

Structural Change with Long-run Income and Price Effects

Diego Comin

Danial Lashkari

Martí Mestieri

张桐赫 郑周怿 赵孟祺 伍芹 秦乐阳

2024/6/24

CONTENTS

1 Introduction

2 Theory

3 Empirical Analysis

4 Extension

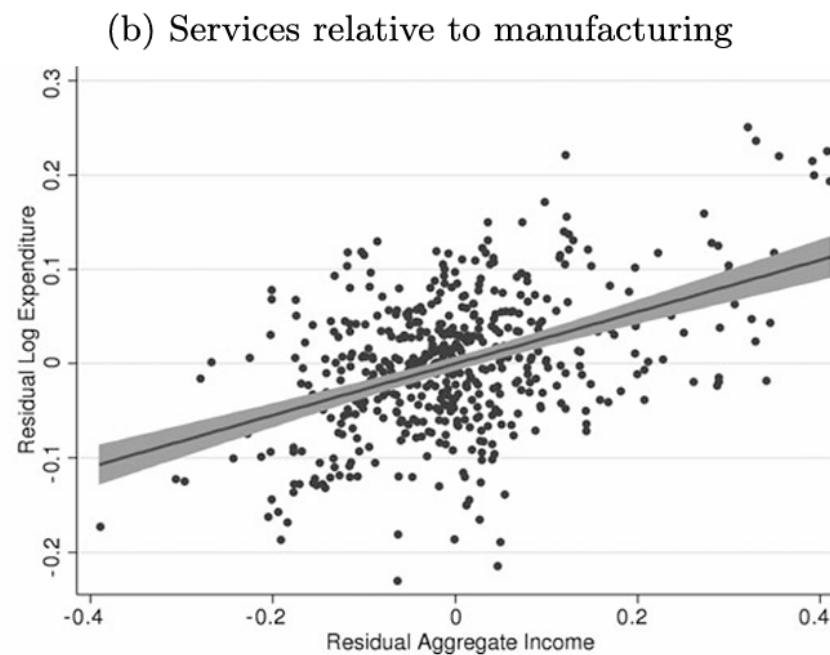
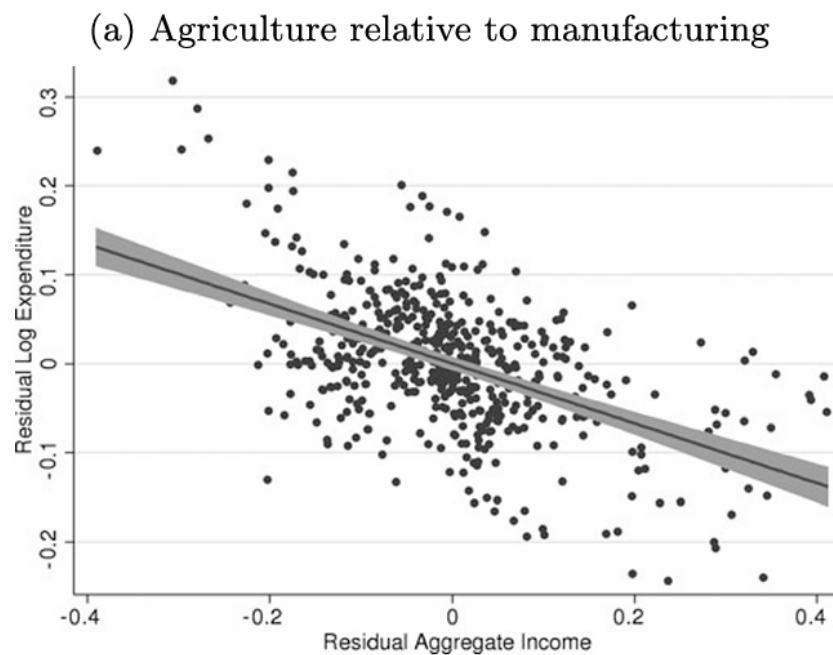
5 Conclusion

1. Introduction

- ✓ 在发展过程中，经济体将经历大规模的部门间就业和资本的重新分配，这一过程通常被称为结构变化（**structural change**）。
- ✓ 关于结构变化的主要理论试图通过涉及**供给**或**需求**的机制来理解这些全面转型。
- ✓ 不同行业 **Engel** 曲线的形状差异在确定供需渠道对结构变化的贡献方面起着至关重要的作用。然而，需求侧理论通常依赖于特定类别的非齐次性偏好，例如广义的**Stone-Geary** 偏好，由于各行业相对 **Engel** 曲线的斜率快速趋于平缓，这些设定限制了需求渠道在长期内的解释力。

1. Introduction

✓ 实证证据表明，行业间相对支出份额与收入之间的关系是稳定的，并且随着收入的增长，相对Engel曲线的斜率并不会迅速趋于平缓。



1. Introduction

- ✓ 受到这些证据的启发，本文开发了一个多部门结构变化模型，该模型能够适应非消失的非齐次性。本文与标准框架的关键区别在于引入了一类效用函数，这类函数为在所有收入水平下都具有非齐次的分部门需求。本文将这类偏好称为非齐次恒定替代弹性（CES）偏好。
- ✓ 本文的理论将这些偏好嵌入到经济增长的一般均衡模型中。该框架预测了相对部门配置、相对部门价格和收入之间的对数线性关系。

CONTENTS

1 Introduction

2 Theory

3 Empirical Analysis

4 Extension

5 Conclusion

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 在本节中，本文提出了一类偏好，这些偏好能够合理解释引言部分讨论的相对部门消费支出的经验规律。

✓ 首先，非齐次性**CES**效用函数由如下约束条件隐式决定， C 为 I 种商品构成的消费束，效用函数 $U = F(C)$ ， $g(\cdot)$ 是一个关于效用的正的、连续可微的、单调递增的函数。 $\sigma \in (0, 1) \cup (1, \infty)$, $Y_i > 0$, $\varepsilon_i > 0$ 。

$$\sum_{i=1}^I Y_i^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{C_i}{g(U)^{\varepsilon_i}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = 1, \quad (1)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 首先推导希克斯需求函数。给定价格与方程 (1) 隐式确定的效用函数，求解支出最小化问题。

$$C_i = Y_i \left(\frac{p_i}{E} \right)^{-\sigma} g(U)^{(1-\sigma)\varepsilon_i}, \quad \forall i \in \mathcal{I}, \quad (2)$$

$$E(U; \mathbf{p}) \equiv \left[\sum_{i=1}^I Y_i g(U)^{(1-\sigma)\varepsilon_i} p_i^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \quad (3)$$

✓ 定义 E 为总支出，注意到每种商品的支出占比 $\omega_i = p_i C_i / E$ 就是方程 (1) 中的被加数。

$$\omega_i \equiv \frac{p_i C_i}{E} = Y_i^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{C_i}{g_i(U)} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = Y_i \left[g_i(U) \left(\frac{p_i}{E} \right) \right]^{1-\sigma}$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

- ✓ 从这种形式的需求函数中可以得到非齐次CES偏好的两个性质。
 - 两种部门间不同商品的相对需求对 $g(U)$ 的弹性是一个常数。

$$\frac{\partial \log(C_i/C_j)}{\partial \log g(U)} = (1 - \sigma)(\varepsilon_i - \varepsilon_j), \quad \forall i, j \in \mathcal{I}. \quad (4)$$

- 两种部门间不同商品的替代弹性是一个常数。

$$\frac{\partial \log(C_i/C_j)}{\partial \log(p_j/p_i)} = \sigma, \quad \forall i, j \in \mathcal{I}. \quad (5)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

- ✓ 第一个特性确保了这些偏好的非齐次特性不会随着收入（效用）的增加而系统地减弱。这个特性帮助本文解释在引言中讨论的经验模式，即跨部门的消费显示出稳定且异质的收入弹性。第二个特性确保不同商品的替代弹性在任何收入水平上都是恒定的。
- ✓ 方程（6）突出了非齐次CES需求系统的一个关键特性，即价格效应和收入效应的分离。右侧第一项显示了由常替代弹性 σ 描述的价格效应，右侧第二项显示了消费者在无差异曲线之间移动时相对部门需求的变化。

$$\log\left(\frac{\omega_i}{\omega_j}\right) = (1 - \sigma) \log\left(\frac{p_i}{p_j}\right) + (1 - \sigma)(\varepsilon_i - \varepsilon_j) \log g(U) + \log\left(\frac{Y_i}{Y_j}\right). \quad (6)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 然后推导马歇尔需求函数，为此，本文选取一种基准商品 b (base good)，通过方程 (2) 得到基准商品的支出占比与效用的关系。

$$\varepsilon_b \log g(U) + \frac{1}{1-\sigma} \log Y_b = \log\left(\frac{E}{p_b}\right) + \frac{1}{1-\sigma} \log \omega_b. \quad (7)$$

✓ 联立方程 (7) 与方程 (6) 可以得到 $I-1$ 个约束，共同确定了非齐次 CES 的马歇尔需求。

$$\begin{aligned} \log \omega_i &= (1-\sigma) \log\left(\frac{p_i}{p_b}\right) + (1-\sigma) \left(\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_b} - 1\right) \log\left(\frac{E}{p_b}\right) \\ &\quad + \frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_b} \log \omega_b + \log\left(\frac{Y_i}{Y_b^{\varepsilon_i/\varepsilon_b}}\right). \end{aligned} \quad (8)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 商品 i 的收入弹性为常数。其中 $\bar{\varepsilon} = \sum_{i=1}^I \omega_i \varepsilon_i$ 。这表明奢侈品和必需品不是一种商品的固有属性，而取决于消费者的消费结构。

$$\eta_i \equiv \frac{\partial \log C_i}{\partial \log E} = \sigma + (1 - \sigma) \frac{\varepsilon_i}{\bar{\varepsilon}}, \quad (9)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 本文在方程 (8) 中主要关注以下两个参数。

$$\epsilon_i \equiv \frac{\epsilon_i}{\epsilon_b}, \quad \Omega_i \equiv \frac{Y_i}{Y_b^{\epsilon_i/\epsilon_b}}. \quad (10)$$

✓ 调整后的隐式马歇尔需求决定方程为下式，可以用来估计收入效应与替代效应的参数。

$$\log \omega_{it} = (1 - \sigma) \log \left(\frac{p_{it}}{p_{bt}} \right) + (1 - \sigma)(\epsilon_i - 1) \log \left(\frac{E_t}{p_{bt}} \right) + \epsilon_i \log \omega_{bt} + \log \Omega_i, \quad (11)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 定义真实消费CES指数 $C = G(\mathbf{C})$ 为效用函数的单调递增变换。

$$\log C \equiv \varepsilon_b \log g(U) + \frac{1}{1 - \sigma} \log Y_b, \quad (12)$$

✓ 通过方程 (7) 可以得到 t 期真实消费CES指数满足如下等式：

$$\log C_t = \log \left(\frac{E}{p_{bt}} \right) + \frac{1}{1 - \sigma} \log \omega_{bt}. \quad (13)$$

✓ 因此，隐式马歇尔需求的决定方程有如下形式：

$$\log \left(\frac{\omega_i}{\omega_j} \right) = (1 - \sigma) \log \left(\frac{p_i}{p_j} \right) + (1 - \sigma)(\epsilon_i - \epsilon_j) \log C + \log \left(\frac{\Omega_i}{\Omega_j} \right). \quad (15)$$

2. Theory

Non-homothetic CES Preferences

✓ 这样，本文就把相对价格效应和收入效应分离，并可以利用如下方程进行实证分析。等式右边第一项关联了是价格变化对结构变化的贡献，第二项关联了真实消费指数变化的贡献。

$$\log\left(\frac{\omega_{it}}{\omega_{jt}}\right) = (1 - \sigma) \log\left(\frac{p_{it}}{p_{jt}}\right) + (1 - \sigma)(\epsilon_i - \epsilon_j) \underbrace{\left[\log\left(\frac{E_t}{p_{bt}}\right) + \frac{1}{1 - \sigma} \log \omega_{bt} \right]}_{\equiv \log C_t} + \log\left(\frac{\Omega_i}{\Omega_j}\right), \quad (16)$$

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

✓ 首先，本文可以这样表示家庭问题：

$$\begin{aligned} \max_{(\mathbf{C}_t, E_t, \mathcal{A}_t)_t} & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t v(F(\mathbf{C}_t)) \\ \text{s.t.} & w_t + (1 + r_t) \mathcal{A}_t - \mathcal{A}_{t+1} - E_t \geq 0, \\ & E_t - \sum_{i \in \mathcal{I}} p_{it} C_{it} \geq 0, \end{aligned}$$

✓ 其中，

$$\begin{aligned} v(F(\mathbf{C}_t)) &= u(G(\mathbf{C}_t)) \\ \mathbf{C}_t &\equiv G(\mathbf{C}_t) \end{aligned}$$

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

✓ 接着本文构建拉格朗日方程：

$$\max_{(C_t, E_t, \mathcal{A}_t)_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u(C_t) + \rho_t (w_t + (1 + r_t)\mathcal{A}_t - \mathcal{A}_{t+1} - E_t) + \lambda_t \left(E_t - \sum_i p_{it} C_{it} \right) \right]$$

$$\text{s.t. } w_t + (1 + r_t)\mathcal{A}_t - \mathcal{A}_{t+1} - E_t \geq 0$$

✓ 参考静态部分求得F.O.C:

$$\rho_t \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\omega_{it}}{C_{it}} = \lambda_t p_{it}$$

$$\omega_{it} \equiv \Omega_i^{\frac{1}{\sigma}} (C_t^{-\epsilon_i} C_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$$

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

✓ 将一阶条件代入 $E_t = \sum_i p_{it} C_{it}$ 得

$$E_t = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\rho_t}{\lambda_t}$$
$$C_{it} = \Omega_i \left(\frac{p_{it}}{E_t} \right)^{-\sigma} C_t^{\epsilon_i (1-\sigma)}$$

✓ 结合 $E_t = \sum_{i=1}^I p_{it} C_{it}$ 得

$$E_t^{1-\sigma} = \sum_{i=1}^I \Omega_i (C_t^{\epsilon_i} p_{it})^{1-\sigma}$$

$$C_t = \mathcal{C}(E_t; \mathbf{p}_t)$$

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

✓ 为寻找家庭时间上的资产的配置最优，本文可以将原问题改写成：

$$\max_{(\mathcal{A}_t)_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C(w_t + (1 + r_t)\mathcal{A}_t - \mathcal{A}_{t+1}; \mathbf{p}_t))$$

✓ 对状态变量 \mathcal{A}_{t+1} 求偏导可得欧拉方程

$$u'(C_t) \frac{\partial C_t}{\partial E_t} = \beta(1 + r_{t+1}) u'(C_{t+1}) \frac{\partial C_{t+1}}{\partial E_{t+1}}$$

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

✓ 结合SectionA中的弹性，可得

$$u'(C_t) \frac{\partial C_t}{\partial E_t} = u'(C_t) \frac{C_t}{E_t} \frac{1}{\eta_{\varepsilon_t}^{C_t}} = u'(C_t) \frac{C_t}{E_t} \frac{1}{\bar{\varepsilon}_t}$$

✓ 因此，欧拉方程可写为

$$\frac{C_{t+1} u'(C_{t+1})}{C_t u'(C_t)} = \frac{1}{\beta(1+r_{t+1})} \frac{\bar{\varepsilon}_{t+1}}{\bar{\varepsilon}_t} \frac{E_{t+1}}{E_t} \quad (20)$$

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

✓ 企业面对着利润最大化问题，可表示为：

$$\Pi = p_{it}Y_{it} - w_tL_{it} - R_tK_{it}$$

$$Y_{it} = A_{it}K_{it}^{\alpha_i}L_{it}^{1-\alpha_i}$$

✓ 求解该问题可得

$$p_{it} = \frac{\alpha_0^{\alpha_0}(1-\alpha_0)^{1-\alpha_0}}{\alpha_i^{\alpha_i}(1-\alpha_i)^{1-\alpha_i}} \left(\frac{w_t}{R_t} \right)^{\alpha_0 - \alpha_i} \frac{A_{0t}}{A_{it}}$$

↑ 部门间生产率的差异
↓ 资本和劳动在不同部门的相对价格变化

2. Theory

Multi-Sector Growth with Nonhomothetic CES

- ✓ 一般均衡下，商品市场出清条件确保家庭部门的消费支出等于部门生产的产值：

$$\omega_{it} E_t = P_{it} Y_{it}$$

- ✓ 由竞争市场下的利润最大化可得

$$L_{it} = (1 - \alpha_i) \omega_{it} \frac{E_t}{w_t}$$

- ✓ 因此，得出相对部门就业也遵循相对价格和总支出的同样的对数线性关系的结论

$$\frac{L_{it}}{L_{jt}} = \frac{1 - \alpha_i}{1 - \alpha_j} \frac{\omega_{it}}{\omega_{jt}}, \quad i, j \in \mathcal{I}.$$

2. Theory

Constant Growth Path

✓ 定义

$$(1) \lim_{C \rightarrow \infty} \frac{Cu''(C)}{u'(C)} = -\theta$$

$$(2) \frac{A_{it+1}}{A_{it}} = 1 + \gamma_i, \quad i \in \{0\} \cup \mathcal{I}$$

$$(3) \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{C_{t+1}}{C_t} = 1 + \gamma^*$$

2. Theory

Constant Growth Path

✓ 结合一般均衡的结论，可得

$$\begin{aligned}
 1 + \xi_i &\equiv \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\omega_{it+1}}{\omega_{it}} = \lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{E_t}{E_{t+1}} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{p_{it+1}}{p_{it}} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\epsilon_i} \right)^{1-\sigma} \\
 &= \left(\frac{1}{1 + \gamma_0} \right)^{\frac{1-\sigma}{1-\alpha_0}} \left(\frac{(1 + \gamma_0)^{\frac{1-\alpha_i}{1-\alpha_0}}}{1 + \gamma_i} (1 + \gamma^*)^{\epsilon_i} \right)^{(1-\sigma)} \\
 &= \left[\frac{(1 + \gamma^*)^{\epsilon_i}}{(1 + \gamma_0)^{\frac{\alpha_i}{1-\alpha_0}} (1 + \gamma_i)} \right]^{1-\sigma},
 \end{aligned}$$

2. Theory

Constant Growth Path

✓ Proposition:

$$\gamma^* = \begin{cases} \min_{i \in \mathcal{I}} \left[(1 + \gamma_0)^{\frac{\alpha_i}{1-\alpha_0}} (1 + \gamma_i) \right]^{\frac{1}{\epsilon_i}} - 1, & 0 < \sigma < 1 \\ \max_{i \in \mathcal{I}} \left[(1 + \gamma_0)^{\frac{\alpha_i}{1-\alpha_0}} (1 + \gamma_i) \right]^{\frac{1}{\epsilon_i}} - 1, & 1 < \sigma. \end{cases}$$

- 当 $\sigma > 1$ 时，表示商品间是互补品，消费者更倾向于维持各商品消费比例的稳定，因此，经济增长主要受限于增长率最低的部门。
- 当 $\sigma < 1$ 时，表示商品间是替代品，消费者倾向于消费增长更快或价格下降更快的商品，因此，经济增长由增长率最高的部门决定。

2. Theory

Transitional Dynamics

✓ 当所有部门的资本强度相同时，即 $\alpha_i = \alpha$ （对于所有 $i \in \mathcal{I}$ ），并且真实消费指数的效用函数为同质性的，即（ θ 控制跨期替代的弹性）

$$u(C) = (C^{1-\theta} - 1)/(1 - \theta)$$

2. Theory

Transitional Dynamics

✓ 为了研究这种情况，首先对各个变量进行归一化

✓ 消费支出

$$\tilde{E}_t \equiv (1 + \gamma_0)^{-\frac{t}{1-\alpha}} E_t$$

✓ 人均资本存量

$$\tilde{k}_t \equiv (1 + \gamma_0)^{-\frac{1}{1-\alpha}} K_t$$

✓ 真实人均消费

$$\tilde{C}_t \equiv (1 + \gamma^*)^{-t} C_t$$

2. Theory

Transitional Dynamics

✓ 利用资产市场的清算条件，代入欧拉方程（20）可得

$$\tilde{k}_{t+1} = (1 + \gamma_0)^{-\frac{1}{1-\alpha}} [\tilde{k}_t^\alpha + \tilde{k}_t(1 - \delta) - \tilde{E}_t] \quad (32)$$

$$\left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{\theta-1} \frac{\bar{\epsilon}_{t+1}}{\bar{\epsilon}_t} \frac{\tilde{E}_{t+1}}{\tilde{E}_t} = \frac{1 + \alpha \tilde{k}_{t+1}^{\alpha-1} - \delta}{1 + r^*} \quad (33)$$

2. Theory

Transitional Dynamics

✓ 其中，归一化消费支出 \tilde{E}_t 是 \tilde{C}_t 和 \tilde{C}_t 增长的两个函数的函数，即 $\tilde{C}_{t+1}/\tilde{C}_t$ ，形式为

$$\left(\frac{\tilde{E}_{t+1}}{\tilde{E}_t}\right)^{1-\sigma} = \sum_{i=1}^I \omega_{it} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t}\right)^{\epsilon_i(1-\sigma)} (1 + \xi_i)^t, \quad (34)$$

$$\frac{\bar{\epsilon}_{t+1}}{\bar{\epsilon}_t} = \left(\frac{\tilde{E}_t}{\tilde{E}_{t+1}}\right)^{1-\sigma} \sum_{i=1}^I \omega_{it} \left(\frac{\epsilon_i}{\bar{\epsilon}_t}\right) \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t}\right)^{\epsilon_i(1-\sigma)} (1 + \xi_i)^t \quad (35)$$

从任何初始的归一化人均消费 \tilde{C}_0 和资本存量 \tilde{k}_0 开始，可以使用方程(2)和(3)找到该期的支出份额 ω_t 的分配，并使用方程(32)和(33)计算下一个时期的归一化人均消费和资本存量。

CONTENTS

1 Introduction

2 Theory

3 Empirical Analysis

4 Extension

5 Conclusion

3 Empirical Analysis

Model Estimation

- ✓ 第一个目标是证明非齐次CES偏好虽然在参数上简约，但是能够合理地解释经济部门构成、相对价格和总支出之间的关系，无论是在家庭层面还是在宏观层面。
- ✓ 第二个目标是本文的第二个目标是提供非齐次CES偏好函数的参数估计值（即非齐次性参数 $\{\epsilon_i\}_{i \in I}$ 以及替代弹性 σ ，这些参数可以用来校准本文的模型，并在第7节中研究其过渡动态。

3 Empirical Analysis

Model Estimation

- ✓ 家庭层面的研究数据来自于美国消费支出调查（CEX）的1999年至2010年期间的美国家庭季度消费数据。控制变量是基于家庭户主年龄范围（25-37岁，38-50岁，51-64岁）的人口统计虚拟变量、家庭规模虚拟变量（1-2人，3-4人，5人以上）以及家庭收入者数量的虚拟变量（1人，2人以上）。
- ✓ 总体层面的研究数据：部门数据部门数据来自格罗宁根的10部门数据库，涵盖了39个国家（亚洲10个国家、欧洲9个国家、拉丁美洲9个国家、非洲10个国家以及美国）在1947年开始的10个广泛部门的生产增加值（名义和真实）和就业的年度系列数据。人均消费支出数据来自宾夕法尼亚世界表的第九版。结合起来，本文得到了一个最终的39个国家的面板数据集，每个国家平均有42年的观测数据。

3 Empirical Analysis

Household-Level Results

✓ 假设每个家庭 n 在部门商品上的消耗的部门组成遵循非齐次CES需求，对于一组可识别的参数 $(\sigma, \epsilon, \Omega^n)$ ，本文允许品味转变器 Ω^n 在家庭层面可能有所不同。本文考虑以制造业部门 m 作为基准。然后本文可以为每个部门 $i \in \mathcal{I}_{-m} = \{a, s\}$ 写出方程(16)的经验对应形式，如下所示：

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\omega_{it}^n}{\omega_{mt}^n}\right) &= (1 - \sigma) \log\left(\frac{p_{it}^n}{p_{mt}^n}\right) + (1 - \sigma)(\epsilon_i - 1) \log\left(\frac{E_t^n}{p_{mt}^n}\right) \\ &\quad + (\epsilon_i - 1) \log \omega_{mt}^n + \zeta_i^n + \nu_{it}^n, \end{aligned} \tag{36}$$

✓ 定义： $\zeta_i^n \equiv \log(\Omega_i^n / \Omega_m^n)$ 为相对品味参数。

3 Empirical Analysis

Household-Level Results

- ✓ 此外，本文假设家庭层面的味觉冲击是可观测值（家庭特征）的线性函数： $\zeta_i^n \equiv \beta_i' X^n + \delta_{ir}$ ，该假设限制了时间不变的相对品味参数上的异质性可以完全解释为家庭特征向量 X^n 的线性函数和部门-区域（ir）固定效应。
- ✓ 误差项可能包含跨家庭的共同部门-时间固定效应： $\nu_{it}^n \equiv \delta_{it} + \tilde{\nu}_{it}^n$ ，该假设允许部门-时间（it）固定效应来吸收潜在的总体消费冲击。
- ✓ 通过控制家庭特征，在区域内消费份额和家庭总支出之间的共变中识别出收入弹性。

3 Empirical Analysis

Household-Level Results

✓ 农业、制造业、服务业产品是总体互补品。

✓ 计算三者的支出弹性，农业、制造业小于1，是必需品，服务业是1.20，是奢侈品。

$$\eta_i \equiv \frac{\partial \log C_i}{\partial \log E} = \sigma + (1 - \sigma) \frac{\varepsilon_i}{\bar{\varepsilon}},$$

✓ 非齐次性参数在不同收入群体中保持稳定。

TABLE I
ESTIMATES, CEX FINAL-GOOD EXPENDITURE^a

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
σ	0.26 (0.04)	0.28 (0.04)	0.28 (0.03)	0.20 (0.05)	0.31 (0.04)	0.33 (0.05)
$\epsilon_a - 1$	-0.80 (0.06)	-0.83 (0.07)	-0.81 (0.06)	-0.70 (0.07)	-0.95 (0.09)	-0.97 (0.10)
$\epsilon_s - 1$	0.65 (0.07)	0.68 (0.07)	0.75 (0.06)	0.67 (0.07)	0.82 (0.09)	0.85 (0.10)
Expenditure Re-Weighted	N	Y	N	Y	N	Y
Region FE	N	N	Y	Y	Y	Y
Year \times Quarter FE	N	N	N	N	Y	Y

^aAll regressions include household controls (described in the text). Standard errors clustered at the household level shown in parentheses. The number of observations is 60,925 in all regressions.

3 Empirical Analysis

Household-Level Results

✓ 表II探讨了不同数据子样本中支出相对需求斜率的稳定性。

TABLE II
SAMPLE SPLITS, CEX FINAL-GOOD EXPENDITURE^a

	<u><P50</u>	<u>>P50</u>	<u>Pre'05</u>	<u>Post'05</u>
	(1)	(2)	(3)	(4)
σ	0.35 (0.07)	0.31 (0.05)	0.33 (0.07)	0.25 (0.05)
$\epsilon_a - 1$	-0.89 (0.17)	-0.99 (0.12)	-0.98 (0.15)	-0.92 (0.08)
$\epsilon_s - 1$	0.75 (0.19)	0.59 (0.16)	0.74 (0.14)	0.65 (0.10)

^aRegressions estimated using CEX-replicate weights. Households controls included in all regressions (as described in the main text). All regressions include Region and Year \times Quarter fixed effects. Standard errors clustered at the household level. The estimations in columns (2) and (3) are performed imposing the constraint $\epsilon_a \geq 0$ (by estimating an exponential transformation of the variable). The corresponding standard errors are computed using the delta method.

3 Empirical Analysis

Household-Level Results

✓ 本文使用表I中替代弹性 σ 的估计值，在公式(13)中计算出本文对非齐次CES真实消费指数的度量。

$$\log C_t^n = \log\left(\frac{E_t^n}{P_{mt}^n}\right) + \frac{1}{1-\hat{\sigma}} \log \omega_{mt}^n.$$

✓ 本文的理论意味着对数相对支出份额是相对价格和真实消费指数对数的线性函数。图2绘制了在所有控制变量和相对价格被部分剔除后，从工具化的真实消费度量和相对支出份额中得到的（分箱的）残差。

334

D. COMIN, D. LASHKARI, AND M. MESTIERI

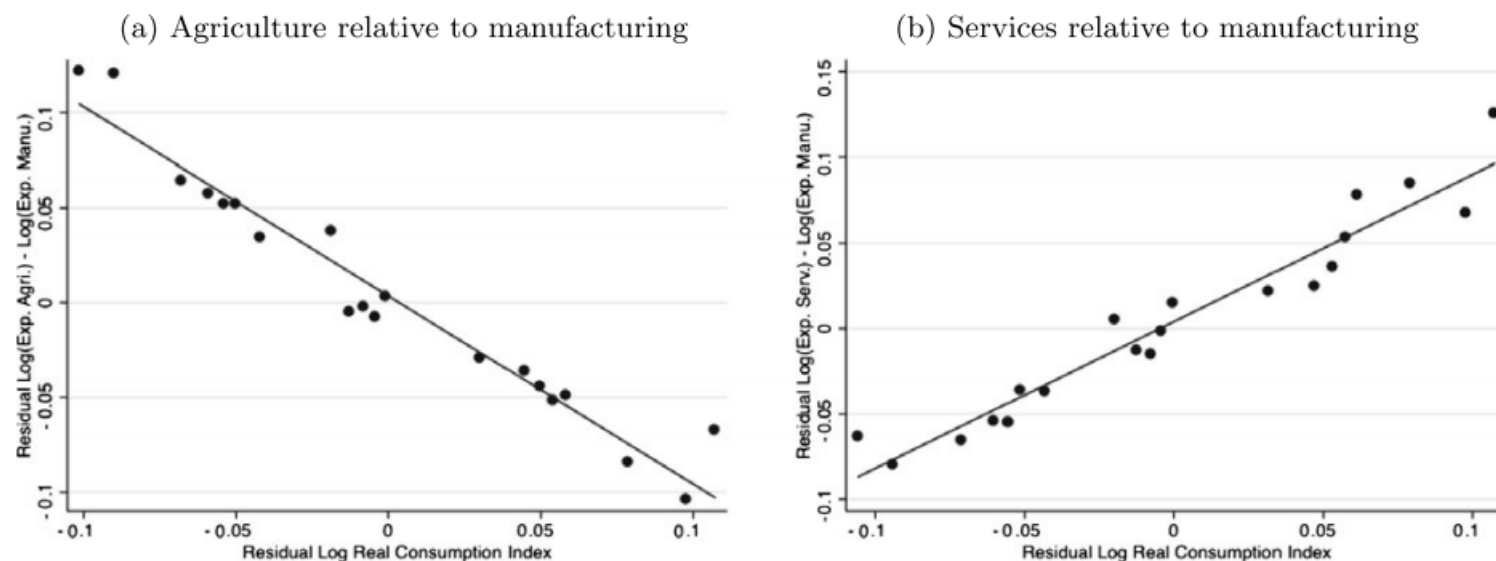


FIGURE 2.—Partial correlation of the real consumption index and relative log expenditure shares, CEX. Notes: These plots depict the (binned) residuals corresponding to the average value of 20 equal-sized bins of the data. The red line depicts the linear regression between the residualized variables.

3 Empirical Analysis

Cross-Country Aggregate-Level Results

✓式 (25) 表示，相对部门消费支出与相对部门就业份额成比例

$$\frac{L_{it}}{L_{jt}} = \frac{1 - \alpha_i}{1 - \alpha_j} \frac{\omega_{it}}{\omega_{jt}}, \quad i, j \in \mathcal{I}. \quad (25)$$

✓带入式 (36) ，得

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n}\right) &= (1 - \sigma) \log\left(\frac{P_{it}^n}{P_{mt}^n}\right) + (1 - \sigma)(\epsilon_i - 1) \log\left(\frac{E_t^n}{P_{mt}^n}\right) \\ &\quad + (\epsilon_i - 1) \log \omega_{mt}^n + \zeta_i^n + \nu_{it}^n. \end{aligned} \quad (38)$$

其中， ζ_i^n 表示国家-部门固定效应。

3 Empirical Analysis

Cross-Country Aggregate-Level Results

✓ 对式 (38) ， 本文可以检验 v_{it}^n 与相对价格和收入的冲击无关

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n}\right) &= (1 - \sigma) \log\left(\frac{P_{it}^n}{P_{mt}^n}\right) + (1 - \sigma)(\epsilon_i - 1) \log\left(\frac{E_t^n}{P_{mt}^n}\right) \\ &\quad + (\epsilon_i - 1) \log \omega_{mt}^n + \zeta_i^n + v_{it}^n. \end{aligned} \quad (38)$$

✓ 本文分经合组织国家和非经合国家带入模型，结果无显著变化

✓ 除非 v_{it}^n （或任何其他遗漏变量）与总体需求或相对价格冲击在不同国家中以相同的方式相关，本文认为不太可能。

3 Empirical Analysis

Cross-Country Aggregate-Level Results

✓ 使用式 (9) ，计算出 σ 、 ϵ_a 、 ϵ_s 三者的收入弹性分别为 0.56、1.03 和 1.14。这意味着农业是必需品，而制造业和服务业是奢侈品。

$$\eta_i \equiv \frac{\partial \log C_i}{\partial \log E} = \sigma + (1 - \sigma) \frac{\epsilon_i}{\bar{\epsilon}},$$

TABLE III
CROSS-COUNTRY ESTIMATES, $\epsilon_m = 1^a$

	World		OECD		Non-OECD	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
σ	0.57 [0.32, 0.69]	0.50 [0.26, 0.71]	0.25 [0.20, 0.66]	0.35 [0.03, 0.55]	0.63 [0.06, 0.74]	0.48 [0.34, 0.75]
$\epsilon_a - 1$	-0.98 [-1.13, -0.41]	-0.89 [-1.14, -0.46]	-0.99 [-1.00, -0.38]	-0.99 [-1.00, -0.66]	-0.91 [-1.15, -0.58]	-0.80 [-1.14, -0.40]
$\epsilon_s - 1$	0.17 [0.07, 0.60]	0.21 [0.03, 0.67]	0.27 [0.03, 0.55]	0.25 [0.09, 1.95]	0.18 [0.11, 2.08]	0.37 [0.03, 0.67]
Country \times Sector FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Trade Controls	N	Y	N	Y	N	Y
Observations	1626	1626	492	492	1134	1134

^aBootstrapped 95% confidence intervals clustering at the country level shown in square brackets (computed through bootstrapping 50 samples with replacement). The estimations in columns (3) and (4) are performed by imposing the constraint that $\epsilon_a \geq 0$ (by estimating an exponential transformation of the variable).⁴¹

3 Empirical Analysis

Accounting for Structural Change

✓ 本文使用前面计算出的参数估计值 ($\hat{\cdot}$) 和式 (16) 的结论, 即国家内对数相对就业份额的变化可以分解为价格效应和收入效应, 来量化国家内就业份额的变化中有多少是由相对价格和真实消费指数的变化引起的。

$$\log\left(\frac{\widehat{L_{it}^n}}{\widehat{L_{mt}^n}}\right) = \underbrace{(1 - \hat{\sigma}) \log\left(\frac{P_{it}^n}{P_{mt}^n}\right)}_{\text{Price Effect}} + \underbrace{(1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \log\left(\frac{E_t^n}{P_{mt}^n}\right) + (\hat{\epsilon}_i - 1) \log \omega_{mt}^n + \hat{\zeta}_i^n}_{\text{Income Effect}} \quad (39)$$

$$(1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \widehat{\log C_i^n} \equiv (1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \left(\log\left(\frac{E_t^n}{P_{mt}^n}\right) + \frac{1}{1 - \hat{\sigma}} \log \omega_{mt}^n \right). \quad (40)$$

3 Empirical Analysis

Accounting for Structural Change

✓ 下式值，农业为0.97，服务业为0.57

$$\widehat{\text{Var}}[\log(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n})] / \text{Var}[\log(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n})]$$

✓ 下式值，农业为0.46，服务业为0.61，由国家-部门固定效应 $\hat{\zeta}_i^n$ 及其与国内项的协方差来解释

$$\frac{\text{Var}\left[(1 - \hat{\sigma}) \log\left(\frac{P_{it}^n}{P_{mt}^n}\right) + (1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \widehat{\log C_t^n}\right]}{\text{Var}\left[\log\left(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n}\right)\right]} \quad (41)$$

3 Empirical Analysis

Accounting for Structural Change

✓ 由式 (39) , 得

$$\widehat{\log\left(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n}\right)} - \hat{\zeta}_i^n = (1 - \hat{\sigma}) \log\left(\frac{P_{it}^n}{P_{mt}^n}\right) + (1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \widehat{\log C_t^n}$$

✓ 本文通过计算下式, 量化价格和收入效应对预测的国内对数相对就业份额变化的贡献。

$$\frac{\text{Var}\left[(1 - \hat{\sigma}) \log\left(\frac{P_{it}^n}{P_{bt}^n}\right)\right]}{\text{Var}\left[\widehat{\log\left(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n}\right)} - \hat{\zeta}_i^n\right]} \quad \text{and} \quad \frac{\text{Var}[(1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \widehat{\log C_t^n}]}{\text{Var}\left[\widehat{\log\left(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n}\right)} - \hat{\zeta}_i^n\right]} \quad (42)$$

3 Empirical Analysis

Accounting for Structural Change

✓ 需求的非齐次性在本文的国家面板中解释国内结构变化中起着主导作用。（73%以上）

TABLE IV

ACCOUNTING FOR STRUCTURAL CHANGE, BASELINE ESTIMATES^a

	$\log\left(\frac{\text{Agriculture}}{\text{Manufacturing}}\right)$	$\log\left(\frac{\text{Services}}{\text{Manufacturing}}\right)$
Explained over Total Variance	0.97	0.57
Within over Explained Variance	0.46	0.61
	Within-Country Variance Decomposition	
Price Effects	0.02	0.27
Income Effects	0.98	0.84
Both Effects	1.00	1.00

^aExplained over Total Variance is computed as $\text{Var}[\log(\frac{\widehat{L_{it}^n}}{\widehat{L_{mt}^n}})] / \text{Var}[\log(\frac{L_{it}^n}{L_{mt}^n})]$. Within over Explained Variance is computed as $\text{Var}[(1 - \hat{\sigma}) \log(\frac{P_{it}^n}{P_{mt}^n}) + (1 - \hat{\sigma})(\hat{\epsilon}_i - 1) \log \widehat{C}_i^n] / \text{Var}[\log(\frac{\widehat{L_{it}^n}}{\widehat{L_{mt}^n}})]$

3 Empirical Analysis

Additional Robustness Analyses

这一节通过两组实证分析，验证结果的稳健性和普遍性。

- ✓ 第一组实证分析展示了使用不同基准部门（如服务业、农业或三个部门的线性组合）时结果的稳健性。
- ✓ 第二组实证分析通过分析印度NSS家庭支出数据，验证了本文的结果可以推广到发展中国家。

3 Empirical Analysis

Additional Robustness Analyses

第一组：使用替代基准部门的估计

$$\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_m} - 1 = \frac{\varepsilon_b \cdot \epsilon_i^b}{\varepsilon_b \cdot \epsilon_m^b} - 1 = \frac{\epsilon_i^b}{\epsilon_m^b} - 1, \quad i \in \{a, s\}.$$

✓ 参数估计的稳健性：

不同基准选择下的参数估计值 (σ 、

$\varepsilon_a/\varepsilon_m - 1$ 、 $\varepsilon_s/\varepsilon_m - 1$) 相对一致

✓ 方差分解的稳健性：

不同基准选择下，收入效应均占国内变化的大部分。

TABLE V
VARIANCE DECOMPOSITION USING ALTERNATIVE BASES^a

	Estimates Under Alternative Bases (see Table IX)			
	Agri. as base	Manu. as base	Serv. as base	3 sec. as base
σ	0.33 (0.03)	0.57 (0.07)	0.33 (0.03)	0.40 (0.04)
$\varepsilon_a/\varepsilon_m - 1$	-0.67 (0.06)	-0.98 (0.06)	-0.86 (0.07)	-0.68 (0.04)
$\varepsilon_s/\varepsilon_m - 1$	0.26 (0.05)	0.17 (0.04)	0.23 (0.05)	0.31 (0.06)

	Variance Decomposition Using Alternative Bases							
	$\log\left(\frac{\text{Agriculture}}{\text{Manufacturing}}\right)$				$\log\left(\frac{\text{Services}}{\text{Manufacturing}}\right)$			
	A-base	M-base	S-base	3-base	A-base	M-base	S-base	3-base
Price Effects	0.03	0.02	0.02	0.03	0.10	0.27	0.16	0.08
Income Effects	0.94	0.98	0.94	0.94	0.95	0.84	1.00	1.00

3 Empirical Analysis

Additional Robustness Analyses

第二组：使用印度家庭支出数据的估计

✓ 在审视印度**NSS**数据估计的稳健性时，缺乏可靠的价格信息是一个关键挑战。

✓ 因此构建替代回归方程：

$$\log\left(\frac{\omega_{it}^n}{\omega_{mt}^n}\right) = (\tilde{\epsilon}_i - \tilde{\epsilon}_m) \log E_t^n + \pi_{it}^{rq} + \zeta_i^n + \nu_{it}^n$$

其中， π_{it}^{rq} 表示 $t \times r \times q$ 固定效应。

✓ 尽管缺乏价格数据，本文使用其他可观测变量（如家庭总支出、收入水平和固定效应）来替代价格信息，从而估计出需求系统中的非齐次参数。

3 Empirical Analysis

Additional Robustness Analyses

✓ 跨国比较的稳健性：

尽管美国和印度的发展水平不同，非齐次CES模型在两国的数据中都表现出一致性。

✓ 收入弹性的稳定性：

无论是整个样本、不同收入水平的子样本，还是城市家庭，收入弹性估计都保持稳定。

TABLE VI
BASELINE REGRESSION FOR INDIA, NSS EXPENDITURE^a

	(1)	(2)	<P50 (3)	>P50 (4)	Only Urban (5)	(6)	U.S. (7)
$\tilde{\epsilon}_a - \tilde{\epsilon}_m$	-0.63 (0.05)	-0.55 (0.07)	-0.62 (0.05)	-0.69 (0.29)	-0.57 (0.05)	-0.52 (0.07)	-0.61 (0.09)
$\tilde{\epsilon}_s - \tilde{\epsilon}_m$	0.49 (0.07)	0.42 (0.10)	0.69 (0.53)	0.51 (0.08)	0.56 (0.08)	0.45 (0.11)	0.49 (0.09)
	Comparison to US Baseline						
$(\tilde{\epsilon}_s - \tilde{\epsilon}_m)/(\tilde{\epsilon}_a - \tilde{\epsilon}_m)$	-0.78	-0.76	-1.11	-0.74	-0.98	-0.87	-0.80
$(\epsilon_s - 1)/(\epsilon_a - 1)$, baseline estimates	-0.81	-0.82	-0.84	-0.60	-0.81	-0.81	-0.81
Expenditure Re-Weighted	N	Y	N	N	N	Y	N
Time × Region × Inc. Quintile FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
T. × Reg. × Inc. Quint. × Rural FE	Y	Y	Y	Y	N	N	N

CONTENTS

1 Introduction

2 Theory

3 Empirical Analysis

4 Extension

5 Conclusion

4 Extension

Comparison to Alternative Models and Extensions

这一节通过与替代模型的比较和拓展来验证非齐次CES模型的适用性和准确性。

✓ 与替代模型的比较

验证了非齐次CES模型在涵盖更广泛经济部门 and 不同层面数据（从微观消费数据到宏观经济数据）时的适用性和有效性。

✓ 扩展

进一步强化了非齐次CES模型作为一个宏观经济结构变化分析工具的准确性和可靠性。

4 Extension

✓ 非齐次CES模型:
$$\sum_{i=1}^I Y_i^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{C_i}{g(U)^{\varepsilon_i}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = 1$$
 ε_i : 收入弹性
 $g(U)$: 效用函数

通过引入商品的收入弹性 ε_i ，允许消费者对于不同商品的消费随着收入的变化而发生变化。

✓ Stone-Geary模型:
$$C_t^c = \left[\overset{\text{农业的基础消费量}}{\Omega_a^c (C_{at}^c + \bar{c}_a)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} + \Omega_m^c (C_{mt}^c)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \overset{\text{服务业的基础消费量}}{\Omega_c^c (C_{st}^c + \bar{c}_s)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

通过引入基础消费量 \bar{c}_a 和 \bar{c}_s ，用于捕捉消费者偏好的非齐次性。

✓ PIGL偏好模型:
$$V = \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{E^c}{p_{st}^c} \right)^{\varepsilon} - \frac{\Omega_s^c}{\gamma} \cdot \frac{\left(\Omega_a^c \cdot (p_{at}^c)^{1-\sigma} + \Omega_m^c \cdot (p_{mt}^c)^{1-\sigma} \right)^{\frac{\gamma}{1-\sigma}}}{(p_{st}^c)^{\gamma}} - \frac{1}{\varepsilon} + \frac{\Omega_s^c}{\gamma}$$

通过引入商品之间和部门之间消费的替代弹性 ε 和价格弹性变化率 γ ，细分了服务消费与其他行业（如农业与制造业）消费之间的替代与非齐次性效应。

4 Extension

Comparison to Alternative Models and Extensions

比较一：三大模型的不同点

✓ 相同点一：参数数量

	价格弹性	收入弹性	国家特有的偏好
非齐次CES模型	σ	收入弹性 ε_i	Ω_i^c
Stone-Geary模型	σ	基础消费量 \bar{c}_a 和 \bar{c}_s	Ω_i^c
PIGL偏好模型	σ	替代弹性 ε 和价格弹性变化率 γ	Ω_i^c

✓ 相同点二：支出份额的恒定性

非均质性CES模型 → 设定一组参数 ε_i 和 $g(U)$ ，使得每个行业在总消费中的比例保持不变

Stone-Geary模型 → 设定基本消费水平 \bar{c}_a 和 \bar{c}_s ，在总收入变化下保持行业支出份额恒定

PIGL模型 → 通过调整参数 ε 和 γ ，使得服务业和农业-制造业的支出缩放比维持不变

4 Extension

Comparison to Alternative Models and Extensions

比较二：拟合度基准测试

✓ 非齐次CES模型的拟合优度高于Stone-Geary模型和PIGL模型。

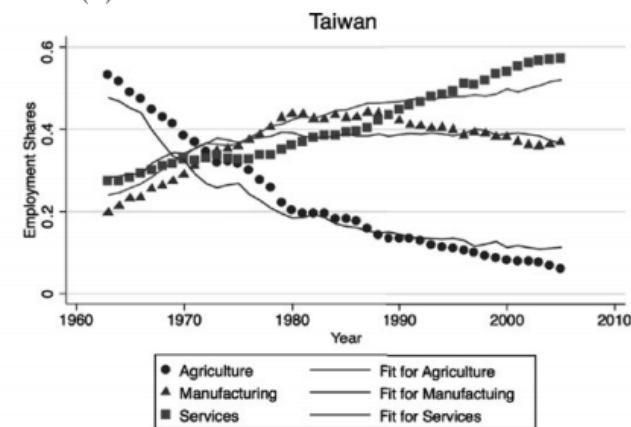
STRUCTURAL CHANGE

345

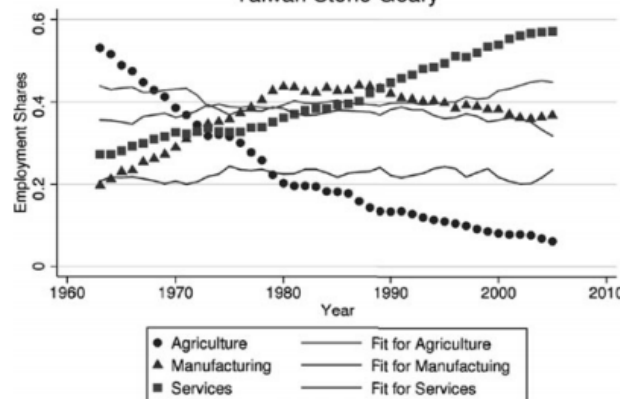
(a) Overall Fit Comparison

Model:	Within- R^2
Stone-Geary	0.14
PIGL	0.13
Nonhom.-CES	0.29

(b) Nonhomothetic CES Fit for Taiwan



(c) Stone-Geary Fit for Taiwan



(d) PIGL Fit for Taiwan

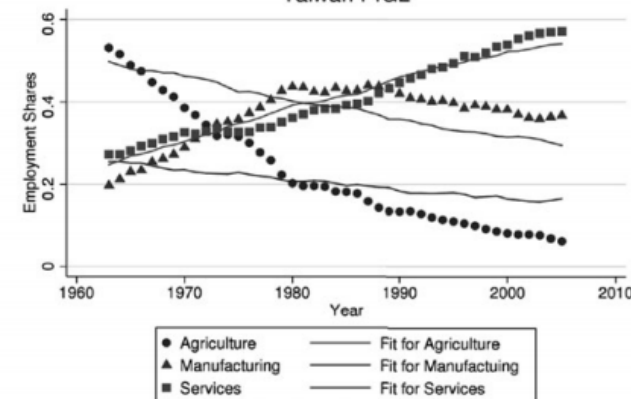


FIGURE 3.—Comparison of demand systems and fit for Taiwan.

4 Extension

Comparison to Alternative Models and Extensions

比较三：真实和名义增值的结构变化

检验增值额和就业额结果的一致性：

✓ 目标：将因变量从就业额替换为增值额，
比较二者的基线跨国结果是否存在一致性。

✓ 研究发现：非齐次性参数 ε_i 的符号与预期一致，且与基线回归的结果相比，其幅度也总体相似。

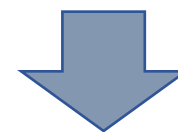
✓ 结论：模型具有稳健性和适用性。

检验真实和名义数据的相关性：

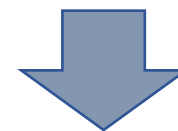
TABLE VII

CORRELATION OF NOMINAL AND REAL VALUE ADDED^a

	Data (真实数据)	Model (名义数据)
Agriculture/Manufacturing	0.96	0.94
Services/Manufacturing	0.87	0.71



名义与真实数据之间的强相关性



✓ 证实了经济结构变化并不仅仅是由短期价格变动所驱动的，而是深层次地与生产价值的真实增减和资源再分配相关联。

4 Extension

Comparison to Alternative Models and Extensions

比较四：相对增值和真实消费指数的部分相关性

✓ 目标：将自变量从人均收入改为真实消费指数对数，检验不同部门的增值份额对数与其之间存在的部分相关性。

✓ 研究发现：部门之间的变化与经济总体的真实消费增长紧密相关。

✓ 结论：将真实消费指数对数作为自变量，也可得出相同的结论，模型具有稳健性和适用性。

STRUCTURAL CHANGE

347

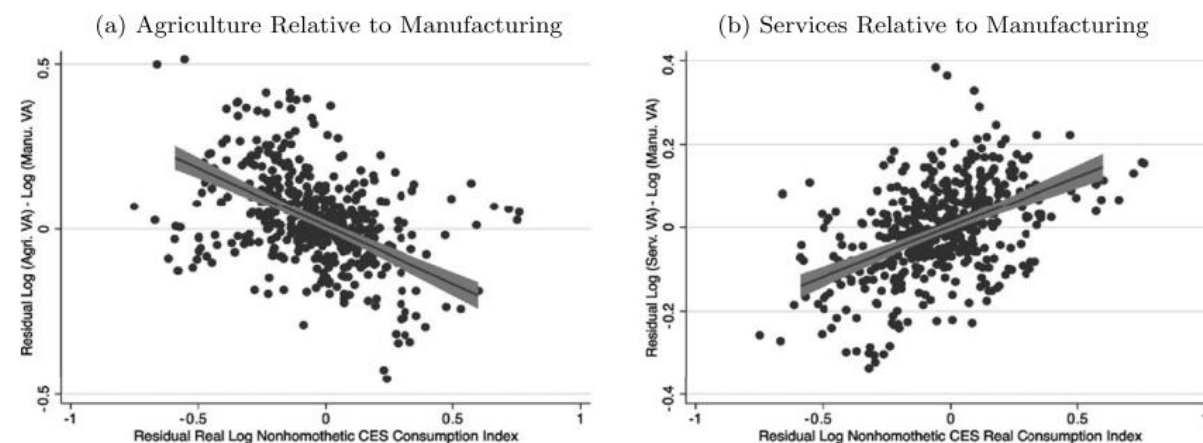


FIGURE 4.—Partial correlations of sectoral value added and the real consumption index. Notes: Data for OECD Countries, 1970–2005. Each variable has been residualized by partialling out country fixed effects and relative prices. Each point represents a country-year observation. The red line depicts the OLS fit, the shaded regions, the 95% confidence interval.

农业相对于制造业的就业份额对数 ↓

真实消费指数对数 ↑

服务业相对于制造业的就业份额对数 ↑

4 Extension

Comparison to Alternative Models and Extensions

非齐次CES真实消费指数对比Törnqvist指数

✓ Törnqvist指数：一种经常用于现实世界数据中的价格指数。

$$\Delta \log \mathcal{P}_t^n \equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I (\omega_{it}^n + \omega_{it+1}^n) \Delta \log p_{it}^n$$

ω_{it}^n 表示不同时期的支出份额， $\Delta \log p_{it}^n$ 表示商品价格的对数变化。

✓ 非均质性CES真实消费指数与Törnqvist指数的关系：

$$\Delta \log C_t^n \equiv \Delta \log \left(\frac{E_t^n}{P_t^n} \right) = \frac{1 - \sigma}{\bar{\varepsilon}_t^n} (\Delta \log E_t^n - \Delta \log \mathcal{P}_t^n)$$

研究发现：二者成对数线性关系

结论：尽管非齐次CES指数与Törnqvist指数在计算方法上不同，但两者却揭示了相似的趋势，这表明模型揭示的真实消费增长可以与标准真实消费度量并肩使用。

4 Extension

拓展一：住房从服务部门中的分离

✓ 价格弹性 σ ：较小，表明价格变化对消费支出的影响较为有限。

✓ 农业弹性 $\epsilon_a - 1$ ：负弹性，表明农业是一个必需品部门。

✓ 服务业(不包括住房)弹性

$\epsilon_{service(excl.housing)} - 1$ ：持续正增长，表明除住房外的服务部门消费的增长随收入增长而加速。

✓ 住房部门弹性 $\epsilon_{housing} - 1$ ：较高的正增长，表明住房成为了较显著的奢侈品消费。

TABLE XI
HOUSING AS A SEPARATE GROUP, CEX EXPENDITURE, $\epsilon_m = 1^a$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
σ	0.17 (0.04)	0.19 (0.04)	0.20 (0.03)	0.17 (0.04)	0.19 (0.03)	0.23 (0.03)
$\epsilon_a - 1$	-0.71 (0.05)	-0.74 (0.06)	-0.73 (0.05)	-0.72 (0.05)	-0.81 (0.05)	-0.85 (0.06)
$\epsilon_{services(excl.housing)} - 1$	0.75 (0.07)	0.77 (0.07)	0.77 (0.07)	0.67 (0.06)	0.65 (0.06)	0.65 (0.07)
$\epsilon_{housing} - 1$	0.94 (0.09)	1.00 (0.10)	0.96 (0.09)	0.89 (0.09)	0.78 (0.07)	0.82 (0.08)
Expenditure Re-Weighted	N	Y	N	Y	N	Y
Region FE	N	N	Y	Y	Y	Y
Year \times Quarter FE	N	N	N	N	Y	Y

4 Extension

拓展二：更多部门的需求系统

✓ 价格弹性 σ ：在宏观层面上较小，特别表现出在不同地区(世界、OECD和非

OECD国家)的分化。

✓ 非均质性参数 ϵ_i ：如果小于1，表示这个部门更可能是必需品，如农业、采矿业；如果大于1，则更有可能是奢侈品，如金融业、房地产业。

TABLE XII
10-SECTOR REGRESSION, $\epsilon_m = 1^a$

	World	OECD	Non-OECD
Price Elasticity σ	0.10 (0.03)	0.13 (0.03)	0.07 (0.04)
Sector i Nonhomotheticity Parameter ϵ_i			
Agriculture	0.32 (0.05)	0.34 (0.05)	0.38 (0.06)
Mining	0.41 (0.06)	0.01 (0.04)	0.67 (0.05)
Public Utilities	1.59 (0.05)	1.32 (0.03)	1.61 (0.05)
Transp., Storage, Communications	1.44 (0.03)	1.36 (0.04)	1.41 (0.03)
Construction	1.03 (0.02)	0.72 (0.02)	1.09 (0.02)
Community, Social, and Personal Serv.	1.18 (0.03)	0.85 (0.05)	1.21 (0.03)
Wholesale and Retail	1.62 (0.04)	1.59 (0.05)	1.58 (0.04)
Finance, Insurance, Real Estate	2.17 (0.07)	2.36 (0.11)	2.04 (0.07)
Observations	1596	492	1104

4 Extension

Model Calibration

✓ 考虑如下的两种效用函数

$$a. U = (\sum_{i \in \{a, m, s\}} \Omega_i (C_i + \epsilon_i)^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$$

$$b. U = (\sum_{i \in \{a, m, s\}} \Omega_i C_i^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$$

其中： Ω_i 表示第*i*部门的权重参数； C_i 是第*i*部门（农业 a、制造业 m、服务业 s）的消费量； ϵ_i 是第*i*部门的非均质性参数； $\rho = \frac{\sigma-1}{\sigma}$ ， σ 为替代弹性。

(a) 式称为非均质CES (nh-CES)，(b) 式称为均质CES

4 Extension

Model Calibration

- ✓ 在参数方面，使用了在第3节中估计的非均质CES偏好参数 ϵ_i 和替代弹性 σ ，并设置对所有部门 ($\Omega_i = 1$)。然后选择了标准参数值，使资本强度 $\alpha = 0.33$ ，资本折旧率 $\delta = 0.1$ 。
- ✓ 生产率增长率：假设投资部门和制造业的生产率增长率相同 ($\gamma_m = \gamma_0$)，并基于战后美国的劳动生产率增长率进行校准。
- ✓ 跨期替代弹性：选择 θ 的值，使得跨期替代弹性接近文献 ((e.g., Guvenen, 2006; Havranek, 2015)) 中提供的估计值 (约为0.5)。

Table 9: Model Parameters for the Calibration Exercise

Parameter	γ_a	$\gamma_m = \gamma_0$	γ_s	σ	ϵ_a	ϵ_m	ϵ_s	α	θ	β	δ
Value	0.029	0.013	0.011	0.50	0.05	1.00	1.20	0.33	2.20	0.96	0.10

4 Extension

Dynamics of Capital Accumulation & Interest Rate

- ✓ 本文的主模型为：异质生产率增长，非均质CES，即：

$$U = \left(\sum_{i \in \{a, m, s\}} \Omega_i (C_i + \epsilon_i)^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

$$Y = \left(\sum_{i \in \{a, m, s\}} \gamma_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \right)$$

- ✓ 而我们将分别与其与 nhCES / hom Gr, CES / het Gr, CES / hom Gr（新古典增长模型），对四个模型的过度路径进行比较。
- ✓ 参数条件： $\alpha = 0.33$ $\delta = 0.1$ $\Omega_i = 1$
- ✓ 初始条件：假设经济开始时人均资本存量较低（ $\bar{k}_0 = 1$ ），目标是观察其向稳态（ $\bar{k}^* = 2.5$ ）的过渡路径。

4 Extension

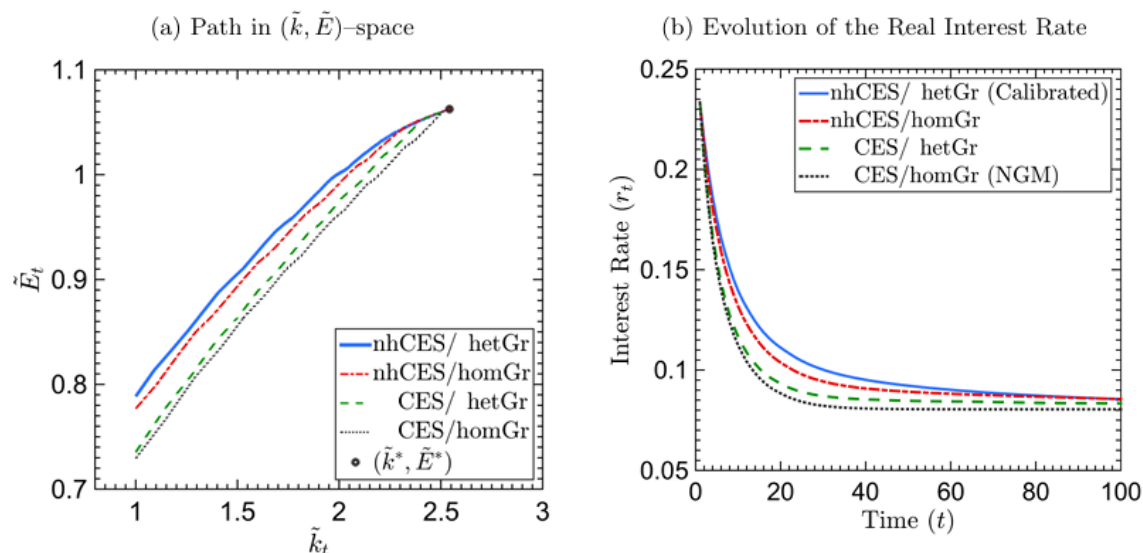
Dynamics of Capital Accumulation & Interest Rate

✓如图5(a)所示，研究这些模型在规范化的人均资本存量
和人均消费支出空间中的路径。结果表明，具有结构变迁
的模型（nhCES / hetGr, nhCES / homGr, CES / hetGr）在
整个过渡路径上相对于NGM表现出更高的总消费支出，
导致资本积累过程相对更慢。

✓在比较实际利率演变时，如图5(b)所示，四个模型中实
际利率的演变有所不同。重点关注实际利率从200%下降
到150%稳态水平所需的时间（半衰期）。校准模型

（nhCES/hetGr）和其他包含结构变迁的模型显示出较慢
的实际利率收敛过程，半衰期为9.1年，而NGM为4.4年。
结果表明，结构变迁（通过非均质需求或异质生产率增长
率）导致实际利率向稳态的收敛速度较慢。

Figure 5: Transitional Dynamics: Comparison with Neoclassical Growth Model (NGM)



The evolution of the economy starting from initial per-capita stock of capital of $\bar{k}_0 = 1 < \bar{k}^* = 2.10$. The parameters for the Calibrated Model are given in Table 9. The nhCES/hetGr corresponds to the calibrated model with nonhomothetic CES and heterogeneous rates of sectoral productivity growth. The nhCES/homGr model corresponds to the case with nonhomothetic CES preferences and homogeneous rates of sectoral productivity growth, $\gamma_i = 0.011$ for $i \in \{a, m, s\}$. The CES/hetGr model corresponds to the case with homothetic CES preferences, $\epsilon_i = 1.20$ for $i \in \{a, m, s\}$. The CES/homGr corresponds to the case of the Neoclassical Growth Model (NGM) both the rates of productivity growth and the income elasticity parameters are homogeneous across sectors. \bar{k}^* and \bar{E}^* denote the asymptotic normalized per-capita stock of capital and total consumption expenditure, respectively.

CONTENTS

1 Introduction

2 Theory

3 Empirical Analysis

4 Extension

5 Conclusion

5 Conclusion

- ✓ 本文的主要贡献是将非齐次**CES**效用函数引入增长理论，区分收入和价格效应的贡献。这种偏好任何收入（经济发展）水平下都会产生非齐次的恩格尔曲线，这与我们从富裕和发展中国家获得的证据是一致的。
- ✓ 我们使用美国和印度的家庭级数据以及战后**39**个国家的面板数据来估计这些偏好。有了估计出的价格和非齐次性参数，我们随后使用需求结构来分解我们跨国数据中观察到的广泛再分配模式，区分非齐次性和相对价格变化的贡献。我们发现，大多数国家内部的变化是由需求中的非齐次性所解释的。
- ✓ 最后，我们相信所提出的偏好提供了一个可行的起点，以区别于齐次偏好。它们可以被用于其他应用一般均衡模型的模型设定中，这些设定目前使用齐次**CES**和垄断竞争作为其主要模型，例如国际贸易。