underbrace{\beta(p) \frac{d}{dA_1} \left(\frac{P_1 \bar{C}}{W}\right)}_{\substack{\text{恩格尔效应} \\ <0}} + \underbrace{\beta(p) \frac{d}{dA_1} \left(\frac{EX}{W}\right)}_{\substack{\text{开放效应} \\ >0}} \right].$$

(37)

式(37)是本文理论分析的核心关系式。它清楚地表明，技术变化可以通过不同的渠道作用于产业结构。以下我们对式(37)右首的各项分别进行讨论。

(2) 鲍莫尔效应。式(37)右首中括号内的第一项对应着经典的鲍莫尔效应：

$$-\left(1 - \frac{P_1\bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right)\beta'(p)\frac{dp}{dA_1} < 0, \text{ if } \varepsilon < 1.$$

数学上， p 是 A_1 的增函数，当 $\varepsilon < 1$ 时 $\beta'(p) > 0$ ， $W - P_1\bar{C} - EX = P_1(C_1 - \bar{C}) + P_2C_2 > 0$ ，故在 $\varepsilon < 1$ 的情况下整体为负。从经济学的角度看，给定其他部门的TFP不变，制造业TFP的上升会使得服务品的相对价格上升，消费因此向制造品倾斜。如果制造品和服务品的替代弹性小于1，服务品相对消费量的降幅会低于其相对价格的升幅，故服务品的相对消费支出上升。需求侧的变化传导至供给侧，产业结构随之发生变化：服务业的增加值占比上升，制造业的增加值下降。另外值得一提的是，在 $\varepsilon < 1$ 的情况下，给定其他因素不变， A_2 的上升会对产业结构产生相反的影响，这是因为 A_2 的上升会使得服务品的相对价格下降。

(3) 恩格尔效应。式(37)右首中括号内的第二项对应着经典的恩格尔效应：

$$\beta(p)\frac{d}{dA_1}\left(\frac{P_1\bar{C}}{W}\right) < 0.$$

数学上， $P_1\bar{C}/W = \zeta\bar{C}$ 是 A_1 的减函数。从经济学的角度看，给定其他部门的TFP不变，制造业TFP的上升会增加收入，收入的增加使得消费向服务品倾斜，从而使得服务业的增加值占比上升，制造业的增加值下降。当 $\bar{C} = 0$ 时，恩格尔效应不再存在。另外值得一提的是，给定其他因素不变， A_2 的上升会导致类似的产业结构变化，这是因为 A_2 的上升也会增加收入。

鲍莫尔效应和恩格尔效应是结构转型文献中的经典机制，我们虽然复现了这两大效应，但这并非本文的创新。本文的主要创新体现在以下两大效应，分别与我们引入模型的两个新特征——对外贸易和生产网络——有关。

(4) 开放效应。式(37)右首中括号内的第三项对应着开放效应：

$$\beta(p)\frac{d}{dA_1}\left(\frac{EX}{W}\right) > 0.$$

数学上， EX/W 是 ζ 的减函数因而是 A_1 的增函数。从经济学的角度看，给定两国所有其他部门的TFP不变，本国制造业TFP的上升增强了其国际竞争力，促进了本国制造品的出口，对本国制造业起到了支撑和提振的作用。另外值得一提的是，给定其他因素不变， A_2 的上升会对产业结构产生类似的影响，背后的原因也不难理解： A_2 的上升虽然不能像 A_1 的上升那样对制造业发挥直接的“增效”作用，但仍能通过生产网络对制造业发挥间接的“降本”作用。

(5) 生产网络效应。如何理解本文模型中的生产网络效应——生产网络的存在对产业结构的影响？我们的看法可概括为以下三点。

第一，生产网络效应的属性。就属性来说，生产网络效应不同于上文介绍的三大效应，即鲍莫尔效应、恩格尔效应和开放效应。这三种效应代表的都是底层驱动变量（部门TFP）通过某种渠道作用于产业结构，一种效应对应着一个特定渠道。而生产网络是模型结构的一部分，由模型的底层参数（特别是反映部门间

关联性的 α_{ij})刻画。引入生产网络并不会创造新的渠道,但生产网络的存在会改变固有渠道的强弱,起到“放大器”或“缓冲器”的作用。

第二,“放大器”还是“缓冲器”?生产网络文献常提到生产网络的“放大效应”。这一“放大效应”可以从两个角度来理解。其一,由于部门间存在投入产出关系,单个部门受到的正向冲击可以“惠及”其他部门并进一步“反哺”本部门,使得冲击对本部门的最终影响超过没有生产网络的情形。上述冲击可以是供给冲击也可以是需求冲击。举例来说,制造业的技术进步降低了制造品的价格,这会降低以制造品为投入品的服务业的生产成本,服务品价格的下降反过来又会降低需要投入服务品的制造业的生产成本,由此形成正反馈。又比如,受到正向需求冲击的制造业会增加对服务品的需求,受此影响,服务业也会增加对制造品的需求。其二,由于上述正反馈机制的存在,单个部门受到的正向冲击不仅会使本部门获益,还会利好一系列关联部门,部门冲击因此产生了宏观效果——这是另一种意义上的“放大”。

但我们认为,如果关注的并非总量而是产业结构,则生产网络的存在会减小异质性冲击对产业结构的影响,即产生“缓冲效应”。这一“缓冲效应”与生产网络文献所强调的“放大效应”不仅不矛盾,而且是同一枚硬币的两面。正由于生产网络的存在以及随之形成的正反馈机制,单个部门受到的正向冲击不仅会使本部门获益,还会利好关联部门,产生“你好我也好”的效果,产业结构的变动幅度也就没那么大了。

第三,生产网络的“缓冲效应”是否在本文模型中得到体现?答案是肯定的。回到式(37),我们认为本文模型中的生产网络效应在相当程度上体现在该式右首的公共系数 \mathbf{B} 上。系数 \mathbf{B} 由投入产出系数(各个 α)组成。如果制造业和服务业不存在投入产出关联,即如果 $\alpha_{12} = \alpha_{21} = 0$,则 $\mathbf{B} = 1$;否则 $\mathbf{B} \in (0,1)$ 。由此可见生产网络的存在同时削弱了鲍莫尔效应、恩格尔效应和开放效应,在一定程度上消解了部门TFP的变化对产业结构的影响,即发挥了“缓冲效应”。不妨再考虑两部门完全对称的特殊情形: $\alpha_{1L} = \alpha_{2L} = \alpha_L$, $\alpha_{12} = \alpha_{21} = \alpha_C$,其中 α_C 衡量了两部门的关联度。此时可推得 $\mathbf{B} = \alpha_L / (\alpha_L + 2\alpha_C)$,故 \mathbf{B} 是 α_C 的减函数,意味着两部门的关联度越高,部门冲击对产业结构的影响越小^①。

(6) 如何理解中国的结构转型事实。制造业的技术进步通过两大经典机制降低了中国制造业的占比,提高了服务业的占比。但一方面,中国的制造业具有更高的网络关联性,各产业更多地以制造品为中间投入,这具有减弱鲍莫尔效应和恩格尔效应的作用;另一方面,中国是一个开放大国,制造业的技术进步会进一步扩大贸易顺差,对制造业起到支撑和托底的作用。因此与同等发展程度国家相比,中国结构转型的进程更慢,产业结构更多地向制造业倾斜。

^① 感谢匿名审稿人的意见,本文增加了关于部门内关联性以及部门间关联性对缓冲效应影响的进一步讨论,详细内容见附件1。

四 数值模拟

(一) 数据处理

本文模型由两个部门构成，部门 1 是由农业、制造业与建筑业所构成，是广义的“制造业部门”或者说是非服务业部门；部门 2 则是服务业部门。此外，本文假定贸易均发生于制造业部门，这与现实存在一定的距离。因此，本文需要对现实数据进行加总和调整。

我们使用 1992 年至 2017 年共 12 年的投入产出数据，参考徐朝阳和张斌（2020）进行如下处理，第一，将服务业相关部门的最终消费作为部门 2 的最终消费；第二，将各个服务业相关部门的资本形成与农业、采矿业、制造业、建筑业最终消费、资本形成合并，作为部门 1 的最终消费；第三，将所有部门的净出口合并，形成部门 1 的净出口。在构造两个部门最终消费和出口的基础上，我们根据 $W = P_1C_1 + P_2C_2 + P_1EX$ 这一预算约束式得到总的名义增加值。

在本文中，还需要计算的序列有：两个部门的就业、总量就业、两个部门的价格和生产率。国家统计局公布了 1990 年后经过调整的三大产业的就业数据，我们将第一、第二产业合并为部门 1，第三产业为部门 2。在价格方面，我们以 1990 年为基期，计算得到了后续各年份以 1990 年为基期的价格指数。然后，根据前文价格与生产率的关系式，求得到部门 1 和部门 2 的生产率。

需要说明的是，本文涉及到的总量数据均以劳动力总量进行平均，所有变量均为劳均值，且均为名义变量。

(二) 参数校准

本文的待估参数是 α_{11} 、 α_{12} 、 α_{21} 、 α_{22} 、 α_{1L} 、 α_{2L} 以及 ε 、 ω_1 、 ω_2 、 \bar{C} 。在供给侧，本文借助投入产出表数据，并通过上述部门构造方法，可以获取 1990-2017 年中国制造业-服务业之间的投入产出关系，并且在样本期内求均值，从而得到生产端的各个系数。在需求侧，我们通过调整 ε 、 ω_1 、 ω_2 、 \bar{C} 这第四个参数的值，从而使模型预测的部门 1 和部门 2 的名义增加值占比与实际数据尽可能地接近，参数取值如表 2 所示。需要说明的是，此处弹性的估计值接近于 0，主要是因为制造品和服务品几乎不可替代，这与 Herrendorf 等（2013、2021）以及郭凯明等（2020）的研究也保持一致。

表 2 参数校准与估计

	供给侧		需求侧			
	部门 1	部门 2	弹性	偏好 1	偏好 2	非位似项
部门 1	$\alpha_{11} = 0.59$	$\alpha_{21} = 0.11$	0.00	0.25	0.75	980
部门 2	$\alpha_{12} = 0.11$	$\alpha_{22} = 0.21$				
增加值率	$\alpha_{1L} = 0.31$	$\alpha_{2L} = 0.52$				

(三) 拟合结果

图 5 展示了本文模型与实际数据之间的拟合程度，实线部分为模型估计得到的制造业增加值占比序列，虚线部分为实际数据中的制造业增加值占比序列。可以看出，模型基本模拟出了中国 1990-2017 年制造业增加值占比的变化，这说明模型可以比较好地解释中国结构转型的过程，能够描述和拟合我国的现实经济。

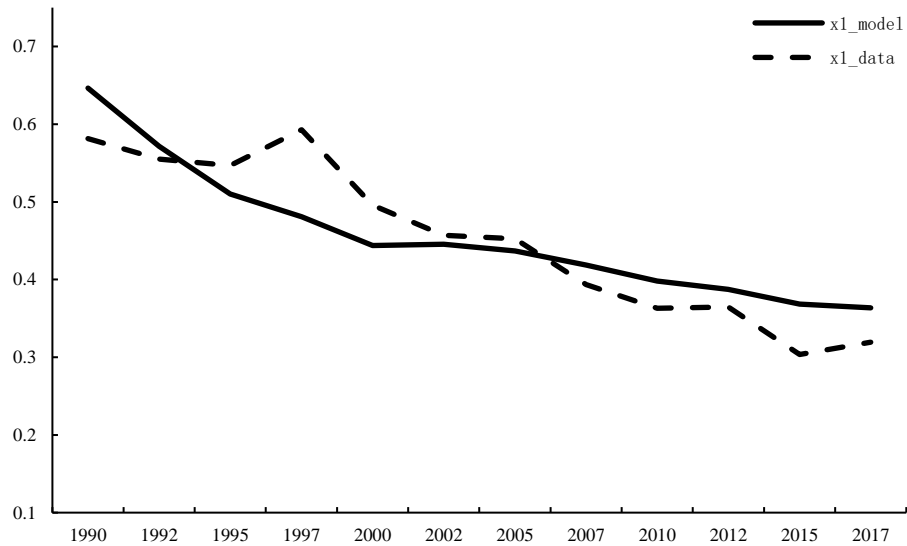


图 5 模型模拟和实际数据对比

五 效应分解

我们首先根据前文的分解式 (37)，并结合理论分析部分，得到 1990-2017 年各个效应的相对大小，结果参见表 3。1990-2017 年，制造业增加值占比下降了 28.23 个百分点，其中，鲍莫尔效应和恩格尔效应分别导致制造业占比下降了 5.5、24.5 个百分点，贸易效应则支撑了制造业占比，提升了制造业占比 1.7 个百分点。贸易效应的数量虽然看上去并不大，但相对其他负向效应，贸易效应对制造业占比构成了很好的支撑作用，并且，在 1998-2007 年，国际贸易效应的影响最为显著，这也是中国加速融入全球分工体系、对外出口大幅增长的时期。在这段时期内，国际贸易效应对冲了很大一部分其他效应的影响，构成了对中国制造业占比加强的支撑力量。

恩格尔效应是驱动中国结构转型、导致制造业占比最主要的力量。随着收入的上升，中国居民对农产品和工业品的需求逐渐饱和，消费中这些产品的比重随收入提升而下降。这与现实中恩格尔系数逐步下降、工业品的需求收入弹性下降的趋势是一致的。国家统计局数据显示，中国城乡居民的恩格尔系数从 1990 年的 55.7% 下降到了 2017 年的 29.3%。张斌 (2021) 选取了乳制品、服装、汽车、空调、电冰箱、计算机这六类主要工业品，发现其需求收入弹性都呈现逐步下降趋势，意味着随着收入的提高，对主要工业品的需求会逐步下降。但是，恩格尔效应的影响程度会随着收入的上升逐渐下降，这主要是因为基本消费品的影响会

随着收入的上升而下降。鲍莫尔效应也是驱动中国从制造业转向服务业的重要力量，但相对恩格尔效应，其影响力度相对较小。

表 3 1990-2017 年各效应分解

时期	比重变化 (%)	鲍莫尔效应 (%)	恩格尔效应 (%)	贸易效应 (%)
1990-1997	-16.52	-2.1	-14.2	-0.2
1998-2002	-3.52	-1.6	-4.2	2.3
2003-2007	-2.67	0.0	-3.3	0.7
2008-2012	-3.15	-0.7	-1.8	-0.7
2013-2017	-2.37	-1.0	-0.9	-0.4
1990-2017	-28.23	-5.5	-24.5	1.7

我们可以将各个效应作进一步拆解，拆分为自效应以及相应的网络效应。我们可以明显地看出，自效应与网络效应的符号相反，鲍莫尔效应中共导致制造业占比下降 5.5 个百分点，其中自效应为-10.2，而网络效应起到了 4.7 个百分点的“缓冲效应”；恩格尔效应共驱动制造业占比下降 24.5 个百分点，其中自效应为-45.6%，网络效应抵消了 21.1 个百分点；贸易效应支撑了制造业占比上升 1.7 个百分点，其中自效应为 3.2 个百分点，网络效应为-1.5 个百分点。总的来说，各个机制共同的网络效应合计约为 27.3 个百分点，这是前文理论分析中所讨论的生产网络对产业结构的“缓冲效应”在数量上的体现。

表 4 1990-2017 年各效应的自效应与网络效应

时期	比重变化 (%)	鲍莫尔效应		恩格尔效应		贸易效应	
		自效应 (%)	网络效应 (%)	自效应 (%)	网络效应 (%)	自效应 (%)	网络效应 (%)
1990-1997	-16.52	-3.9	1.8	-26.5	12.3	-0.4	0.2
1998-2002	-3.52	-3.0	1.4	-7.8	3.6	4.2	-2.0
2003-2007	-2.67	-0.1	0.0	-6.2	2.9	1.3	-0.6
2008-2012	-3.15	-1.4	0.6	-3.3	1.5	-1.2	0.6
2013-2017	-2.37	-1.8	0.9	-1.8	0.8	-0.8	0.4
1990-2017	-28.23	-10.2	4.7	-45.6	21.1	3.2	-1.5

六 反事实分析

首先，为评估生产网络机制在结构转型中的作用，参考 Bigio 和 La’o (2020)，我们定义“水平型经济” (horizontal economy)：令 $\alpha_{11} = \alpha_{22} = \alpha_{12} = \alpha_{21} = 0$ ， $\alpha_{1L} = \alpha_{2L} = 1$ 。此时生产函数变成线性，生产过程中不再使用中间品，相应地有： $\mathcal{A} = \mathcal{B} = 1$ ，生产网络不再影响产业结构转型。基准模型和水平型经济的差异可以被认为是生产网络所带来。图 6 展示了实际数据、基准模型和水平型经济设定下的制造业占比。生产网络对制造业占比的影响在大部分情

况下为正，并且这种影响逐步上升，1997 年，生产网络提升了制造业占比近 10 个百分点，而到了 2017 年，其影响大小上升到了近 20 个百分点，构成了对制造业占比重要的支撑力量。这一反事实研究结果与效应分解基本一致，再次说明了生产网络对制造业占比下降有十分重要的“缓冲作用”，一定程度上改变了中国结构转型的路径。

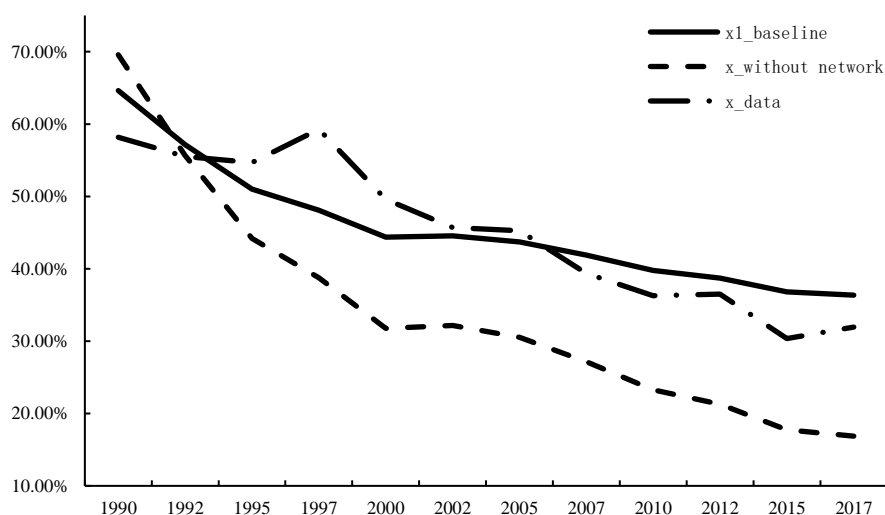


图 6 反事实：关闭生产网络机制

其次，本文将每一年度的净出口设置为 0 ($NX = 0$)，从而模拟封闭经济情形。国际贸易对制造业占比起到了明显的支撑作用，提升了制造业部门的增加值占比。但这种影响存在显著的异质性，在 1998 年之前，贸易的影响十分微弱，虚线（封闭经济情形）与实线（基准模型情形）基本重合，没有明显区别；在 1998 年之后，国际贸易的影响逐步显现，并且，这种影响在 2001-2007 年间十分显著，达到约 5 个百分点。

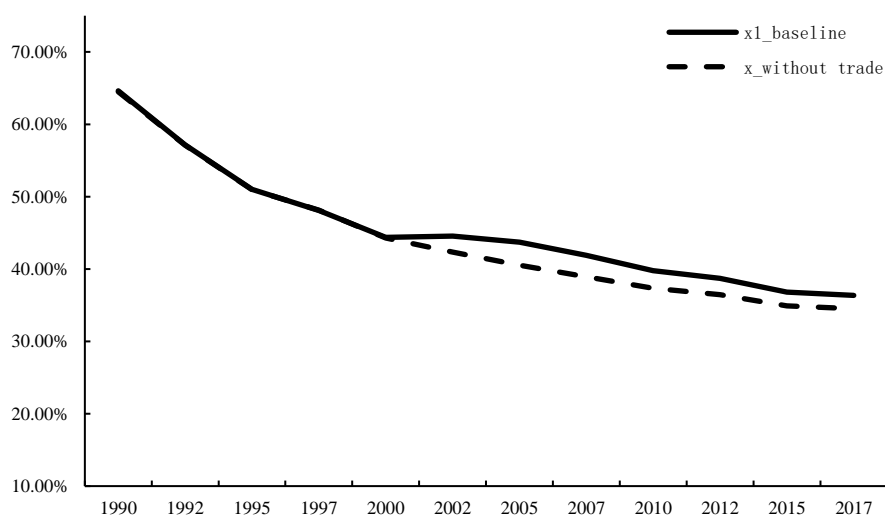


图 7 反事实：关闭贸易与生产网络机制

再次，本文将制造业部门的基本消费水平设置为 0 ($\bar{c} = 0$)，从而研究非位似偏好的可能影响。需要注意的是，即便当基本消费为 0，由于贸易的存在，制造业和服务业部门的需求收入弹性也并不均为 1。图 8 展示了反事实模拟结果，可以看出，非位似偏好对制造业占比的影响十分显著，如果不存在基本消费品，制造业占比将显著下降，换言之，非位似偏好的存在支撑了制造业占比，这主要和模型的设定相关，在本文的模型中没有考虑农业部门，将制造业与农业部门进行了合并，最低消费项也被计入到了制造业部门。此外，随着经济增长和人均收入的提高，基本消费相对经济总量的非位似偏好的影响逐步下降，在 2017 年，位似偏好与基准模型的制造业占比相差仅不大 2 个百分点。这一现象与效应分解所得到的结论也基本一致。

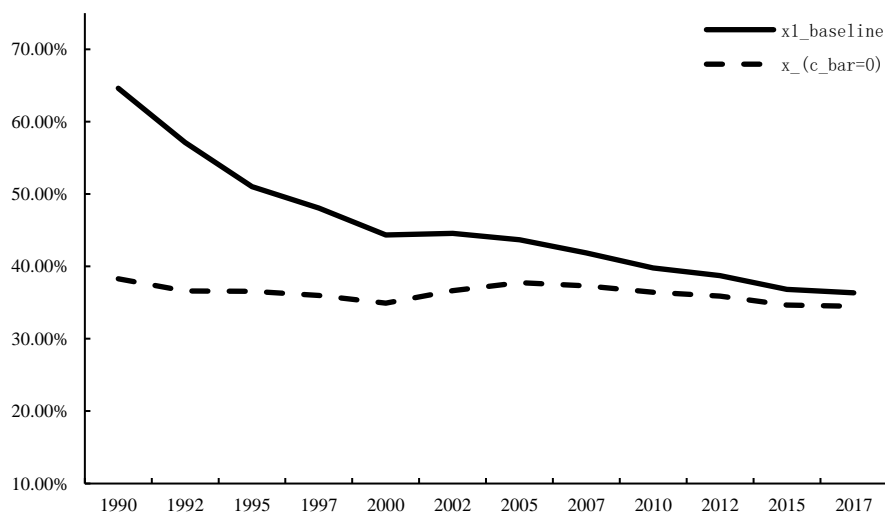


图 8 反事实：位似偏好

最后，本文将两个部门的技术进步分别固定在 1990 年水平，控制两个部门的技术进步水平，以分析技术进步的影响。图 9（左）展示了将制造业生产率固定在 1990 年水平下的制造业占比以及与基准模型的对比，图 9（右）展示了将服务业生产率固定在 1990 年水平下的制造业占比以及与基准模型的对比。图 9（左）显示，如果制造业部门没有技术进步，在 2007 年前，制造业增加值占比将下降，但在 2007 年之后，制造业比重将小幅上升。从图 9（右）来看，如果服务业部门生产率固定，其产生的影响方向上与制造业技术进步类似，但影响程度低于制造业技术进步。但总体来说，相对其他机制，生产率对结构转型的影响相对较低。

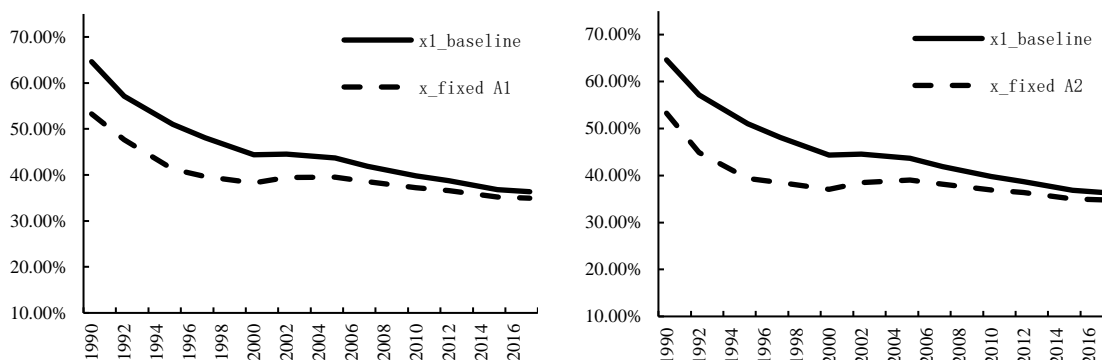


图9 反事实：固定部门1（左）与部门2（右）的技术进步

七 结论与政策启示

深入挖掘中国结构转型的驱动因素，关系到如何实现建设新型工业化体系、制造强国、维持制造业占比基本稳定等重大政策目标。本文构建一个开放条件下、包含投入产出结构的两部门一般均衡的结构转型模型，从生产网络的角度，对中国结构转型路径的差异性进行了解释，提出了新的理论视角，并进行了相应的数值模拟、效应分解和反事实分析等定量研究。本文发现，生产网络的存在改变了鲍莫尔效应和恩格尔效应的相对大小，减缓了中国制造业占比的下降，发挥了“缓冲效应”，并与外部需求一同支撑了中国制造业占比。结合1990-2017年的现实数据，定量研究表明，生产网络的“缓冲效应”提升了中国制造业占比近27.3个百分点，贸易效应支撑了制造业占比上升1.7个百分点。本文的结论一定程度上表明，中国结构转型路径的差异部分来源于中国特殊的生产网络结构以及外向型经济特征，并不完全在于政策性扭曲。

本文的研究具有两点政策启示：第一，应当“高效畅通内循环”，加快建设全国统一大市场，破除中间品、生产要素流通的各项障碍，打破区域间市场分割，提升产业之间的关联性，发挥生产网络对制造业占比的“缓冲效应”。同时实施结构性的产业政策，一方面，支持制造业高端化、智能化、绿色化发展，在制造业内部实现结构的优化升级；另一方面，支持现代物流、科技研发、信息技术、现代金融和商业服务等现代生产性服务业，引导先进制造业与现代服务业的深度融合，发挥好服务业为制造业科技创新和转型升级的赋能作用，促进制造业内部各行业之间、服务业与制造业之间中间品的流动，充分利用生产网络作用，促进产业结构优化升级。

第二，应当“高质量对接外循环”，继续推进高水平开放，利用外需对制造业占比的支撑作用，促进中国制造业转型发展。建设制造强国离不开建设贸易强国，一方面，加快建设和融入现有区域自由贸易体系，扩大面向全球的高标准自贸区网络，高质量实施《区域全面经济伙伴关系协定》等区域贸易协定，推动共建“一带一路”高质量发展。另一方面，优化推动货物贸易优化升级，协调推进新业态新模式创新发展，降低企业贸易成本，增强中国产品的国际竞争力，从而打造更多出口增长点，助力实现产业结构优化升级的政策目标。

参考文献:

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》, 《经济研究》第 3 期。

郭凯明、杭静、颜色 (2020): 《新型基础设施投资与产业结构转型升级》, 《中国工业经济》第 3 期。

郭凯明、陈昊和颜色 (2022): 《贸易成本与中国制造》, 《金融研究》第 3 期。

齐鹰飞、LI Yuanfei (2019): 《跨国投入产出网络中的贸易摩擦——兼析中美贸易摩擦的就业和福利效应[J]. 财贸经济, 2019, 40 (05) :83-95。

倪红福、闫冰倩、吴立元 (2023): 《生产链长度与PPI—CPI分化——基于全球投入产出价格模型的分析》, 《中国工业经济》第 6 期。

段玉婉、汤笑笑、马艺宁 (2023): 《生产网络、行业传递及金融约束的经济效应分析》, 《财贸经济》第 6 期。

刘维林、程倩、余泳泽 (2023): 《双循环技术溢出视角下中国产业技术进步的的网络效应研究——基于全球生产网络下的全要素生产率增长与传导测算》, 《管理世界》第 5 期。

徐朝阳 (2014): 《供给抑制政策下的中国经济》, 《经济研究》第 7 期。

徐朝阳、张斌 (2020): 《经济结构转型期的内需扩展:基于服务业供给抑制的视角》, 《中国社会科学》第 1 期。

徐朝阳、王鞞 (2021): 《部门异质性替代弹性与产业结构变迁》, 《经济研究》第 4 期。

张斌、茅锐 (2016): 《工业赶超与经济结构失衡》, 《中国社会科学》第 3 期。

张斌 (2021): 《从制造到服务——结构转型期的宏观经济学》, 中信出版, 2021 年 3 月。

章潇萌、杨宇菲 (2016): 《对外开放与我国产业结构转型的新路径》, 《管理世界》第 3 期。

钟粤俊、陆铭、奚锡灿 (2020): 《集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角》, 《管理世界》第 11 期。

Acemoglu, D., and Guerrieri, V., “Capital deepening and non-balanced economic growth”, *Journal of Political Economy*, 2008, 116(32008), pp.467-498.

Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglarr, A., and Alireza, T., “The Network Origins of Aggregate Fluctuations”, *Econometric*, 2012, 80(5), pp.1977—2016.

Acemoglu, D., Akcigit, U., and Kerr, W., “Networks and the Macroeconomy: An Empirical Exploration”, *NBER Macroeconomics Annual*, 2016, 30, pp.276—335.

Baqaee, D., “Cascading Failures in Production Networks”, *Econometrica*, 2018, 86(5), pp.1819—1838.

- Baumol, W. J., “Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis”, *American Economic Review*, 1967, 57(3), pp.415-426.
- Bigio, S. and La’o, J., “Distortions in production networks”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(4), pp.2187-2253.
- Boppart, T., “Structural change and the Kaldor facts in a growth model with relative price effects and non-Gorman references”, *Econometrica*, 2014, 82(6), pp.2167–2196.
- Caselli, F., and Coleman II, W.J., “The U.S. structural transformation and regional convergence: a reinterpretation”, *Journal of Political Economy*, 2001, 109(3), pp.584–616.
- di Giovanni, J., and Hale, G., “Stock market spillovers via the global production network: Transmission of US monetary policy”, *Journal of Finance*, 2022, 77(6), pp.3373–3421.
- Herrendorf, B., Rogerson, R., and Valentinyi, A., “Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation”, *American Economic Review*, 2013, 103(3), pp.2752–2789.
- Herrendorf, B., Rogerson, R., and Valentinyi, A., “Growth and structural transformation”, in Aghion, P., and S.N. Durlauf. *Handbook of Economic Growth* volume 2, Amsterdam, 2014.
- Herrendorf, B., Rogerson, R., and Valentinyi, A., “Structural Change in Investment and Consumption: A Unified Approach”, *The Review of Economic Studies*, 2021, 88(3), pp.1311–1346.
- Kongsamut, P., Rebelo, S., and Xie, D., “Beyond Balanced Growth”, *The Review of Economic Studies*, 2001, 68(4), pp.869–882.
- Liu, E., “Industrial Policies in Production Networks”, *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4), pp.1675—1745.
- Luo, S.W., “Propagation of financial shocks in an input-output economy with trade and financial linkages of firms”, *Review of Economic Dynamics*, 2020, 36, pp.246-269.
- Matsuyama, K., “Structural change in an interdependent world: a global view of manufacturing decline”, *Journal of the European Economic Association*, 2009, 7(2-3), pp.478-486.
- Obstfeld, M., and Rogoff, K., *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge: MIT Press, 1996.
- Sposi, M., “Evolving comparative advantage, sectoral linkages, and structural change”, *Journal of Monetary Economics*, 2019, 103(3), pp.75-87.
- Uy, T., Yi, K.M., and Zhang, J., “Structural change in an open economy”, *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60(6), pp.667-682.

International Trade, Production Networks and Structure

Transformation of China

Abstract: This paper builds an open two-sector general equilibrium model with input-output structure to explain the special phenomenon of relatively high share of manufacturing industry and relatively low share of service industry in the process of China's structural transformation. Based on theory model, this paper also conducts quantitative research such as numerical simulation, structural decomposition and counterfactual analysis. The paper finds that the production network changes the relative magnitude of the Baumol effect and the Engel effect, slows down the decline of China's manufacturing sector, which plays "buffer effect", and supports China's manufacturing sector together with external demand. The study shows that the "buffer effect" of the production network increased China's manufacturing share by nearly 27.3 percentage points, and the trade effect supported the increase of manufacturing share by 1.7 percentage points.

Keywords: Production network; International trade; Structural transformation

JEL Classification: E23,F10,O14

附录 关于缓冲效应的进一步讨论

在正文部分，我们已经得到了产业结构表达式：

$$X_1 = \mathcal{A} - \mathcal{B} \times \beta(p) \times \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right).$$

$$X_2 = 1 - \mathcal{A} + \mathcal{B} \times \beta(p) \times \left(1 - \frac{P_1 \bar{C}}{W} - \frac{EX}{W}\right).$$

其中，

$$\mathcal{A} \equiv \frac{(1-\alpha_{22})\alpha_{1L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} = \frac{\alpha_{1L}\alpha_{2L}+\alpha_{21}\alpha_{1L}}{\alpha_{1L}\alpha_{2L}+\alpha_{21}\alpha_{1L}+\alpha_{12}\alpha_{2L}} \in (0,1).$$

$$\mathcal{B} \equiv \frac{\alpha_{1L}\alpha_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\alpha_{22})-\alpha_{12}\alpha_{21}} = \frac{\alpha_{1L}\alpha_{2L}}{\alpha_{1L}\alpha_{2L}+\alpha_{21}\alpha_{1L}+\alpha_{12}\alpha_{2L}} \in (0,1).$$

我们通过如下四种情形讨论部门内关联性、部门间关联性、部门增加值率对于缓冲效应强弱的影响：

(1) **情形 0**： $\alpha_{12} = \alpha_{21} = 0$ 。此时，不存在部门间关联、只存在部门内关联，此情形下 $\mathcal{B} = 1$ ，生产网络不发挥缓冲效应。

(2) **情形 1**： $\alpha_{12} = \bar{\alpha}_{12}$ ， $d\alpha_{11} = -d\alpha_{1L} = d\alpha > 0$ ， $\alpha_{2*} = \bar{\alpha}_{2*}$ 。此时，同时存在部门内和部门间关联，我们控制住 α_{12} 和其他投入系数，考察 α_{11} 的上升对 \mathcal{B} 的影响。需要注意的是，由于控制住了 α_{12} ， α_{11} 的上升会导致 α_{1L} 的等幅下降。

由 \mathcal{B} 的定义式可得：

$$\mathcal{B} = \frac{\alpha_{1L}\bar{\alpha}_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\bar{\alpha}_{22})-\bar{\alpha}_{12}\bar{\alpha}_{21}} \in (0,1).$$

从而

$$d\mathcal{B} = \frac{\partial \mathcal{B}}{\partial \alpha_{11}} d\alpha - \frac{\partial \mathcal{B}}{\partial \alpha_{1L}} d\alpha = \dots = -\frac{\bar{\alpha}_{12}\bar{\alpha}_{2L}^2}{[(1-\alpha_{11})(1-\bar{\alpha}_{22})-\bar{\alpha}_{12}\bar{\alpha}_{21}]^2} d\alpha < 0.$$

由此可见，给定其他产业的所有投入系数不变，给定任一产业的外部中间品投入系数不变，该产业的内部中间品投入系数越高，生产网络的缓冲效应越强。简而言之，给定部门间关联不变，部门内关联越高，生产网络的缓冲效应越强。

(3) **情形 2**： $\alpha_{11} = \bar{\alpha}_{11}$ ， $d\alpha_{12} = -d\alpha_{1L} = d\alpha > 0$ ， $\alpha_{2*} = \bar{\alpha}_{2*}$ 。此时，同时存在部门内和部门间关联，我们控制住 α_{11} 和其他投入系数，考察 α_{12} 的上升对 \mathcal{B} 的影响。需要注意的是，由于控制住了 α_{11} ， α_{12} 的上升会导致 α_{1L} 的等幅下降。

由 \mathcal{B} 的定义式可得

$$\mathcal{B} = \frac{\alpha_{1L}\bar{\alpha}_{2L}}{(1-\bar{\alpha}_{11})(1-\bar{\alpha}_{22})-\alpha_{12}\bar{\alpha}_{21}} \in (0,1).$$

从而

$$dB = \frac{\partial B}{\partial \alpha_{12}} d\alpha - \frac{\partial B}{\partial \alpha_{1L}} d\alpha = \dots = -\frac{(1-\bar{\alpha}_{11})\bar{\alpha}_{2L}^2}{[(1-\bar{\alpha}_{11})(1-\bar{\alpha}_{22})-\alpha_{12}\bar{\alpha}_{21}]^2} d\alpha < 0.$$

由此可见，给定其他产业的所有投入系数不变，给定任一产业的内部中间品投入系数不变，该产业的外部中间品投入系数越高，生产网络的缓冲效应越强。简而言之，给定部门内关联不变，部门间关联越高，生产网络的缓冲效应越强。

(4) 情形 3: $d\alpha_{1L} = -\frac{d\alpha_{11}}{\theta} = -\frac{d\alpha_{12}}{1-\theta} = d\alpha > 0$, $\theta \in (0,1)$, $\alpha_{2*} = \bar{\alpha}_{2*}$ 。此

时，同时存在部门内和部门间关联。我们控制住部门 2 的所有投入系数，并假设 α_{1L} 的上升按一定比例被 α_{11} 的下降和 α_{12} 的下降吸收，在此基础上考察 α_{1L} 的上升对 B 的影响。

由 B 的定义式可得

$$B = \frac{\alpha_{1L}\bar{\alpha}_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\bar{\alpha}_{22})-\alpha_{12}\bar{\alpha}_{21}} \in (0,1).$$

从而

$$\begin{aligned} dB &= -\theta \frac{\partial B}{\partial \alpha_{11}} d\alpha - (1-\theta) \frac{\partial B}{\partial \alpha_{12}} d\alpha + \frac{\partial B}{\partial \alpha_{1L}} d\alpha, \\ &= -\theta \left(\frac{\partial B}{\partial \alpha_{11}} d\alpha - \frac{\partial B}{\partial \alpha_{1L}} d\alpha \right) - (1-\theta) \left(\frac{\partial B}{\partial \alpha_{12}} d\alpha - \frac{\partial B}{\partial \alpha_{1L}} d\alpha \right) > 0. \end{aligned}$$

由此可见，给定其他产业的所有投入系数不变，任一产业的增加值率越高，生产网络的缓冲效应越弱。

(5) 情形 4: $\alpha_{1L} = \bar{\alpha}_{1L}$, $d\alpha_{11} = -d\alpha_{12} = d\alpha$, $\alpha_{2*} = \bar{\alpha}_{2*}$ 。此时，同时存在部门内和部门间关联。我们控制住 α_{1L} 和其他投入系数，考察 α_{11} 的变化或者 α_{12} 的变化对 B 的影响。需要注意的是，由于控制住了 α_{1L} , α_{11} 的变化会导致 α_{12} 的等幅反向变化，反之亦然。

由 B 的定义式可得

$$B = \frac{\bar{\alpha}_{1L}\bar{\alpha}_{2L}}{(1-\alpha_{11})(1-\bar{\alpha}_{22})-\alpha_{12}\bar{\alpha}_{21}} \in (0,1).$$

从而

$$\text{sign}\{dB\} = -\text{sign}\{-(1-\bar{\alpha}_{22})d\alpha + \bar{\alpha}_{21}d\alpha\} = \text{sign}\{\bar{\alpha}_{2L}d\alpha\} = \text{sign}\{d\alpha\}.$$

由此可见，给定其他产业的所有投入系数不变，给定任一产业的增加值率（亦即底层要素投入系数）不变，该产业的内部中间品投入系数越高，生产网络的缓冲效应越弱，该产业的外部中间品投入系数越高，生产网络的缓冲效应越强。