从消费数据看美国市场需求的结构性变化

作者：SVSAC 硅谷战略顾问委员会

核心判断

消费数据的战略价值，在于识别需求结构的变化；企业应追问哪些客户、哪些用途和价格带正在改变。对企业而言，值得优先推进的是：区分名义金额与实际需求，按人群、品类和渠道交叉观察，再用客户反馈验证产品调整方向。本篇结合公开资料与分析，讨论企业可以如何识别机会、组织能力并安排下一步投入。

关键词：美国消费结构；个人消费支出；链式数量指数；家庭支出分布；测量与识别

SVSAC - sv-sac.org

消费数据的战略价值，在于识别需求结构的变化；企业应追问哪些客户、哪些用途和价格带正在改变。

我们的建议是：区分名义金额与实际需求，按人群、品类和渠道交叉观察，再用客户反馈验证产品调整方向。企业可以先据此梳理自己的产品、客户、能力与投入边界，把讨论推进到可以分工、可以验证的具体任务。

对管理层来说，这个议题值得放进经营议程。围绕“先做什么、凭什么做、做到哪一步再扩大投入”形成共识，往往比同时铺开多个方向更有推进价值。下文保留相关资料、比较和推演，供企业判断自身条件与行动顺序。

1 核心问题：观测到的结构模式与未识别的需求机制

本篇标题中的“结构性变化”指消费账目中商品、服务和类别金额及权重随时间呈现的可重复模式，不预设已经识别出消费者偏好改变、永久断点或结构需求参数。核心问题是：2010–2025 年美国个人消费支出（PCE）的商品与服务名义构成、数量增长和类别差异如何变化；哪些结论对观察窗口稳健，哪些由价格、统计覆盖和家庭构成可能解释；现有公开调查能否将这些因素与偏好、收入或生命周期机制区分？[1][2][5][6][15]

“结构”至少有三种常见含义，不能混用。第一是账面构成，即某一类别当前美元支出占总 PCE 的比率；第二是质量调整的数量变化，即 BEA 按国民账户方法估算的相对实值增长；第三才是经济学需求意义上的结构参数，例如收入弹性、替代弹性或偏好参数。本篇计算并比较前两类统计对象，但不估计第三类参数，也没有对断点、稳定性或偏好转换做正式因果检验。[1][2][6][7][15][16]

这一划分带来一个重要的实证问题：若一个类别的名义份额回到危机前水平，是否意味着其相对实物需求也回到了原处？答案不能从名义占比单独得出。名义金额同时受到数量、相对价格、产品质量和类别边界影响；同时，即使各类别实值都增加，增长速率不同也会改变其在总量中的比重。因而本篇以匹配的当期美元金额与链式数量指数分析同一 BEA 类别，并把二者的差异视作需要解释的事实，而非把一条线称为“真实消费”。[1][2][6][7][10]

研究总体也需界定。PCE 是 BEA 国民账户中的个人消费支出，包含家庭和非营利机构以及部分第三方代付、估算服务；它不是消费者在商店直接支付的现金支出，不等同 Census 零售额，也不是河北企业或某品牌可以进入的可服务市场。[15]例如，估算的自有住房服务会进入 PCE，但不会体现为家庭当期支付给房东的租金；部分医疗服务由保险、雇主或政府承担，不能被简单读作家庭自付需求。

SVSAC | sv-sac.org

标题中的“美国市场需求”因此是宏观消费构成的分析视角，不是产品市场规模或企业收入机会估算。

研究观察单位是年度类别总量和官方数量指数，而不是个人、家庭、产品或交易。以服务支出占比为例，它回答的是服务在国民账户个人消费总额中的名义金额权重，不回答每个人平均购买了多少服务，也不说明哪些家庭提高或降低了预算。平均总量还可能因人口规模、家庭形成、人口年龄结构以及 NPISH 覆盖变化而改变。若要判断同一家庭偏好是否变化，需要面板或可比较微观调查；若要判断某一 SKU 需求，需要品类、价格和件数记录。本篇不将聚合变化投射到代表性消费者身上。

核心时期设为 2010 至 2025，理由是这段数据同时涵盖疫情前的多年变化、2020–21 急剧冲击和恢复期至最近完整年度，便于设置不同基期观察窗口。基准窗口包含 2010–19、2019–21、2021–25 和 2019–25；窗口划分用于比较事实敏感性，不等于政策阶段或结构断点。2019–21 跨越疫情初期，易混入供应停滞、转移支付、限制造成的活动变化；2021–25 反映其后的恢复与价格环境；2019–25 则展示端点净变化但会掩盖中间回转。[1][2][5]

因此，论文需要回答的不是“消费者已经从商品转向服务了吗”，而是“在哪个计量口径和时间窗口下，商品/服务权重升降；数量指数是否显示相同方向；哪些解释仍有竞争可能”。一个可检验的描述性预期是：名义构成与数量相对增长可能分离，因为各类别隐含价格路径不同。这个预期可被数据否证，例如如果名义相对金额与相对数量的对数变化在多个窗口方向一致且幅度接近，就削弱价格差异对构成解释的重要性；但即便两者一致，也不识别偏好或收入机制。

疫情期的剧烈变化尤其需要不同层级证据互相校验。PCE 全国总量能指出服务和商品名义/数量支出如何共变；家庭消费支出调查（CE）可按税前收入组报告消费单位均值；历史生命周期研究则说明工作时间、家庭生产、医疗支出制度和年龄构成可能塑造类别曲线。[11][14][19][20][21]但这些资料观察单位、覆盖和时期不同，不能拼接成一个完整家庭面板。即使宏观服务份额在 2021 后增加，也不能据此说每个家庭重新偏好服务，或收入变化造成该增加。

“需求结构”还涉及收入组分布。总体均值可以在组内消费不变时因各组人口或支出权重改变而变化；同样，某收入五分位平均支出增加也可能反映消费单位规模、年龄、住房产权或组成变化，而非同一家庭的真实预算扩张。[11][14][18]因此，对 CE 结果的表述限定为按当年税前收入分组的 CU 平均支出，不能称作个人行为、固定家庭趋势或偏好弹性。关于分组构成及标准误，本篇只使用公开发布表与报告所载数值，不据未公开的表格单元格推造结构信息。

SVSAC | sv-sac.org

价格调整也不是简单的“名义除以一个 CPI”问题。PCE 自身有匹配的价格和数量指标，其覆盖与 CPI 不同；例如，PCE 含有由第三方支付的部分医疗服务，CPI 更偏向消费者自付价格，权重和公式也不同。[15][17]对 PCE 类别直接使用总体 CPI 可能把不匹配的项目、权重和边界带入结论。本篇优先用 BEA 同一产品类别的名义金额和数量指数计算增长率，再将名义/数量之比称为隐含价格因子，不把它冒称为独立交易价格调查或单一产品通胀率。[1][2][5][6]

研究的竞争性解释包括相对价格变动、质量和商品组合、家庭生产替代、工作时间、人口与消费单位构成、医疗和住房支付结构，以及疫情期间服务可达性受限与恢复。[15][17][19][20][21]这些机制可能同时作用，方向未必一致。例如，某一服务的名义支出增加可以来自价格提高，也可来自使用量增加或质量构成改变；家庭外食减少也可能被家庭生产和居家时间替代，未必意味着食品消费服务流同比减少。[19]本篇将学术研究用作形成可检验机制与边界的文献，不将旧时期估计系数移植到 2025 年。

标题“结构性变化”也不能暗示统计学上的结构突变已被证明。若要主张断点，需要事前定义断点模型、估计方式、误差结构、修订版本和多重检验处理；如果要主张偏好结构变了，则还要明确需求系统、价格和收入识别、品类替代以及人口加权。本篇现阶段提供年度构成与窗口敏感性描述，不报告断点显著性、消费者价格弹性或福利变化。后续章节可能提出何种数据可以检验这些命题，但研究方案不能写成已运行的模型结果。

由此形成三个递进问题。第一，当前美元商品、耐用品、非耐用品和服务份额如何从疫情前变动至 2025？第二，在同一类别的质量调整数量指标中，窗口增长是否支持相同的“服务复位”或“商品持久扩张”叙述？第三，CE 分组及既有生命周期/非同质偏好研究能否解释总体变化，还是只提示进一步需要控制的构成因素？[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][11][14][19][20][21][22]每一问都限定相应证据的单位与识别等级。

对企业和供应商而言，这些问题的意义是识别宏观环境，不是直接选品或定价。若名义服务份额上升而某个商品类别的实际数量增长不弱，企业不能仅以“服务经济”概括商品需求；若总体数量增速放缓，也不能推断某一品牌或细分品类已饱和。产品决策仍需转向类别细分、价格带、可替代性、供应与渠道数据。宏观 PCE 的高层类别只能作为需求背景，不能映射到 NAICS 零售业态、某个 SKU 或出口可达市场。[15]

本篇把事实、机制解释和建议明确分层：事实来自固定版本的 BEA/BLS 公开数据；机制是与事实相容、但没有由本次分析识别的解释；建议是如何设计后续数据链接或比较。若下一步数据发现数量构成与名义构成一致、CE 组内标准

SVSAC | sv-sac.org

化后组间差别消失，或服务上升完全由价格因素解释，就应相应收窄关于“结构转向”的论述。相反，若数量与分布变化在类别、收入组和不同年份都稳健，才值得进一步构建结构需求模型。

本篇使用截至 2026 年 10 月 23 日已发布的信息。BEA 年度 PCE 到 2025 年完整值可用，2026 第四季度已经开始但尚未完成；2026 年 8 月月度 PCE 仅作为最新短期背景，不可外推为全年或 2027 结果。[1][13]2025 年度 CE 计划于 10 月 29 日发布，晚于本次分析截止日，不能使用其未来数据；其 2025 年 10–11 月收集缺失亦将影响后续可比性。[12]研究的结论因此止于最后完整且可核对的 2025 年度 BEA 数据和已发布的 CE 2024 结果。

下文首先说明 PCE、CE 与零售统计的测量边界及固定版本，再将名义构成与类别数量变化按不同窗口展开。随后才讨论收入组分布、年龄/家庭生产机制和结构需求文献。这样安排的逻辑是：先界定观测到的对象，再问理论解释能否超越算术构成。若不先区分名义美元、链式数量、消费者单位均值和零售交易，读者可能把实际发生的价格和覆盖差异误作消费者偏好变化。

份额是封闭总量中的相对权重：商品份额下降可能来自商品支出减少，也可能是服务支出增长更快，或两者同时发生。由于商品与服务名义额在总 PCE 中相加，某类的份额变化会与其他类别的分母变化共同决定。故报告份额时还应并列金额和增长率，不能单凭份额变化给类别需求贴上“萎缩”或“繁荣”的标签。即使份额稳定，类别支出可大幅增长，只要总量以相近速度扩张；观察窗口和基期因此是结论的一部分，而非图表注脚。[1][2][5]

高层分类也有信息压缩。服务内部包含住房、医疗、金融、运输、娱乐等不同服务；商品则含耐用品与非耐用品，进一步分项的价格、质量、购买频率与消费者替代性各异。[1][15]总量中服务份额稳定，不代表每个服务行业保持稳定；商品总量增长也可能由少数耐用品或非耐用品驱动。当前首章聚焦商品–服务层级，是为了建立总量事实和概念边界，后续分析须避免把高层统计结果自动扩展到消费篮子内部的品牌与产品。

“需求”本身可以指预算、购买数量、消费服务流、效用或企业收到的订单，统计资料并不同时观测这些对象。PCE 记录国民账户中个人部门的消费支出估计，数量指数按质量调整和链式加权，不是实际件数；CE 记录消费单位平均报告支出；企业销售数据才可能连接价格、SKU、渠道和退款。[15][18]如果问题是需求弹性，至少还需要价格变化和可识别的数量响应；如果问题是消费者福利，则要说明替代选择和质量。本篇只从这些宏观数据识别支出构成及其增长，不将其重命名为购买件数或福利指标。

SVSAC | sv-sac.org

结论对时间窗口的敏感性不是研究缺陷，而是结构主张必须通过的压力测试。2019 年作为冲击前端点、2021 年作为商品高占比阶段、2025 年作为当前完整年度，各自回答“净变化”而不是“同一消费者永久转向”。如果只选 2019 和 2025，服务名义份额近似稳定；如果从 2021 开始，服务份额反弹更突出；若只看数量增长，类别排序又可能改变。呈现多窗口可防止将一个特殊基期包装成长期趋势，并为后续章节检验价格/数量差别提供依据。[1][2][5][6]

2 数据、覆盖与计算：构造同口径的名义和数量证据

主要实证输入为 BEA 个人消费支出账户在 FRED 公开分发的十条年度序列，包括总 PCE、商品、耐用品、非耐用品、服务的当期美元金额，以及相应数量指数。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]可用历史各含 1929–2025 年 97 个连续年度观测；正文关注 2010–2025，覆盖疫情前、冲击期和最近完整年度。分析采用 2026 年 9 月 30 日可用修订版本，不是历史实时版本；以前年份可能已被基准修订。年度观察止于 2025，不包含未完成的 2026 或未来 2027 结果。

数据抽取先按序列 ID 和年份配对，再按数量单位、发布版本和来源检查。研究脚本核对十个 CSV 的 SHA-256 与清单、连续年份和值域，避免将不同更新时间或相同标签下的另一序列混合。金额序列以十亿美元当前价表示；数量指数以 2017=100 为基期，故指数点不是美元或件数。校验还检查金额恒等关系：总 PCE 约等于商品加服务，商品约等于耐用品加非耐用品；最大未四舍五入差约 0.001 十亿美元，与来源三位小数的显示精度一致。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]

当期美元份额按每个类别金额除以同年总 PCE 计算。例如，服务名义份额为 PCESVA/PCECA，商品份额为商品当期美元额/PCECA；耐用品和非耐用品份额也使用总 PCE 作分母，而非仅以商品为分母。[1][2][3][4][5]这些比率定义的是该年度个人消费账目中金额权重，不是数量份额或家庭平均预算。以类别金额增长率描述规模时，比较同一序列端点；以份额变化表达则用百分点。由类别间份额差异推导消费者替代或“钱包份额”，需要消费者级支付数据和匹配商品篮子，不能仅靠总账比例。

数量指标采用 BEA 公布的同类链式数量指数。类别数量增长计算为指数端点比值减一，而不是将服务和商品数量指数的点数相减后称为单位差。链式指数的权重会随相对价格变动，分项链式指数水平一般不可加；因此不能把服务指数与商品指数相加来重建总 PCE，也不能将 2017=100 读作 100 件商品。[6][7][8][9][10][16]该

SVSAC | sv-sac.org

指标是国民账户质量调整后的数量/体积概念，不是扫描数据中的物理件数。其主要价值是比较同一类别跨年增长，并与同类别名义增长进行匹配。

名义金额增长与数量指数增长之比产生类别隐含价格因子：若 N_b/N_a 为名义金额比、Q_b/Q_a 为数量指数比，则隐含价格因子变化为(N_b/N_a)/(Q_b/Q_a)−1。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这不是外部独立测得的交易价格，而是同一国民账户中名义与数量变化之间的核算关系；其质量调整和分类也继承 BEA 框架。它可以指出名义增幅中价格/质量因素与数量变化不同步，却不能单独识别价格上涨对消费数量的因果弹性或收入效应。本篇将其称为“隐含价格因子”，避免与 CPI 或某项零售价格调查混淆。

服务与商品的相对变化另使用对数比率恒等式。令 N_s/N_g 为名义金额比，Q_s/Q_g 为两类数量指数的相对比，则名义对数比变化可以拆为数量对数比变化与隐含相对价格对数比变化之和。分析将对数差乘 100 便于展示；它仍是对数尺度的百分数近似，不是百分点，也不等同普通增长率。该恒等式是同一组账户的算术分解，并不赋予“价格导致份额”或“偏好导致数量”的因果解释。窗口选择与指数链式权重变化会影响报告的相对增长幅度。[1][2][5][6][7][8][9][10][16]

另一个派生量是类别对总名义增长的算术贡献，计算为类别金额变化除以起始年总 PCE 金额，再乘 100。[1][2][3][4][5]它回答初始总账规模中多少比例对应某类别的名义增额；分项近似加总为总名义增长，差异来自金额显示四舍五入。它不是 BEA 发布的实际增长贡献，也不是结构需求模型的弹性分解。若价格较快的服务扩张，名义贡献可远高于数量贡献；不能把该百分点直接称为服务对真实 GDP/PCE 增长的贡献或消费者偏好变化贡献。

核心宏观来源包含总 PCE、商品/服务和耐用品/非耐用品层级，不把更细的消费支出行业强行映射到 NAICS 零售业态或 CE 统一商品代码。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][15]PCE 按国民账户产品与服务分类，并包含第三方支付及估算项目；Census 零售交易侧重商户销售，BLS 消费支出调查基于消费单位支出报告。三者的生产/收入边界、覆盖总体、频率、单位和分类并不相同。本篇不将 PCE 服务支出除以零售销售得到“市场份额”，也不把美国消费者账户直接换算成特定供应商可达的产品市场。

PCE 与 CPI 的口径差异进一步限制了跨源平减。BEA 说明 PCE 与 CPI 的总体覆盖、权重和公式不同；PCE 包括第三方支付的部分医疗，而 CPI 更加聚焦消费者直接承担的价格。[15][17]同时，不应把一句“CPI 是 Laspeyres 式”机械推广到每一个底层价格指数或项目。若研究者需要使用 CPI 对 PCE 分项平减，必须给出类

SVSAC | sv-sac.org

别映射和覆盖说明；本次分析优先使用 BEA 数量指数以匹配同类 PCE 金额，不拼接另一套总体价格指数来创造更细的“真实需求”序列。[6][7][8][9][10]

CE 为分布分析提供不同视角，而非 PCE 的微观拆分。2024 年度报告列全体消费单位平均年支出 78,535 美元、参考人平均年龄 52.2 岁、平均规模 2.4 人。[14]本篇未重新取得归档发布表中五组绝对支出水平的对应原段，故不将旧稿五组金额作为本轮已核数据。可核的五分位增长率用于比较组间变化，不代表个人消费、等价化家庭或固定队列。未使用组内联合构成与标准误，也不以总体均值替代组别组成。[18]

CE 的税前收入五分位按当年消费单位排序，组别成员随年份可能变化，不能把最低组称作永久低收入家庭或“代表性贫困家庭”。年度平均支出较高也不等于该组中每个家庭都购买较多；个别 CU 可能支出高于税前收入，使用储蓄、信用或资产，医疗支出还主要反映自付金额。[18]因此 CE 更适合描述当年收入组平均消费的分布线索，不能以一次截面均值替代同一家庭纵向预算变化、完整家庭消费或终身福利。后续研究若做等价化，应明确这是分析者的标准化而非原表定义。

2025 CE 年度结果在本次分析截止日尚不可用。BLS 排期为 2026 年 10 月 29 日发布，晚于 2026 年 10 月 23 日；2025 年 10、11 月因拨款中断未收集调查数据，后续使用还需审查权重与缺失处理，不能把两个月支出填零或以预测补齐。[12]2024 年度五分位工作簿中的组别组成、CU 人数与标准误不在本篇使用的数值范围内；正文仅采用官方发布表与 HTML 报告所载数值及公开的调查定义，未列出的表格格值不作推断。

2026 年 8 月 PCE 月度发布是截止时的近期背景，不属于年度 2010–25 基准的延长段。该发布报告名义 PCE 环比 0.9%、实际 PCE 环比 0.6%、实际可支配个人收入 0.0%，并说明年度更新修订从 2021 年 1 月开始；下一次发布计划在 10 月 29 日。[13]这些全体 PCE 总量的月度变化不能被用来代替 2026 完整年度，更不能作为某个类别/收入组的需求结论。为了保持序列可比，正文年度趋势继续使用 9 月 30 日固定版本；较新的单月信息只在明确标为月度背景时才引用。

数据策略还控制了证据来源的使用强度。CE 2024 发布和年度报告可支持已公布的总体与收入组均值；CE Getting Started Guide 解释 CU、抽样误差/相对标准误和报告边界；BLS 关于 2025 数据中断的文章只能说明采集缺口与后续处理要求，不能提供尚未公布的 2025 家庭消费结果。[11][12][14][18]BEA 手册与附加说明支持 PCE 范围和链式指数解释；研究脚本则支持可复算的衍生算术。任何一类来源

SVSAC | sv-sac.org

都不能越权证明另一类事实：数据脚本不能验证消费者偏好，概念手册也不提供企业级销量。

复算规则因此固定为：先按同一发布版本提取名义与数量数据；检查年度连续性、恒等式和单位；计算名义份额、名义增长、类别数量增长和隐含价格因子；再按预设窗口呈现结果。所有 2010–25 计算均基于完整年度值，月度 2026 数据不混入年序列，历史回溯也不冒充实时预测输入。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这些规则提高内部一致性，却不消除国民账户估计误差、分类聚合误差或链式指数修订。后续章节若增加 CE 分布，将单独标出其当年消费单位和税前收入组口径，而不与 PCE 年度总量直接加总。

综上，数据层面同时保存四类信息：名义金额、质量调整数量指数、CE 当年消费单位均值以及官方发布和修订时点。它们分别接近价格加数量的总账、经质量调整的类别增长、家庭分组平均支出和信息可得时间。把这些指标排列在同一研究中，是为了比较它们解释上的差异，不是声称它们测量同一现象。第三部分据此先报告商品–服务名义构成的端点与窗口变化，再将数量结果作为重要反例和核对。

CE 支出与 PCE 虽都谈“消费”，但调查设计不同。CE 综合 Diary 与 Interview 两类调查以覆盖较频繁的小额和较大/重复支出，数据是消费单位按调查要求报告的支出；PCE 则由 BEA 以国民账户供给、使用和支付资料估算个人部门消费。[15][18]CE 中某些养老金或缴费类项目与 PCE 最终消费边界不同，医疗支出主要是自付额，住房的房主/租户处理也不同。因此总量对照不能被解释为两套对同一支付总体的重复测量；差异可能来自定义与数据构造，而不是调查某一方“更真实”。

CE 的收入组比较还需注意年度阈值和均值的解释。2024 五分位按消费单位税前收入排序，每组可能包含不同规模、参考人年龄、住房产权和就业结构的 CU；均值受少数大额支出影响，不能视为组内典型值。[11][14][18]年度报告显示 2023–24 各组总支出名义变动并不相同，但所读表格未提供可用于判别这些组间差别统计显著性的完整标准误。因而首章只把 CE 列为后续分布视角，不把一年分组均值变动写成真实收入弹性或固定组偏好变化。

公布的 BEA 数量指数基期为 2017，但增长率取任意两端比值，基年选择不改变本次分析报告的类别同比/窗口累计增长；它改变的是指数显示水平。总指数和分项指数因链式权重可非加性，所以“服务指数占总指数的百分比”不是自然定义的实物市场份额。[6][7][8][9][10][16]若为了沟通把各指数重基为某一年 100，也只重标量尺，不解决服务与商品质量单位不可比的问题。本篇只比较各类别自身的时间变动与匹配名义金额，不构造无官方依据的链式数量份额。

SVSAC | sv-sac.org

数据版本的固定还避免了另一种后见之明。9 月 30 日版包括当时可用的基准和年度修订，并非每一历史年份最初公布时决策者掌握的信息；以它复算 2010–25 能提高当前历史比较的一致性，却不能检验当年企业是否预见后来修订。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][13]若将来发布新基准，应把新旧版本并列并说明改变来自重估还是实际经济变化。2010–25 的端点比较适合当前事后描述，不能不经转换就用作实时预测模型训练集或年度预算预期。

本节采用的匹配增长，不会把数量效应和价格效应变成外生冲击。高价格可能诱发替代，质量改善可能改变所测数量，类别内部组成也可能变动；这些互动都被同一分项指数汇总。[6][7][10][17]若下一步估计收入或交叉价格弹性，需要更细的商品价格、消费者预算和替代集合，并说明价格内生性处理。此处核算只提供“名义增长和质量调整数量增长并非同一数字”的可重复事实，为第三部分解释份额时设下量纲约束。

3 商品与服务的名义构成：端点接近掩盖中间回转

按当前美元 PCE 计算，服务支出在 2019 年占总额 68.604%，2021 年降至 65.873%，2025 年升至 68.907%。[1][5]若只比较疫情前后的端点，2025 比 2019 高 0.303 个百分点，表面上像是服务份额几乎复位；但 2021–25 服务份额增加 3.033 个百分点，2019–21 则下降 2.731 个百分点。结论取决于从哪个窗口出发：端点相似不等于路径稳定，更不能据此说家庭在疫情期间永久转向商品后又完全回到原消费结构。

金额本身说明这一份额的“恢复”并非服务支出回到旧水平。总 PCE 从 2019 年的 14.438 万亿美元升至 2021 年的 16.115 万亿、2025 年的 20.870 万亿；服务金额从 9.905 万亿增至 10.615 万亿、再到 14.381 万亿。[1][5]因此，2025 服务份额仅比 2019 略高，但名义服务金额已明显扩大。商品金额也从 4.533 万亿增至 5.499 万亿和 6.489 万亿。名义份额是规模相对总账的结果，既不表示绝对支出回落，也不是家庭每人每月的预算比例。

2019–21 窗口中，商品名义金额增长 21.326%，服务增长 7.175%，总 PCE 增长 11.618%。[1][2][5]这一差速与服务份额下降、商品份额从 31.396%升至 34.127%相一致；其中耐用品份额由 10.553%升至 12.360%，非耐用品由 20.843%升至 21.766%。这是疫情初期和随后恢复期间宏观账目的观察，不能把差速全部归因于消费者偏好。服务营业可达性、转移支付、供给瓶颈、耐用品价格/质量和家庭在居家期间的活动替代都可能同时影响构成。

SVSAC | sv-sac.org

2021–25 的名义图景反转。服务名义金额增长 35.473%，高于商品的 17.997%和总 PCE 的 29.509%；服务份额增加 3.033 个百分点，商品份额从 34.127%降至 31.093%。[1][2][5]若从 2021 高商品份额起步，结论是服务权重明显回升；若从 2019 起步，则到 2025 两大类别名义份额近乎回到原位。这两个结论都是真的，但回答不同问题。把 2021 作为唯一基期会放大“服务转向”，把 2019 作为唯一基期则会掩盖途中剧烈重配；应同时报告阶段与端点。

全窗口 2019–25 中，商品名义金额增长 43.161%，服务增长 45.193%，总 PCE 增长 44.555%；服务份额仅净增 0.303 个百分点，商品份额由 31.396%变为 31.093%。[1][2][5]这组数显示名义份额近似稳定与支出金额大幅增长可以并存。它也构成一个反例，足以否定“服务份额稳定就表示真实消费构成不变”的简单推断：若商品与服务价格、质量和数量的变化不同，同一名义比率可由多种实际路径形成。后续分析须比较数量增长而不是把这段端点比率直接解释为需求偏好稳定。

商品内部的两类也不同步。2019–25 耐用品名义金额增长 48.576%，非耐用品增长 40.419%；耐用品份额由 10.553%升至 10.847%，而非耐用品份额由 20.843%降至 20.246%。[2][3][4]2021–25 耐用品名义增长 13.651%，低于非耐用品 20.465%，两类份额均从 2021 峰值回落。若只看“商品”总项，耐用品和非耐用品的方向差会被抵消或隐藏。此处是 BEA 宏观商品分类，耐用品包含多类大件与设备，非耐用品包含广泛日常消费，不可将其直接等同某个零售业态或供应商产品篮子。

把金额变化按 2019 初始总 PCE 作算术分解，2019–25 耐用品增额相当于初始总 PCE 的 5.126 个百分点，非耐用品 8.424 个百分点，服务 31.004 个百分点；三者合计约 44.555%的总名义增长。[1][2][3][4][5]按 2021–25 窗口，这三项对应 1.687、4.454 和 23.367 个百分点。[1][2][3][4][5]这些数是以起始年总额作分母的名义增额贡献，适合说明哪个类别贡献了更多美元扩张；不是 BEA 官方实际增长贡献，也不是价格、数量、偏好或人口的因果分解。服务占总增长较大，与它在初始总量中体量较大有关。

从最新完整年份看，2024–25 服务名义金额增加 6.061%，商品增加 3.605%，总 PCE 增加 5.285%。[1][2][5]商品内耐用品增加 3.813%，非耐用品增加 3.494%。[3][4]这些当期美元增长显示服务在这一年度的增幅较高，但单一年度差值不足以建立长期加速趋势；该差异可来自数量、价格、质量、行业构成或年度修订。也不能把 2025 当作“需求恢复完成”年份，因为年度总量并未识别家庭对服务的未满足需求、购买时点提前或金融支付来源。

SVSAC | sv-sac.org

当名义份额恢复与数量变化并置，解释会显著改变。2019–25 服务数量指数增长 15.099%，商品增长 24.353%；按同类别匹配的名义增长分别为 45.193%与 43.161%。[1][2][5][7][10]服务名义金额与质量调整数量增长之间的差距更大。商品的质量调整数量增幅高于服务（24.353%对 15.099%），而商品名义金额增幅低于服务（43.161%对 45.193%）。这说明 2019–25 名义服务份额近乎回到疫情前，不表示服务相对数量也回到原位；当前账户中的隐含价格因子路径和数量路径不同。此处的数量指数是质量调整后的类别体积，不是实物件数或服务人次。

2019–21 时数量方向不同：商品数量增长 16.476%，服务仅增长 1.420%，而商品名义金额增长 21.326%、服务增长 7.175%。[1][2][5][7][10]2021–25 商品数量增加 6.762%，服务增加 13.487%，伴随商品名义增长 17.997%、服务 35.473%。[1][2][5][7][10]按后一个窗口看，服务数量增长较快，和名义份额反弹方向一致；但两个窗口差异很大，且其中的相对价格也变动。因而数据支持“名义与质量调整数量在恢复期均显示服务相对增强”的描述，却不支持把这变化归因于收入、年龄或偏好转变。

2019–25 服务/商品名义比率的对数变化乘 100 为+1.409；相对数量增长的对数差乘 100 为–7.733；两者之差对应隐含相对价格对数差+9.142。[1][2][5][7][10]这是对数尺度核算分解，数值不是百分点，也不能分别称为“价格对份额贡献 9.14 个百分点”和“数量令份额下降 7.73 个百分点”。名义比率小幅增加、数量比率下降同时成立，反映隐含相对价格路径；由于指数质量调整与产品组合也在核算内，这不是纯粹消费者支付价格的独立识别结果。

耐用品与非耐用品的数量变化进一步反驳单一商品故事。2019–25 耐用品名义金额增长 48.576%、数量指数增长 35.680%；非耐用品名义增长 40.419%、数量增长 18.703%。[3][4][8][9]两者都增长，但耐用品的数量扩张更强。2021–25 耐用品数量增长 8.585%，非耐用品 5.820%，尽管耐用品名义增长 13.651%低于非耐用品 20.465%。[3][4][8][9]这显示类别相对价格与数量结构可改变名义增长排序。将商品增长笼统概括为“家庭囤货持续”或“日常消费强势”，都需要更细商品/家庭证据。

价格因素也随窗口改变。2019–25 按名义/数量端点比计算，服务隐含价格因子增长 26.146%，商品 15.125%；耐用品 9.505%，非耐用品 18.294%。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这些是匹配的国民账户因子，不是独立 CPI 类别增幅。2021–25 服务、商品相应为 19.373%和 10.523%。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这与服务名义增幅较快相容，但它本身不证明服务供给稀缺、利润率提高或消费者更愿意支付；高层服务包含多种行业，价格和质量构成均可能变化。更合适的核心问题是具体类别数量对可观察价格变化如何响应。

SVSAC | sv-sac.org

这些窗口揭示了三种可能被误称为同一结论的叙述。第一，2019–21“商品相对扩张”指该窗口名义和数量增长都较快；第二，2021–25“服务相对恢复”指服务名义/数量增速与名义份额提高；第三，2019–25“名义服务份额近似稳定”是两个端点比率相似。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]三者并不互相否定，因为期间冲击和相对价格路径不同。若把第二种阶段性恢复当作永久偏好转变，便忽略第一个窗口的冲击和全窗口端点；若只取第三种稳定结果，又会错过实际数量的相对变化。

替代解释至少包括服务可达性逐步恢复、商品支出在疫情期提前、耐用品补充周期、相对价格变化、质量与产品组合，以及人口和家庭构成改变。[15][19][20][21]例如居家限制可能令一些服务在统计期内无法购买，恢复时出现回补；耐用品因可提前购置而在随后年份增长降速；价格上升也可推高名义支出而不同比增加质量调整数量。当前聚合序列不能量化这些机制各自份额，也无法观察同一家庭预算中的替代决策。这里仅说明它们与事实相容，非把某种机制当作已证实因果。

数据也不能说明“服务份额高”意味着消费者福利更高或服务供给更好。住房估算、医疗第三方支付、金融服务和娱乐等类别的价值测量及支付主体不同；名义比率受这些账户项目与价格权重影响。[15]同样，商品份额较低不代表商品量下降：2019–25 商品数量指数增长 24.353%，尽管其名义份额略降。需要把类别总量、价格/数量和家庭可及性分开，才可以判断某种市场需求是否对企业形成可转化机会。

截至 2025 的构成事实可归纳为：疫情早期商品名义权重上升、服务份额下降；2021 后服务名义金额和份额增速反超，至 2025 服务份额略高于 2019；在整个 2019–25 窗口内商品数量指数增幅仍高于服务。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]因此名义端点“复位”与类别数量的相对增长分离，是比单说“商品转服务”更精确的结果。它是聚合 PCE 的实证描述，不是一条对所有消费者、行业或产品都成立的行为规律。

这组结果也设定后续分析的标准：收入五分位或年龄机制若要解释总体变化，必须说明是组内支出变化、组间权重移动、医疗/住房定义还是价格和数量所致；生命周期研究则须处理队列、时期和家庭生产。[11][14][18][19][20][21]不能只引用一个服务份额回升就宣称消费者持续偏好服务。下一章将更系统地拆解匹配名义与数量变化、隐含相对价格及各窗口差异，并明确为什么对数恒等式不是价格因果分解。

名义份额的分母机制可以用简单恒等式理解：某类别份额 s_i=N_i/N_total；其份额上升要求类别金额相对总额增长更快，而不要求绝对金额一定加速。服务支出即使逐年上升，只要商品或其他 PCE 成分在某段增长更快，服务权重仍会暂

SVSAC | sv-sac.org

时下降。反过来，服务权重提高也可能只是商品价格或数量相对放缓。因而对政策和企业规划而言，金额、增速和份额分别回答规模、变化速度与相对构成，不应混为“市场热度”。

服务总项的内部变动可能进一步抵消。若住房服务权重上升而医疗、运输或娱乐服务数量放缓，总服务金额仍可能保持增长；商品总项中耐用品扩张也可能掩盖非耐用品差异。[1][5][15]本篇使用的商品–服务高层汇总表不能判断服务细项各自的驱动份额，且住房估算与实际现金租金并非同一观察值。BEA 提供更细的 PCE 分项，未来可在统一分类下分析细项的数量与价格变化，并核对细项可靠性；不能将服务总体名义份额当作任何一类服务的代表性需求。

对“永久性服务偏好转变”而言，现有证据既有支持也有反例。支持性描述是 2021–25 服务份额和数量增长快于商品；反例是 2019–21 商品数量明显快于服务，且 2019–25 商品数量累计增长仍较高。[1][2][5][6][7][8][9][10]如果永久偏好参数已经发生同向变化，理论上需解释为何早期和完整窗口的数量排序不同，或将偏好与相对价格、可达性和品类构成分离。时间窗口给出非单调证据，因此“永久偏好变了”目前不是由此组数据唯一导出的解释。

最后，年度增长幅度不附带统计显著性判断。本篇按 BEA 发布的年度总量做比率和窗口差，本次分析直接解析留存序列复算金额算术与恒等式；并未建立年度类别比例与数量指数的估计误差模型，也未估计结构断点置信区间。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]例如服务份额 2025 比 2019 多 0.303 个百分点是点估计差值，不应称作统计显著的长期上移。若核心问题需要评估微小差别，须采用与国民账户估算及修订过程相适配的不确定性分析，例如在明确额外假设下比较历史修订版本或建立误差模型；不能假定可直接取得类似 CE 调查设计的标准误。多重窗口比较也须明确，不以小数位数取代不确定性分析。

聚合总量还不能判别这种重配是多数家庭同步发生，还是由少数支出较高的消费单位推动。2024 年 CE 按收入五分位公布的是各组消费单位平均支出，并非固定家庭追踪，也不能与 PCE 的全人口总账直接相减。[11][14][18]若服务增长集中于高收入组，市场解释与各收入组普遍增加服务消费会不同；若商品量增长集中在有新生儿或搬迁的家庭，又会产生不同品类含义。现有年度总量不识别该分布，下一步需要以 CE 微观或其他适当家庭数据检验，而不是从全国份额推断典型家庭行为。

SVSAC | sv-sac.org

4 数量与隐含价格：名义重配背后的两条路径

上一部分显示 2019 与 2025 服务名义份额相近，但这并不意味着两类消费的实际数量路径也接近。本部分把每一类别的当前美元金额与匹配的 BEA 链式数量指数配对，讨论增长率和相对比率。问题不是从名义额“扣掉通胀”后得到一个真实的消费者偏好，而是检验相同窗口中，金额变化有多少伴随质量调整数量变化，剩余的核算差异应如何谨慎描述。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]

对类别 i 和端点 t0、t1，名义增长因子可写作 N1/N0，数量指数增长因子写作 Q1/Q0；两者的比值(N1/N0)/(Q1/Q0)是由这两套序列算出的隐含价格因子增长。百分数形式即各自端点增长，再由因子关系核算。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]它不是独立采集的成交价，也不等同某一家庭实际支付的价格指数。数量指数经过质量和权重处理，产品组合改变时，因子会反映国民账户分类内更复杂的变化。

第 3 节首述的完整窗口比较显示，服务与商品的名义增长接近，服务数量增幅却更低、隐含价格因子更高。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]三个比例不是简单相减的百分点关系，而满足增长因子的乘法核算。服务与商品的名义增长非常接近，但数量增长相差约 9.254 个百分点，隐含价格因子也相差约 11.021 个百分点。由此可知，仅凭服务/商品美元金额或占比，不足以判断实际相对需求是否稳定。

若比较服务相对于商品的比率，2019–25 服务/商品名义比率的对数变化乘 100 为+1.409；服务与商品数量增长的对数差乘 100 为−7.733；对应的隐含相对价格对数差为+9.142。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]按对数恒等式，后两项加总等于名义比率变化。这些数字位于对数尺度：+9.142 不是价格上涨 9.142 个百分点，也不是价格对服务份额上升的因果贡献。它说明匹配账户中的相对名义、数量变化之间存在核算差异。

这一区分避免常见的尺度错误。假设类别名义金额增长 10%、数量增长 5%，隐含价格因子不是用“10 减 5”精确计算，而是 1.10/1.05−1 约 4.76%。对数增长在小变化时近似相加，仍不等于普通百分比或份额百分点。本篇的表述分别称“名义增长”“数量指数增长”“隐含价格因子增长”和“对数比率变化×100”，不把它们改写成同一种百分率，更不把等式冠以因果分解之名。[15][16]

窗口一换，相对路径也换。2019–21 服务/商品名义比率对数变化×100 为−12.402，数量增长对数差为−13.842，隐含相对价格对数差为+1.440；服务名义份额减少 2.731 个百分点。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]当时商品金额和数量增长都快于服务，二者相对价格变化只解释核算恒等式的一部分。这个窗口与前一节观察到的初期商品权重上升相符，却不告诉我们限制、转移支付或供应瓶颈各自造成多少。

SVSAC | sv-sac.org

2021–25 则反向：服务/商品名义比率对数变化×100 为+13.811，数量增长对数差+6.109，隐含相对价格对数差+7.703；服务名义份额增加 3.033 个百分点。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]相较于 2019–21，服务数量相对增强，同时隐含相对价格也更快上升。若把这全部称为“消费者重新偏好服务”，就把数量、相对价格、供给可达性和品类构成压成一个未经识别的解释。若只说价格上涨，也会遗漏服务数量增长确实高于商品这一观察。

在最新完整年度 2024–25，服务名义增长 6.061%、数量指数增长 2.499%、隐含价格因子增长 3.475%；商品分别为 3.605%、2.905%和 0.680%。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这与 2021–25 累计服务数量增速较快并不矛盾：单年内商品数量增长略快，而服务隐含价格因子增长较快，名义金额排序因而不同。单年度端点也容易受修订和构成波动影响，不应外推成 2026 全年或 2027 市场方向。

2010–19 提供疫情前的长窗口参照。服务名义增长 42.669%、数量 16.997%、隐含价格 21.943%；商品名义增长 36.620%、数量 36.765%、隐含价格约 −0.106%。服务名义份额增加 0.941 个百分点。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这说明名义服务权重在 2010 年代已可在数量增长不快时缓慢上升。它反驳“服务份额上升只在疫情后出现”的简单叙述，但不足以证明一条不间断的结构趋势，因为该窗口涵盖众多价格、医疗和住房账户变化，且没有估计断点或趋势参数。

三个阶段放在一起更能看到非单调性：2010–19 服务名义权重渐升；2019–21 服务份额和相对数量下降；2021–25 二者部分回升；2019–25 端点名义权重仅净增 0.303 个百分点，而数量比率整体向商品倾斜。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]同一事实可依问题不同而得到“份额近乎不变”或“实际数量增长分化”。前者适合描述名义总账端点，后者适合比较类别体积。将二者合成一句“市场已回归常态”会隐藏测量目标和中间阶段。

官方链式数量指数是按 BEA 方法形成的质量调整聚合指标，不是件数、服务人次或可直接相加的市场吨数。[6][7][8][9][10][16]某年总商品数量指数不能由耐用品与非耐用品指数水平相加复原；不同基年指数的水平也没有规模意义。我们只能将同一序列不同年份的指数比值当作该类别数量增长近似指标。因而服务指数增长 15.099%不应被翻译成“服务量是某数量单位”，也不能与商品指数基准水平比较大小。

价格因子亦不能被误读为独立 CPI。PCE 和 CPI 的覆盖、支付主体和权重不同，PCE 中包含第三方支付的医疗服务及估算服务。[15][17]用 CPI 总指数或某个 CPI 类别机械除 PCE 名义支出，会把不匹配的分子、价格篮子和时间权重混在一起。本篇以 BEA 同一 PCE 体系中的对应名义与数量序列计算，换来较一致的核

SVSAC | sv-sac.org

算对象，但不能声称获得消费者实际报价、商店标价或每个家庭的生活成本变化。

同理，隐含价格因子增长较快不意味着生产者利润率扩大。它可能反映单位价格变化、质量调整、服务内不同子类权重改变、第三方支付结构或估算方法；成本端与利润的分配不在这组总量数据里。[15]若医药支付和保险赔付共同抬高某类服务支出，消费者自付未必同步增加；若服务组合从低价项目转向高价项目，均值变化也并不代表同一项目涨价。要将价格指标连接到企业定价或利润，需另外观察投入成本、交易价、保险与自付结构。

从研究设计看，这组端点运算不估计替代弹性。即使发现相对商品价格上升与服务数量相对增长，也没有将收入、相对价格、供给限制和偏好冲击分开；数量指数变化本身也可能包含类别内部质量与构成变化。[15][16]因此不能把对数恒等式称作消费者面对价格变化的反应系数。若要估计弹性，需要在明确效用或需求系统、价格变异来源、聚合规则和外生性假设后，建立额外识别策略；这些工作并未在本篇数据核算中实施。

一个有用的反例是 2024–25：服务名义增长超过商品，但服务数量增长略低于商品；而在 2021–25 四年窗口，服务名义和数量增长均超过商品。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]若研究者只挑四年窗口，可能得出服务持续占优；只看最新一年，可能得出商品数量重新领先；只看 2019 和 2025 占比，则会称结构稳定。三种陈述各自对应可复核指标，却不能互相替代。跨窗口报告不是增加复杂度，而是揭示“结论”实际依赖基准期的程度。

第 3 节以期初总 PCE 为分母的美元增额分解，与本节类别自身的增长因子回答不同问题。[1][2][3][4][5]这里的百分点是各成分金额增量除以期初全体 PCE 总金额，再乘 100，三者近似合计总名义增幅。服务贡献大部分来自它的初始规模较大；这不能说明服务自身增长率更高，也不是 BEA 官方实质增长贡献或因果解释。

名义贡献和数量变化不能混用。链式指数不具加法性，实际总量增长的类别贡献需采用 BEA 专门的贡献表与权重方法；将各类指数水平或增长率按当前美元权重直接加总会失去官方核算含义。[16]本篇对美元变化所作分解只回答“新增名义金额相对期初总账有多大”，不回答“真实 GDP/PCE 增长由该类造成多少”。如后续分析讨论实际贡献，应重新取同一版本的官方贡献序列，而不能从这里的名义表格推算。

替代解释还可能彼此相反。服务可达性恢复可能推高数量，但劳动力或保险成本上涨可能推高价格因子；耐用品数量扩张可能反映居家期提前购买后的更新

SVSAC | sv-sac.org

周期，也可能来自技术升级带来的质量变化；商品进口价格和产品组合则可影响名义–数量缺口。总量序列只说明这些通道的合成结果，不观察家庭何时作出选择或面对何种约束。我们将这些视为待检验机制，而不是从结果倒推出的事实。

因此“需求结构”在本篇有两层可观测含义：名义支出类别比重呈现相对预算权重；链式数量序列呈现同类别质量调整体积的时间变化。两者均可描述市场账目，却都不能自动等于消费者潜在偏好参数。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][15]真实支出在价格与可得性共同变化时是需求与供给相互作用的结果。即便在分类稳定的宏观序列里，改用数量指数也只是改善测量分解，不会凭空生成因果识别。

本节最稳妥的结论是：2019–25 服务/商品名义比率略升，匹配数量相对增长却偏向商品，隐含相对价格因子抵消了部分数量差；2021–25 服务数量与金额相对增强，2024–25 数量排序又略转向商品。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]这是依赖窗口的描述性结构图谱。它不能支持普遍的“消费者偏好永久转服务”，也不能证明商品实际需求将持续更强；下一部分将拆开耐用与非耐用品，检验商品总项如何隐藏不同阶段与更新机制。

另一个需要区分的对象是某类别在全体支出中的“金额比率”与类别内部的价格–数量核算。服务/商品数量增长对数差−7.733 说明两个类别指数在所选端点间增长不同，不表示每个服务项目的数量都下降，也不是家庭把商品换成服务的直接流量。[6][7][10]若一种服务增长而另一种服务减少，宏观服务指数仍可能上升；若类别边界或质量调整变化，内部构成也会影响指数。聚合比率提供系统尺度，不追踪替代发生在哪个具体品项。

固定使用 2026 年 9 月 30 日可用版本有利于复核，但意味着 2025 序列已经经过年度修订，不能将它视为 2025 年当时可知的估计。[1][2][5][6][7][10]修订可能改变历史端点和跨期差值；本篇没有构造各发布版本的实时对照，所以不评估 revision 对结论的历史稳定性。即便当前同一版本的核算恒等式完全成立，也只表示算术一致，不表示参数估计或因果结果在不同版本中稳定。后续若要谈实时决策，需要另行保存每一发布版本。

研究“价格贡献”时还应谨慎区分发布的链式价格指数和这里的派生因子。本篇派生因子由名义与数量增长率相除获得，适合定位名义–数量之间的相对差；它没有单独的抽样误差或可从两列中独立测出的价格报价。[1][5][6][10][15]若把这两个序列的测量误差、分类权重和质量调整都忽略，就会把派生数当作精确的结构价格冲击。分析在这里止于核算，未做这种误差模型，也未声称差额全由消费者支付价格解释。

SVSAC | sv-sac.org

增长因子乘法还意味着累计期内的小幅年度变化不能简单逐年相加。每一年的服务相对商品价格和数量均以当年分类、链权重计量，起点到终点的指数比率把路径复合起来；年度对数变化相加仅在同一连续序列、同一版本下成立。[1][2][5][6][7][10][16]跨类别数量对数差仍是端点比较，而不是某类“贡献”给另一类的变化。若基准或分类发生变化，应先核查序列连续性，不能将不同版本的年度变化拼成一个未经定义的市场结构参数。

5 耐用品与非耐用品：商品总项如何遮蔽分化

商品总额中包含耐用品和非耐用品两组不同经济过程。耐用品通常涉及较大金额、可跨期使用及更新决策；非耐用品则包含食品、能源和多种日常消耗品。这样的分类是 BEA 国民账户统计分类，不等同于某种商品零售渠道或供应商产品表。[2][3][4]本部分比较两个子项在疫情前、疫情急剧变化期、恢复期和完整窗口中的名义金额与数量指数。目的不是用耐用性标签推断需求弹性，而是展示聚合“商品增长”会隐藏怎样的类别差异。

2019 年耐用品名义金额为 1.524 万亿美元，非耐用品 3.009 万亿美元；2021 年分别升至 1.992 万亿和 3.508 万亿；2025 年为 2.264 万亿和 4.225 万亿美元。[3][4]同期耐用品占总 PCE 比重为 10.553%、12.360%、10.847%，非耐用品为 20.843%、21.766%、20.246%。[1][3][4]两类名义份额都在 2021 高于 2019、到 2025 低于 2021，但幅度不同。金额持续增加和权重回落并存，是相对分母增长更快的结果，不是相关支出绝对缩减。

疫情前的 2010–19 给出不同基准。耐用品名义金额增长 45.253%，数量指数增长 69.430%，隐含价格因子约下降 14.270%；非耐用品名义增长 32.629%、数量 23.440%、隐含价格因子上升 7.444%。[3][4][8][9]耐用品数量扩张明显快于金额，与质量、产品构成、相对价格及技术替代共同相容。非耐用品的名义增幅则超过数量增幅。此处比较的是类别总量和链式指标，不说明单件耐用品价格长期下跌，更不说明家庭购买同一设备的数量增加 69%。

2019–21 两类均扩张，但耐用品更快：名义增长 30.729%、数量增长 24.952%，非耐用品名义增长 16.564%、数量增长 12.175%。[3][4][8][9]耐用品名义份额从 10.553%提高到 12.360%，显示这一大类在当期总账内相对增重。这个结果可由居家活动使设备、家具和车辆等使用价值提高、购买提前、财政支持增加可支配现金或供应中断影响品类价格等多种机制共同生成。没有家庭级购买时点、供给或支付记录，不能将较快增长归因于其中一个通道。

SVSAC | sv-sac.org

2021–25，耐用品名义金额增长 13.651%，数量增长 8.585%；非耐用品名义增长 20.465%，数量增长 5.820%。[3][4][8][9]这里出现交叉排序：非耐用品名义增速高于耐用品，但耐用品数量增速更高；两者价格因子也分别增长 4.666%与 13.840%。因此，“哪类更强”必须说明所指金额还是质量调整数量。在该宏观窗口，非耐用品名义与数量增长之间的隐含价格因子差距更大；在宏观数量路径上，耐用品扩张较快，但数量指数仍不是具体 SKU 销量。

完整 2019–25 窗口同样不支持单一商品叙事。耐用品名义金额增长 48.576%、数量 35.680%；非耐用品名义增长 40.419%、数量 18.703%。[3][4][8][9]耐用品数量增长快于非耐用品，但名义增长差距小于数量差距，因为两类隐含价格因子增长分别为 9.505%和 18.294%。[3][4][8][9]在名义份额上，耐用品较 2019 增加 0.294 个百分点，非耐用品减少 0.596 个百分点。这是大类权重的净结果，不能解释为长期偏好向耐用品转移。

最新完整年度 2024–25，两类数量指数增长接近：耐用品 3.391%、非耐用品 2.646%；名义金额增长分别为 3.813%和 3.494%。[3][4][8][9]隐含价格因子都不到 1%，约为 0.408%与 0.826%。[3][4][8][9]这与过去几年不同，显示全窗口平均不能替代最新年度描述。一个年度的细小排序也不等于统计显著差异；当前表格没有为这两项提供估计误差协方差或类别增长差异检验。

耐用品类别内的生命周期可能造成明显时序差异。家具、汽车、电脑或家用设备的购买通常会在获取后持续提供使用服务，消费者可能延期更换、修理、购买二手品，或因型号更新而提前替换。非耐用品则同时含高频食品、能源与其他耗用项目。上述是机制推理而非数据中直接观测的寿命或更新率；本次分析没有将 PCE 耐用品拆成这些子类，也没有估算耐用品存量或家庭更新间隔。

一个可替代解释是耐用品数量高增长反映质量和技术升级，不一定代表相同质量的物理产品购买更多。链式数量指数通过质量调整形成，产品性能变化可能提高测得的实际价值；与此同时，设备价格下降可令名义增幅落后于数量增幅。[8][16]若将数量增长直接翻译成“多卖出三分之一件数”，便混淆了质量调整和实物销量。若研究市场件数，需要产品级单位销售和型号替换数据，而非大类数量指数。

供给约束与时点也可能令表面趋势与长期偏好错位。某些耐用品在疫情期供给不足，可能把潜在购买推迟至后续年份；也可能家庭在限制期提前购入，随后出现较弱更新需求。总量数据能看到金额和质量调整数量在各年变化，却不能知道被延迟或提前的购买规模。关于“积压需求已释放”或“替换需求接力”的叙述，需要库存、交货期和家庭计划等证据；这里仅把两者列为竞争性机制。

SVSAC | sv-sac.org

非耐用品的宏观数量增幅不及名义金额，不能一概说消费者“多买了日常用品”。能源价格、食品结构、服务替代和商品质量变化都可能改变数量因子与金额之比。PCE 还覆盖家庭与非营利机构服务的个人消费，并包括第三方支付等项目；非耐用品则按国民账户产品分类，不能直接对应商店货架或一家企业的目标客户。[4][15]若要给市场进入或产品开发排序，必须先把具体商品品类、渠道和目标消费者与统计分类映射，再另找产品证据。

对总名义增长的分解也受基数支配。2019–21 耐用品增额占 2019 全体 PCE 总额约 3.243 个百分点，非耐用品约 3.452 个百分点；2021–25 相应约 1.687 和 4.454 个百分点。[1][3][4]前一窗口两类对新增美元的量级接近，后一窗口非耐用品贡献更大。计算方法是类别名义金额变化除以期初总 PCE，而不是以本类别金额作分母；它既不是类别自身增速，也不是 BEA 实际 PCE 增长贡献。

完整窗口的耐用与非耐用美元增额，沿用第 3 节名义分解而不另换分母。[1][3][4]合计之外还需加服务贡献，才接近全体 PCE 名义增长 44.555%。此类分解回答各组为总美元增量增加了多少份额。若要讨论“贡献最多的商品类”，耐用品数量更高的累计增幅和非耐用品较大的名义增额会给出不同答案。两者没有统计冲突，只是基期尺度和度量对象不同。

名义金额加法与实际数量加法也不同。耐用品、非耐用品的当前美元金额可以在同一 PCE 覆盖内相加，但独立链式数量指数的水平一般不可加。[3][4][8][9][16]使用官方总量或实际贡献表时，BEA 的链式权重处理不可被简单类别求和替代。本篇据此只报告每个类别同一指数从起点到终点的增长，不把两类 index points 加总，也不计算“实际商品占比”。这一边界确保叙述与发布指标的含义一致。

2021 的高耐用品份额构成一个基数效应例子。2021 之后，耐用品金额继续上升，但耐用品占总 PCE 份额回落至 2025 的 10.847%。[1][3]若只以 2021 为基期，会称其权重下行；若以 2019 为基期，则 2025 仍高 0.294 个百分点。两者都描述份额，却分别反映从异常高点回落和相对疫情前的小幅增加。不能仅凭某一期份额回落断言该类需求萎缩，也不能从疫情前后端点小幅变化宣称回到长期均衡。

不同家庭面对同一大类也可能走出相反路径。某些家庭因在家办公、搬迁或育儿而更新设备、家具；另一些家庭因收入不确定、空间有限或已有耐用品存量较高而推迟购买。非耐用品既可能受低收入家庭预算约束，也可能因价格上涨造成更多名义支出。聚合 PCE 不会显示分布、同一家庭的替代，或新购置是否挤出其他消费。下一部分结合已公开 CE 数据讨论可观察的收入组平均支出，但不会把该截面解释为家庭内的因果变化。

SVSAC | sv-sac.org

稳妥的类别结论有三点。第一，2019–21 耐用品名义和数量增长都快于非耐用品；第二，2021–25 非耐用品名义增幅较高，但耐用品数量增长较快；第三，全窗口耐用品数量累计扩张更强，而最新年度两者数量增长相近。[3][4][8][9]这组事实足以否定将“商品”当成同质需求篮子的做法，却不足以说明哪一个具体零售品类或企业受益。行业与产品市场的判断需要更细分类和交易层证据。

这些比较还没有固定消费偏好参数。若不同类别的相对价格变动、质量调整、可得性和生命周期需求同时变化，聚合份额的均衡结果可以改变而消费者基本偏好未变；反之，相同名义份额也可掩盖偏好或家庭组成变化。[15][22]当前核算没有估计需求系统、收入弹性或替代弹性。要区分这些可能性，需将家庭支出微观数据、可比价格与产品供给测量结合，并明确外生变化及识别假设，而不能从表中比率跳到结构参数。

因此，耐用品/非耐用品拆分的主要价值是诊断过度概括。2021 年耐用品占比峰值与随后耐用品金额继续上涨并不矛盾；多年数量扩张超过非耐用品，也与最近一年排序接近并存。对市场研究者，选哪一个基准取决于问题：短期补库存、长期更新或名义销售规模是不同目标。对政策研究，若关心真实消费，应采用官方实际贡献与更细来源数据；若关心家庭负担，应转向支出分布和支付主体。

本部分确认商品内部的结构变化并不单向：不同时间窗中耐用与非耐用品的名义、数量和隐含价格排序不一。[3][4][8][9]最有力的反例是 2021–25 非耐用品名义增长高于耐用品、耐用品数量增长却更高；而 2024–25 数量增长差距又缩小。它支持进一步分解产品和家庭机制，不支持对未来消费篮子给出确定方向。下文转向 CE 的收入五分位平均支出，考察现有公开分布信息能增加什么，以及它仍无法识别什么。

一种容易被误用的比较是把两组增长率当成同样的基期水平。耐用品指数在 2019 至 2025 的累积数量增长为 35.680%，而非耐用品为 18.703%，但这不意味着 2025 年耐用品的实物总量达到非耐用品的某个比例。[8][9]两个指数各自以 2017 为 100，且链式水平不能相加；增长率比较的是各自相对自身基年的路径。大类内权重与基期量不同，不能用增长百分数反推出绝对件数、消费者覆盖人数或货架规模。

同样，较快的数量指数增长不等价于供应商销售机会更好。若耐用品增长由低价升级或存量替换支撑，某供应商可能面对成熟品类和高竞争；若非耐用品名义增长更多来自输入成本转嫁，销售收入增加也可能伴随毛利压力。PCE 数量与金额不含企业成本、库存、市场份额和渠道毛利数据。[1][2][3][4][8][9]将宏观类别增速

SVSAC | sv-sac.org

转化为商业机会，需要产品和渠道层证据，且需要验证企业是否能触达新增需求。

这也是为什么“耐用品”并非同一个更新周期。车辆、家电、电脑和家具的技术迭代、可修复性、家庭存量和购买决策环境不同；而非耐用品中的食品、服装、能源也各有不同频率与替代方式。现有两组分类只提供一层有限切分，既不能推算平均寿命，也不能把某一耐用品的恢复机制推广到另一项。[3][4][8][9]更细产品序列可以检验这些差异是否实际驱动总体，但不能在没有子项测量时用机制常识填充数量。

即使耐用品数量指数累计涨幅较高，也不能从两组增长率构造可加总的实际商品构成份额。商品实际总量及其类别贡献须由链式权重体系一致计算；把 durable index 与 nondurable index 按增长率或 2017=100 指数水平相除，会得到没有国民账户份额含义的结果。[2][3][4][7][8][9][16]若问题是耐用品在商品实值增长中的贡献，应使用 BEA 官方贡献表。本篇目前仅比较各自序列增长，并以名义金额份额回答当前美元构成问题。

6 收入五分位与消费单位：公开支出均值能说明什么

总量序列无法显示支出增长如何分布于家庭或消费单位。美国劳工统计局 2024 年 Consumer Expenditure（CE）公开表提供按税前收入五分位分组的年度平均消费单位支出，可用来补充“总额变化是否人人相同”的问题。[11][14]它仍是消费单位平均额，而非个人消费、收入中位家庭、固定追踪群体或随机实验。此处的用途是描绘公开分布与提炼待检验问题，不把五个均值变成个体消费排名或收入因果效应。

2024 年度报告确认全体消费单位平均年支出 78,535 美元。[14]五组绝对金额仍待对应发布表原段，不据其计算高低组比值或支出贡献。无论具体水平如何，组均值都不是组内中位数、等值成人支出或自由现金；税前收入分组也不能改称财富、净资产或消费倾向排序。后文使用已核的组别同比变化，保留分布解释的限度。

2023–24 年按同一税前收入分组的总支出名义平均变化分别为 3.8%、2.3%、2.3%、2.4%和 0.4%，从最低组到最高组排列。[14]各组方向为正，但幅度并非随收入单调变化：最低组涨幅最大，最高组最小，中间三组接近。这个截面反例提醒我们，平均支出水平与年度增长不是同一个排序。公布的均值没有提供可供本

SVSAC | sv-sac.org

次分析重构的组间联合组成、组内家庭轨迹或充分的差异检验，故不能称最高收入组“消费下降”或“最不愿消费”。

组别增幅是名义均值变化，不能直接解释为实际生活量或同一家庭预算扩张。商品和服务价格结构、住房使用与支付方式、公共及第三方医疗支付、消费单位成员数等都可能影响年度均值。[11][14][15]如果住房支出权重在某组较高，租金和业主实际调查支出项目的变化会不同于只看零售商品的解释；如果组内消费者人口变动，组均值也可能改变，即便典型家庭行为没有变化。须将名义均值、类别构成和可比价格区分开。

税前收入五分位也不是税后预算能力的直接排序。税款、转移、储蓄和债务偿付都会影响可支配资源；CE 2024 的税后收入估算未更新所需税务模型，因此不能用这张表声称组别的税后消费能力。[11][14][18]同样，按收入分组的年度平均支出不提供财富、净值、信贷可得性或流动资产信息。高收入但高住房成本与负债的消费单位，可能与低收入但已持有住房者有不同现金约束；本表没有识别这些情形。

消费单位（consumer unit, CU）是 CE 统计单位，通常由共同决策和开支关联定义，不等同单个人或统一人口等值家庭。[18]2024 CU 参考人平均年龄 52.2 岁、平均规模 2.4 人，是总体概述；不能据此推导收入五分位各自年龄或规模，更不能用平均额除以 2.4 当成人均支出。[14][18]收入分组的家庭人数、儿童、共居或老年结构会改变每单位总开支。没有各组组成的交叉表，就无法将金额差异标准化为“相同家庭结构下”的消费差。

均值对分布尾部敏感。若一个组含少数大额医疗、学费或住房支出，组平均可升高而大多数单位支出不变；如果成员构成变化，高支出单位进入或离开样本，也会影响均值。只有平均数，无法分辨均值变化来自全体普遍增加、小部分支出大增或样本组成改变。中位数、分位数、样本设计误差和微观追踪会补充这些信息，但目前引用的发布表不足以替代它们。[11][18]

差异是否“显著”需要单独谨慎。CE 报告包含复杂样本设计与标准误/相对标准误信息，比较两个收入组或两年均值应使用相应方差，而不是看小数位或两个点估计是否不同。[18]BLS 公开表与 LABSTAT 按五分位报告均值、标准误和相对标准误；本篇未使用这些精度资料，故 3.8%与 0.4%的间隔只作描述性差距，不称统计显著；其余组间差异也不作显著性推断。

CE 与 PCE 回答不同问题。CE 记录消费者单位的支出调查，包括家庭报告的项目及其分类；PCE 是国民账户个人消费支出，覆盖家庭和非营利机构，并计入某些第三方付款、估算服务与供给侧来源信息。[11][15][18]调查覆盖、支付主体和分

SVSAC | sv-sac.org

类口径不同，CE 全体平均不能按人数简单乘回去得到 PCE 总额，也不能用 CE 收入五分位去分解 PCE 服务份额。两者并置可以构成互补证据，但不能当作同一总体的上下两种金额表示。

消费支出也不总是消费数量。对食品，家庭支出金额与实际摄入可能因家庭生产、时间投入、餐饮替代而分离；生活阶段还会改变各类别支出与时间价值关系。[19][20]因此，即使收入分组消费额增长，也不能直接说其获得更多同质消费服务。本篇的聚合数量指数提供质量调整的宏观类别体积，但并未与 CE 组别联结。理解收入异质性需要在家庭消费、购买、家庭生产与服务获得之间建立可比概念。

已读年度报告显示，不同收入组中住房、服装等类别的支出变动方向和幅度并不完全相同。[14]这与全类总支出涨幅在五组间差异有限相容：若一组住房支出增多、服装下降，另一组相反，总支出均值可能相似。报告的类别均值主要是名义支出描述；除明确标注的项目外，不能从一组年增长率推出所有类别均有实际增长或具有统计显著性。脚注 29 与表 5 的第四组总额存在 2050/2123 不一致，本篇排除该脚注数值，不据其作推论。

2025 年 CE 不能作为本次分析截止时的下一年度验证。官方计划在 2026 年 10 月 29 日发布 2025 年数据，比本次分析截至 2026 年 10 月 23 日的时间界限晚；拨款中断还导致 2025 年 10 月、11 月未进行常规收集。[12]因此尚无可引用的 2025 组别结果，也不能把缺失月份填零或沿用 2024 增长率填补。未来发布可能需要对估计方法和公开微观数据作进一步核对，不能将发布计划误作已获得数据。

CE 分组的因果解释需要比收入–支出相关更强的设计。高收入组平均花费较多可能是收入效应，也可能是年龄、就业、家庭人数、住房拥有、地区价格或未观察偏好差异。横截面五分位不是同一单位收入变化前后的观察；把组间均值比值称作收入弹性，等于假定其他组成与价格相同且收入分组可外生比较，而现有发布表不支持这些条件。本篇不计算收入弹性或恩格尔曲线斜率。

实际可执行的下一步是将 CE 公开微观记录按一致口径标准化，分别估计类别内支出和组间权重变化，并报告标准误与对家庭结构的调整。对跨年变化，可用一套固定基期的消费单位组成权重，配合组内均值变动，比较“组内支出改变”和“组间构成移动”；这属于未来分析而非本篇结果。[18]若需要追踪同一家庭，还需纵向数据或对重复截面构成变化提出明确假设。没有这些环节，表面收入梯度仍只是描述。

SVSAC | sv-sac.org

若采用均值分解，设总体平均支出 M 为组权重 w_k 与组内均值 m_k 的加权和，则两年差异可在对称分解下拆为组内均值变化和组权重变化。但精确计算要求每年的组权重、可比组定义及足够精确的收入与消费资料；若采用交叉分类，还要有收入×年龄×家庭规模×住房状态的共同分布。单列五分位均值无法还原这些联合权重。此式说明证据需求，不意味着我们已做出标准化分解。

收入异质性也未必只通过现金收入传导。老年家庭的医疗支出和支付体系可能改变晚年消费曲线；美英研究显示医疗费用差异可帮助解释两国较高年龄支出轨迹差异。[21]这不是当前美国收入组的因果系数，也不能将不同制度样本外推为 2026 美国均值。对同一收入，保险覆盖、Medicare 资格、住房自有与家庭支持会改变自付支出和可用于商品的资源；收入五分位表未观察这些机制。

类别偏好模型则提出另一种解释：收入提升时，不同类别支出可能按不同弹性改变，且相对价格可推动长期结构转变。[22]一般结构需求估计需要明确模型、样本、识别及聚合假设；该文具体工具与估计原段尚未核实；本篇只做名义与链式数量的账目比较，不能直接借用其系数或将本表五组差异理解为非同质偏好的证据。理论可帮助提出可检验预测，却不能代替当前样本的识别。

低税前收入组的支出资金来源不能由其平均支出或同比涨幅识别。[14][18]支出可能由过去储蓄、信贷、转移支付、家庭共享或资产变化支持，但这些是待检验渠道，不是本表已测到的分解。年度收入为流量，消费可以跨期平滑；未联结资产负债与现金流时点，就不能判定每个消费单位的资源约束或持续超支。

已核五组年度变化并非单调：最低组 3.8%、最高组 0.4%，中间为 2.3%、2.3%和 2.4%。[14]这不识别谁驱动总量、各类别是否同步或 PCE 服务/商品转向。企业按收入层级定位还需产品购买率、客单、复购与价格负担，而不是把某收入组视为必然增长市场。

可核结论是 2023–24 五分位名义平均支出增速未按收入单调排列；组内组成、抽样误差、税后资源和消费量尚未联合识别。[14][18]五组绝对水平对应原段未核，不用其支持永久结构或收入弹性结论。截止日 2025 CE 尚未发布；下一部分讨论构成问题。

五分位按加权消费单位划成等份；若各组权重严格相等，均值除以五组均值之和可近似构成支出份额，但须核实际权重、舍入和同一覆盖范围。[14][18]当前未核五组绝对金额及其对应权重，故不报告精确全国贡献，也不把均值变化称为固定家庭的变化。联合年龄、产权和收入分解仍需交叉分类资料。

收入分组还会随时间重新划定。2023 与 2024 的最低五分位不必是同一批消费单位，单位可能因收入变化、家庭成员变化或调查分类而移组。因此最低组

SVSAC | sv-sac.org

3.8%的年增幅不能说成“最低收入家庭都增加消费 3.8%”；最高组 0.4%也不是固定高收入家庭的追踪结果。[14][18]重复截面均值的变化混合组内变化与成员更替，只有微观标识或明确的权重分解才能判断二者的相对作用。

即便取得标准误，显著差异也不会自动解决机制问题。均值差异可能精确地反映地区生活成本、家庭规模或医疗支付结构，却仍不是收入变化的因果效应。若目标是评估可负担性，应观察支出占可支配资源比例、必需品的自付与可替代性；若目标是消费需求，则需购买量与价格、替代项及生命周期控制。[14][18][21]这两个政策问题需要不同的结果变量，不能以同一收入分组平均支出表回答。

7 消费单位、年龄与住房产权：均值变化中的构成问题

前一部分的收入五分位均值还有一个更一般的解释难题：任何总体平均数既可能因组内支出变化而变，也可能因不同消费单位在总体中的权重变化而变。若用 g 表示年龄、住房产权或收入等组，年度均值 M_t 可写为各组权重 w_{g,t}与组均值 m_{g,t}的加权和。全国平均的变化因此混合组内变化与人口构成移动；它不是固定个体的消费轨迹。[11][14][18]

这个恒等式在代数上简单，实证上却需要组权重与组均值的同口径观测。CE 公开表提供若干边际分类均值，但本次分析没有取得收入×年龄×住房产权等完整联合表，公开表所载 2024 年各组人数与标准误也不在本篇使用的范围内。[11][14][18]不能以整体消费单位参考人年龄 52.2 岁、平均规模 2.4 人推测每个收入或产权组，也不能自行构造假想权重后把分解写成实测结果。数据缺口决定可说的是哪种变化可能发生，而非其实际比例。

例如，总体住房相关支出上升，可能来自每一年龄组的住房支出都增加，也可能是住房开支较高的老年消费单位权重上升，还可能来自租户向业主转换、地区权重或业主实际支出项目的变化（不能混同 PCE 估算住房服务）。即便总均值相同，组内与组间贡献可方向相反。没有固定组权重的标准化结果，单看总均值不能区分“同一类单位花得更多”和“总体中单位类型改变”。这是识别结构变化时必须面对的组成混合，而非统计技术上的小修饰。

对年龄分析尤其如此。年龄、出生队列与日历时期在数据中机械相关：某人在某年年龄增加一年，同时日历年也增加一年；新生代又以不同的教育、家庭和住房经历进入年龄组。因此重复截面的年龄梯度不能直接识别同一消费者随年龄变化的因果轨迹。年龄效应、队列效应和时期冲击需额外约束或数据支持；本篇既没有估计年龄–时期–队列模型，也没有用一组系数分解 PCE 变化。

SVSAC | sv-sac.org

CE 跨年比较也是重复调查均值，不是同一家庭的追踪面板。收入五分位会随年度收入与样本构成重新划定；年龄组则不断有消费单位进入和离开。若低收入组均值增加，既可能是同组支出变化，也可能是其成员结构、收入排序或样本响应改变。[14][18]没有稳定的个体链接，就不能把重复截面变化描述为“典型家庭从某类商品转向某种服务”。描述全国组均值可以，但个体行为解释需要额外假设。

住房产权会与年龄、收入、地区及家庭规模共同变化。业主可能以估算租值享受住房服务，而租户报告现金租金；按揭还本、利息、物业支出和房屋维护也不是同一概念。PCE 包括自有住房服务的估算价值，CE 侧重消费单位调查记录的支出，口径并不完全相同。[15][18]把产权组的现金支出差异直接解释为消费服务数量，会忽略住房资产、融资支付与估算服务之间的不同。本篇不把“业主花得少”推成“业主获得较少住房服务”。

若将住房成本纳入对可自由支配资源的判断，房屋拥有状态仍不足以代表经济负担。按揭余额、利率锁定、房屋净值、维修风险、租金补贴和地区价格都会改变现金流压力；CE 公布的一个年度平均支出不能完整反映这些资产负债表特征。[18]类似地，租金相同的家庭可能有不同的空间、质量和地理位置。要将住房产权与商品消费联系起来，需要支出、房屋服务、资产负债和区域住房成本的联合数据。

年龄与住房产权的组合还可能形成反向选择。高龄业主更可能持有已还清按揭的住房，但也可能面临维修和医疗成本；年轻租户可能因流动性或就业变动选择租住，而非因为住房服务偏好较低。总体均值混合这些选择与资源条件。若一种年龄组支出较高，无法只凭表格判断它来自年龄、业主身份、收入、健康状况还是地区成本。将一个边际均值读成单一人口机制，是典型的生态层级跳跃。

可以用一个纯代数例子说明这种问题，但它不是 CE 实证数值。设两组均值为 m_A、m_B，总均值 M=w_A m_A+(1−w_A)m_B。即使 m_A 和 m_B 保持不变，只要 w_A 改变，M 也会改变；如果权重改变与两组支出方向相反，总均值还可能保持不变。[18]这说明聚合稳定不能证明组内稳定，聚合上升也不证明所有组都上升。此处没有给 A、B 赋人口比例或支出值，避免伪造微观分布。

若未来有同口径微观资料，可按固定基期权重标准化，或对两期均值做对称分解。对称形式将总体变化写成各组均值变动乘以平均权重，加上各组权重变动乘以平均组均值；两部分之和精确等于总均值变化。该表达式允许清晰比较组内和构成路径，但对权重、分类定义和单位总量的准确性有要求。当前发布均值与缺失的联合权重不足以执行这一步，故这里只说明设计，不报告分解值。

SVSAC | sv-sac.org

固定权重标准化也不是无条件的“真消费变化”。选择 2019、2021 或 2024 作为权重基期，可能给出不同标准化结果；年龄、产权和收入组的交互项若被省略，组内变化仍混合了未观察构成。若收入组权重之和受分位点重新划分影响，直接比较各年同名分位也无法固定组成。稳健报告应并列不同基期、替代分组和抽样误差，并明确哪个群体被标准化，而非只给一个调整后数字。

年龄并非唯一需要考虑的生命周期维度。家庭规模、子女、就业和通勤、家庭生产、退休、婚姻变化以及居住位置都影响时间成本与消费组合。[19][20]在劳动成本较高或照护需要增加时，餐饮、家庭服务或交通支出变化可能反映购买时间替代，而非同类消费意愿增加。年龄分类本身无法代理这些机制；如果没有时间使用、家庭结构和劳动状态，年龄组消费差也可能把多个通道混在一起。

组均值的分布解释还受统计精度约束。CE 使用复杂抽样，不同组样本有效量、报告质量和变异可能不同，比较均值应依赖相应标准误和相对标准误。[18] 本篇未使用分组样本的具体人数或误差资料，不以公开数字小数位推断精度，也不对年龄或产权组作显著性陈述。即使后续获得样本误差，也仍需处理组间组成、重复截面和因果识别，抽样误差只解决不确定性的一部分。

对趋势研究来说，结构变化可指总体权重变化、组内平均变化或同一消费单位行为变化，三者应明确区分。若研究目标是预测全国某类总支出，组权重移动本身就可能是相关现象；若目标是解释消费者偏好，则需要更接近同一单位决策的证据。把人口变老与支出构成变化并列，只能说明二者共同变化，不能证明人口老化导致某类消费变化。研究目标决定哪些构成变量是信号、哪些是混杂因素。

统计单位也影响对市场规模的解读。消费单位可能多人共享房租、食物和交通支出，因此“每 CU 平均”不是每个成员的购买概率，也不是商品用户数。[18]同一支出总额可由小家庭较高人均使用，或大户家庭共同使用形成。若企业希望估计用户规模，需区分消费单位、购买决策者和实际使用者，并观察购买者与使用者的关系；CE 均值本身不能提供可直接转化为潜在客户数量的比例。

这对 PCE 与 CE 两类证据的连接有实际后果。PCE 名义服务份额在 2019 到 2025 净升 0.303 个百分点，链式服务数量增幅却低于商品；CE 的收入组均值显示收入组支出水平差异明显，但没有这些组如何构成服务和商品总量的微观权重。[1][2][5][6][7][10][11][14]因此不能用 CE 均值给 PCE 总体数量变化做收入组分解，也不能将总服务份额解释为低收入或老年单位的偏好变化。两个数据源在单位和覆盖上互补而非可直接拼接。

SVSAC | sv-sac.org

另一种容易误读的情况是控制变量中的“年龄”实为代理变量。年龄可能关联退休、健康、家庭规模、既有住房或资产，但各通道不一定同向；若把一个年龄虚拟变量的系数称作“老龄化效应”，就将所有相关特征压成单一标签。即便回归中加入收入、地区和家庭规模，也仍需考察共同支持、变量测量误差和时期冲击。本篇当前并没有估计这类模型，避免将公开统计的分组描述包装成控制后因果效应。

组成机制的检验应先指定标准化对象，再比较固定权重与原权重的趋势。固定权重后差异减弱支持构成解释，仍有组内变化则需其他机制；两者均非本篇已估结果。失访、收入组转移和大额支出处理也须预定，避免把样本留存当结构效应。

本节不主张年龄或产权构成无关，而是指出其影响目前未被单独识别。住房服务定义差异、消费单位规模和重复截面变化足以让总体均值产生看似稳定或转向的结果；同时，缺少组别标准误使细微差别无法评价精度。[14][15][18]可靠的结构论证需要同时说明单位、权重、分类、时期和结果变量，并在固定权重或追踪资料中检验组内变化。单一人口趋势和消费总额并不足以建立这一链条。

因此，对本篇所用公开证据，最可守的说法是：总量变化和边际组均值都具有描述价值，却不能分解为固定个人的偏好或年龄因果效应；收入、年龄、产权、家庭规模及地区权重可能共同参与总体构成。[11][14][18]公开表所载分组人数与标准误不在本篇使用范围内，也不作估算或替代。下一部分转向家庭生产与生命周期研究，解释为什么支出记录有时并不等于消费服务或福利变化，也说明这些机制从旧样本迁移到今天需要哪些限制。

年龄组权重的改变本身不应自动称作消费“老龄化效应”。例如总体平均住房支出随老年组比例变化而变，是人口构成的会计渠道；同一老年组内的支出也可能随价格、健康和住房状态而变。[14][18]只有将组权重固定后仍观察到组内数量变动，才可把重点转向该组行为机制，但依旧不能将组内平均变化当作同一人的因果变化。区分这两个层次，能避免把人口趋势与消费因果混为一谈。

调查权重也有含义。CE 的公开均值并非对样本回答简单求平均，而要按照调查设计和代表性权重形成总体估计；若分析者自行用五分位均值构造总体，忽视权重与分位组规模，就可能偏离官方全体 CU 平均。[11][18]这不仅影响点估计，也关系标准误和组间差异。当前稿件直接引用发布表的平均值，不重新加权，不把均值表反算成新的全国总体。

若未来数据表明 2019–25 不同年龄或住房产权组的服务数量趋势一致，且固定权重后总体方向基本不变，构成渠道就不足以解释服务总量路径；若标准化后

SVSAC | sv-sac.org

趋势明显减弱，则构成移动更重要。两种结果都能被新数据检验。当前证据没有联合年龄、产权与数量指数的表格，因此不判定哪种情形实际发生。[5][10][18]提出竞争结果的目的，是使后续微观分析可证伪，而非把可能性暗示成事实。

8 家庭生产与生命周期：支出并非消费服务的全部

消费支出记录不是消费服务的完整度量。家庭可以把市场购买的食材、时间与家中设备结合成餐食；同样的最终服务也可由餐馆或外部服务提供。若生命周期中工作时间、可支配时间或家庭成员结构改变，市场支出可能下降而家庭产出和消费服务保持相对稳定。[19][20]这一机制对解释退休前后和年龄组差异尤其重要，但不能把“家中做饭更多”推广为所有支出类别的共同规律。

Aguiar 与 Hurst 的食品论文提供支出与消费区别的文献线索，但本轮未取得其具体样本、食品摄入、时间资料和退休识别原段，不能确认旧稿的年份、人数和年龄工具变量细节。[19]以下以家庭购买食材并投入时间生产餐食为条件性机制：支出减少可能是数量减少，也可能是替代市场制作或降低每餐成本；这不构成本次分析已经验证的退休效应，更不能推广所有品类。

在应用该机制时，结果变量必须精确定义。“食品支出”是货币支出，“摄入”是营养或实际食用量，“消费服务”还可能包括口味、便利和家庭共餐体验。[19]这三者不是可互换指标。即使摄入量稳定，质量、食材、浪费和时间成本也可能变化；相反，支出上升可能来自价格或品类升级，而非摄入增加。PCE 食品类或 CE 家庭支出不能单独观察餐食质量、准备时间和最终摄入，因此不能用其中任一项直接声称生活福利同步变化。

家庭生产解释也拓展了“相对价格”概念。消费者面临的不只是市场标价，还包括准备、出行、等待和协调所需时间；退休、照护责任或远程工作会改变时间的机会成本。购买现成服务可能在货币价格较高时仍节省时间，反之有更多空闲时间的家庭可以替代市场服务。[19][20]因此，同一市场价格变动对不同生命周期单位的影响可能不同。本篇没有测量时间价格或估计劳动供给模型，只把它作为理解支出与实际服务分离的机制。

Aguiar 与 Hurst 2013 的已读摘要支持生命周期支出类别异质、家庭生产和工作相关投入，但未核具体调查数据或食品/服装等类别的方法原段；下述通勤、衣着和便利购买仅作本篇机制示例。[20]不同类别的支出轮廓并不相同，故一个“总体消费随年龄下降”的单一系数会遮住品类差异。更重要的是，支出降低可能伴随

SVSAC | sv-sac.org

通勤、工作服或市场购买便利等成本下降；观察到的总额减少不必等于最终消费服务减少。这种解释需要结合类别与时间数据，而不能仅从年龄表读出。

2013 年论文可读摘要支持生命周期支出类别异质性，并讨论家庭生产与工作相关投入；本轮只核摘要，未核旧稿 CEX/ATUS 具体样本年份或全部识别细节。[20]可据此提出支出与时间配置的核心问题，不能把历史系数当作 2026/2027 参数。通勤、衣着和便利成本可能与工作安排共同变化，但当前宏观数据并未识别这些渠道的实际贡献。

生命周期曲线还可能混合年龄、队列与时期。早期出生队列的家庭生产技能、饮食习惯、退休制度和住房条件，与后来队列不同；与此同时，价格和宏观冲击随时期变化。若某年龄组市场食品支出较少，不能仅凭横截面确认是年龄导致家庭生产增加，也可能反映代际经验或当时相对价格。[19][20]重复横截面分解需要明确识别限制，不能把回归中一条年龄曲线直接叫“同一人变老的因果路径”。

时间使用调查也不是完美替代。记录的“做饭时间”不一定等于可计价的家庭生产劳动；多人同时参与、准备批量餐食和剩余食物会让时间与产出难以一一映射。服务质量、饮食偏好和家庭共享也不易观测。[20]因此，加入时间数据可以缓解纯支出解释问题，但不会自动得到完整消费福利。严谨分析需要定义家庭产出、时间投入、购买投入与结果指标，必要时建立生产函数或更细调查，而不是将每一小时直接换算成购买金额。

品类异质性也反对把某一家庭生产机制泛化。食品与服装的市场替代、医疗、住房、交通和娱乐服务的家庭生产可能完全不同；某些品类消费不可储存，另一些可以跨期购买或共享。[20]若食物支出在退休后下降而在家生产增加，不意味着医疗、能源或住房服务同方向变化。总体 PCE 的服务/商品分解甚至无法区分市场餐饮、家庭食物和不同服务项目，故不能从宏观总项反推哪种家庭生产替代主导了变化。

这类研究给本篇一个重要反例：市场支出下降可能是家庭以时间替代购买，而非消费福利下降；但也可能是真实数量下降，或高质量消费被低价替代。[19][20]同一观察可由多个路径产生。只有支出、实物摄入或使用量、时间投入、质量和价格信息组合起来，才能缩小解释范围。反过来，若仅有时间增加也不能认定家庭产出提高，因为时间可能用于照护、休闲或其他未观测活动。

在消费结构分析中，家庭生产还影响预算权重的含义。市场食品占总开支比例下降，可能与家庭更多在家做饭相伴；对消费者而言，投入从现金转向时间。若企业只以市场支出来衡量某类最终服务需求，可能低估家庭内部替代方案；但也不能简单把未支付的家庭劳动加到 PCE 上，因为家庭生产的估值方法和边界另

SVSAC | sv-sac.org

有争议。[15][19]国家账户支出指标旨在衡量特定边界内的市场和估算交易，不是福利或所有家庭产出的全量清单。

服务同样存在家庭生产或共享。家庭照护、清洁、维修、在线内容与商业服务可在市场供给和无偿家庭活动间替代；一个成员的时间投入可为其他成员产生服务。不同年龄、住房条件与工作安排会改变这一边界。可是 PCE 服务总项中还有医疗、住房金融、交通和政府/第三方支付的项目，不能把全项的数量变化都归于家庭替代市场活动。[15]需要明确各子类、支付方、家庭投入和受益者后，才可判断相应机制是否成立。

家庭生产解释还会改变对价格弹性的直觉。价格上涨后，消费者可能在同类商店之间切换，也可能转向在家制作、修理或照护；这不是简单的商品–服务替代。[19][20]例如外食价格改变可能改变家庭时间安排，最终食物服务量未同比变化。聚合类别数量指数包含行业内质量和权重变动，却没有将家庭生产作为显式结果，因此不能估算“在家替代弹性”。把派生隐含价格因子放进一个需求系统也需要额外供给与外生性识别。

年龄与生命周期的关联也不等于人口老龄化造成总体支出份额变化。总体平均可因年龄组权重上升而变，即使每个年龄组内支出不变；也可因各组行为变化而变，即使权重不变。前节的 $M_t=\Sigma w_{tm_t}$ 恒等式适用于此处。要把人口变老与 PCE 结构变化联系起来，需要年龄分组的可比实值支出、人口权重、家庭生产或工作时间信息，并处理队列、地区和相对价格，而不仅是将人口中位年龄与总支出并列。

历史研究的外推应遵守研究对象边界。2005 年食品文献提出但对应原段尚待核的“支出不是消费”的概念机制，但不能提供所有现代商品的消费校正系数；2013 年生命周期研究揭示类别异质性与工作/时间成本的作用，却不能证明现今年龄曲线的方向和幅度。[19][20]研究样本、数据收集时期和识别结构与当前 PCE 不同。将其用于本篇分析，是为了约束解释而不是借历史系数填补缺失的 CE 微观信息。

要检验家庭生产在近期消费变化中的作用，可以比较可生产于家庭的品类与较难替代的服务，结合时间日记、购买和使用量，观察支出下降是否伴随家庭时间上升且消费服务保持。若三者不一致，家庭生产机制的解释力会减弱。该设计还要区分时间增加是准备、护理还是闲暇，控制产品质量和价格，处理选择进入时间日记样本的问题。本篇没有实施此类检验，不能把它说成对 2019–25 变化的实证解释。

SVSAC | sv-sac.org

另一个潜在反证是，在价格、家庭构成和时间条件可比的样本里，如果市场支出减少同时使用量、质量和家庭产出都下降，那么“以家庭生产维持消费”的解释不成立；消费下降或预算挤压将更可信。相反，如果支出下降而时间投入和最终服务量稳定，纯市场支出指标就低估了消费连续性。明确反证条件比用“家庭生产可能重要”作为万能解释更有分析价值。

对于企业决策，这个框架要求识别消费者实际要完成的任务，而不只是观察品类支出。家庭制作、维修或共享可以构成市场产品的替代品，也可以提升某种原料、设备或线上服务的需求。年龄段消费均值无法说明家庭成员承担了多少时间，也无法把最终服务价值分配给某一卖家。供应商若要估计机会，需直接收集使用情境、替代方式、购买者/使用者关系与复购，而不是把宏观 PCE 类目当作目标 SKU 销售额。

福利评价更需克制。支出减少有时意味着更有效率的家庭生产，有时意味着放弃消费或无法负担；支出增加有时意味着更好质量，有时是价格上涨或低效率。只有金额数据无法排序这几种结果。[19][20]PCE 和 CE 为经济活动提供重要但不同的测量窗口，不提供对时间、满意度、营养、照护质量或消费者剩余的完整估值。本篇不依据支出结构变化断言居民福利升降。

本节综合结论是，家庭生产和生命周期机制使“市场支出等于消费需求”成为可疑假设，却不提供一条可直接套用的修正系数。[19][20]食品是直观例子，生命周期品类研究则显示异质性和工作成本；其历史样本支持机制思考，不支持将旧年代的数值外推到当下全部品类。解释 PCE 结构变化需要把市场交易、家庭时间与使用结果相连。下一节讨论医疗和住房服务的支付主体与估值边界，说明总量服务份额为何不能等同家庭现金负担或普通零售机会。

在家庭生产模型里，市场劳动与无偿时间的替代往往由家庭技术、技能和设备决定。相同的食材金额可以转化为不同数量与质量的餐食；当家庭购置厨房设备或掌握烹饪技能，之后的市场食品支出可能变化而产出未同比变化。此为解释机制，不是 PCE 数量指数已捕捉的家庭生产量。[19][20]研究若忽略设备存量与时间投入，容易把生产效率变化误读成消费者需求偏好转移。

从历史文献转移到今天，还应考虑市场供给变化：外卖平台、超市配送、预制食品和数字服务改变了家庭生产与市场购买的边界，但它们未必减少家庭劳动，也可能叠加新的安排。[19][20]因此不能仅因技术出现就断言家庭生产的重要性降低；需要实际观察使用率、支付、时间和最终服务。旧研究提供构念和测量问题，今天的效应方向与大小都应由新数据确定。

SVSAC | sv-sac.org

9 医疗与住房：支付主体和估算边界塑造服务总项

服务总项不是家庭现金消费的同义词，医疗与住房尤其能显示测量边界的重要性。PCE 按国民账户原则纳入家庭和非营利机构个人消费，并记录第三方代表家庭支付的部分医疗消费；自有住房服务也含估算项目。[5][15]CE 则以消费单位调查为基础，报告其支出项目和支付信息。[11][18]因此 PCE 服务金额的变动不能直接翻译成家庭银行卡支出、零售商销售额或消费者个人负担。

医疗支付可拆为服务提供、消费受益与付款来源三个维度。一次就医可能由家庭自付、雇主医保、私人保险或政府项目共同支付；在 PCE 中记录的个人消费不一定等于消费单位在 CE 中自掏现金的金额。[15][17][18]如果服务数量、估值与核算覆盖均不变，支付方之间重新分担本身不会机械抬高 PCE，但可改变家庭自付支出和现金流。若 PCE 名义额也发生变化，还须分别考察服务数量、价格或估值及覆盖范围，而不能只用付款主体变化解释。反过来，家庭自付增加可能是保险覆盖变化，不必表示接受的医疗服务同比增加。

这对将服务总额解释为预算压力构成直接反例。服务名义支出增长较快，不能单凭总项推断家庭为医疗或住房支出承受更高自付负担；第三方支付与估算服务也在总量边界内。[5][15]要评价可负担性，需观察自付比例、收入、保险合同、公共计划资格及家庭资产，而非只看名义 PCE 服务金额。CE 的组均值可以提供消费单位报告支出，但其口径和覆盖不等同于 PCE，不能简单以两者差额当作第三方支付总额。

住房服务的估算尤其容易被误认为现金交易。自有住房被视为提供住房服务，国民账户会估算业主居住服务的价值；租户的现金租金和业主自住估算租值不是同一种付款记录。[15]该处理用于经济账户的服务衡量，但意味着 PCE 住房服务增长可能不同于家庭当期房贷、租金或维修支出。住房资本服务、按揭利息、房屋交易和家居用品又分属不同核算概念，不能将它们简单并为“住房消费现金支出”。

CE 住房支出同样需按定义阅读。报告记录消费单位特定住房项目支出，但不同住房状态的现金流结构不同：租户支付租金，业主可能承担按揭利息、税费、维护与维修，而还本更多是资产负债调整而非当期消费支出。[11][14][18]若把购买住房、房贷本金、居住服务和家具设备混在一个市场篮子，名义增长的含义会混乱。本篇不把 CE 住房项目和 PCE 估算住房服务视为同一个价格、数量或人群指标。

Banks 等论文的官方摘要比较美英晚年消费路径，提出医疗支出及风险可帮助解释差异；本轮仅核摘要，未核旧稿 1984–2010、45–79 岁等具体样本说明。[21]

SVSAC | sv-sac.org

这一比较提示支付制度的重要性，但不是 2026 美国的随机实验、当前因果年龄效应或可直接迁移的系数。

跨国比较也不能把国家差异全归于医疗支付。美国与英国在养老金、公共服务、保险市场、税收、家庭结构和住房拥有等方面都有差异；研究所提出的医疗机制是在其数据与识别框架下对晚年轨迹差异的解释之一。[21]把某国医疗支出份额较高直接说成消费者偏好较强，会忽视制度性支付与价格差异。将该研究迁移到中国企业面向美国市场的产品决策更需谨慎：它没有识别医疗增长如何传导到一般商品需求或河北供应商订单。

年龄组中的医疗支付还可能与健康选择和存活样本有关。高龄消费者的支出由健康状况、保险资格、照护需求、家庭支持和样本构成共同决定；观测到较高医疗支出并不自动代表个人偏好或数量需求更高。[21]若只对年龄做控制而不观察支付方和健康风险，估计系数可能吸收这些差异。本篇没有获取 CE 微观交叉表或医疗个体记录，因此不对高龄组的医疗服务数量、支出分布或因果年龄效应作推断。

把医疗从 PCE 的服务总项移除也不是简单的替代方案。医疗会影响宏观服务增长和第三方支付覆盖，但剔除它需要可比细项金额、数量与价格；剩余服务仍包含住房估算、金融服务、运输和其他项目。[5][15]若只有名义总项，可以做金额减项，但不能由此获得一个经济含义完整的“普通家庭服务消费”或消费者自付服务指数。最好使用与核心问题相称的分类，并单独报告剔除规则、估值边界和对应数量序列。

PCE 与 CPI 在医疗项目上的差异也会影响外部比较。PCE 覆盖第三方代表家庭购买的医疗服务，CPI 更关注消费者直接面对的支出范围与不同权重结构；两者方法和覆盖不相同。[17]因此用 CPI 医疗指数除以 PCE 服务名义金额，无法产生统一意义的真实医疗服务量。匹配的 PCE 价格/数量系列更一致，但仍不能反推出保险合同价格、服务质量或每个家庭的自付成本。指标选择应由问题决定，而不是哪个序列更易取得。

住房也有类似的相对价格问题。业主估算租值、市场租金、房屋维修和新建住房价格对应不同对象；医疗保险支付也与患者面对的共付额不同。只有与 PCE 服务口径相匹配的住房服务估算、医疗服务等细项，才可按相应聚合方法分析其与总体隐含价格路径的关系；新房交易价格、家庭维修现金支出和患者共付额属于不同观察对象，不能不经分类匹配便视作该因子的直接构成。本篇所用分类总量也未识别细项驱动，且不能把各细项隐含价格涨幅直接相加。[5][15]若将总体服务隐含价格因子解释成“消费者面对的服务价格涨幅”，就跨越了核算指标与实

SVSAC | sv-sac.org

际支付价格的边界。要进一步定位，需采用更细的 BEA 细项和相同支付方的价格指标。

由此，服务名义份额高于商品并不意味着一般可贸易消费品市场更大。PCE 统计的是个人消费，不是美国进口需求、零售收入或中国供应商可获取订单；第三方医疗和业主住房估值占据一定账户边界，不能被理解成中国出口企业能参与的消费篮子。[1][5][15]若企业需要测量可服务市场，必须剔除不可贸易服务，并将细分产品、进口渗透、渠道和客户需求另行对照。全国服务总额只能作为宏观背景。

宏观医疗支出上升与一般商品需求的关系也非单向。更多医疗支出可能挤压家庭可自由支配预算，影响家具、服装或休闲消费；也可能伴随高收入、人口结构变化或保险扩张，从而与一般商品需求同时增长。现有国民账户总项未提供家庭层预算约束或两类支出的联合协方差。不能由总医疗支出增加得出“河北消费品需求下降”的结论，也不能假定医保支付提升会等额释放其他消费预算。

住房成本冲击也可能通过不同路线影响商品消费。租金上涨可能减少可自由支配现金；按揭利率变化可能改变新购房与耐用品配置；房屋存量和维修需求则可增加某些家居商品支出。PCE 业主住房估算服务并不直接测量这一组现金流和替换链条。[15][18]上述是待检验的家庭机制，不能由服务总项或房屋估值推断家具、家电的方向。需要将居住状态、住房支出、耐用品购买和融资条件联结起来。

支付主体还会导致人群归属错配。PCE 记录最终个人消费服务，却不等同于谁获得商品订单或谁实际付款；保险或政府支出可能支持服务使用，家庭承担部分自付，也可能有雇主计划支付。[15][17]CE 从消费单位支出角度观察，不可能与国民账户第三方付款逐项配对。将 PCE 某一服务增长分配给 CE 收入五分位，需要具有共同分类、受益人、付款来源和人口权重的微观链接数据，不能用两个公开总量的差额分摊。

若政策问题是医疗负担，合适结果指标可以是家庭自付占可支配收入、未满足医疗需要、保险覆盖或费用风险；若问题是国民账户消费结构，PCE 个人医疗服务仍是相关项目；若问题是出口机会，则更应研究可贸易品需求与企业可达渠道。三个目标有不同分母和支付概念。[11][15][17][18]单一“服务份额”既不能代替家庭负担指标，也不能代替零售市场规模。明确决策问题是选用数据和做出比较的前提。

一个有用的反证是，如果服务名义份额的变化主要来自估算住房服务和第三方医疗，那么它与家庭现金流或普通商品销售可能脱钩；若剔除这些项目后剩余

SVSAC | sv-sac.org

市场服务数量仍表现出相同的路径，则“服务总体的回升只是账户边界造成”这一解释会被削弱。检验需要细分 PCE 子项以及对应数量和价格系列，并确保修订版本一致。[5][6][10][15]本篇尚未进行该剔除分析，故不声称上述任一机制主导了总量结果。

针对老龄化的反证也应明示：如果按相同家庭结构、支付方和相对价格标准化后年龄差异消失，原先的年龄梯度更可能来自组成或制度而非年龄自身；若同一队列内医疗和住房之外的其他服务数量仍有稳定差异，才需要进一步解释偏好或生活方式。[18][21]这需要跨期个体或细分微观数据以及可辩护的年龄–时期–队列约束。现有文献机制提供设计线索，不替代当前美国的实证结果。

对中国供应商而言，宏观服务消费仍有间接价值，例如判断美国总体国民账户支出与家庭支付压力背景；但不能把其中医疗和住房的名义金额换算成可争取的产品机会。商品进入策略仍需面向实际买家订单、品类进口、零售和平台销售数据。即使发现医疗、住房现金成本挤压预算，也要验证目标产品在消费者预算中的替代位置、价格敏感度和企业可达性。这是一个从宏观到企业的待验证传导链，而不是 PCE 中已经观测到的结果。

本节结论是，PCE 服务总项兼有市场交易、第三方支付和估算服务，CE 则观察消费单位支出，二者都不能单独回答家庭的自付压力或一般商品可贸易市场规模。[5][11][15][17][18]美国–英国晚年消费研究提醒支付制度可改变年龄曲线，但其历史跨国比较及尚未核实的具体样本不能被说成当前美国的年龄因果效应。[21]任何把服务份额、医疗增长或老龄化直接连接到一般消费品需求的论证，都需要明确受益者、付款人、替代关系和企业可达性并进行新的检验。

业主住房估算亦不等于房屋资产收益或房价涨幅。住房服务是对居住服务流的核算估值；房屋交易价格是资产价格，按揭本金是融资余额变化，三者不应互相替代。[15]因此服务总量中的住房估值即使上涨，也不能直接说家庭变得更富或有更多现金可买商品。要研究住房财富效应，还需住房资产净值、交易、地区价格和家庭预算资料，而非从估算租值推断资产回报。

医疗和住房两类项目也会通过服务质量、风险保障和居住安全产生家庭效用，却无法用总支出金额一维排序。保险可能为不确定疾病支出提供保障；维修支出则可能避免未来损失。支出金额低可能意味着负担轻，也可能意味着服务利用受限。[11][15][18]评估福利需要结果和风险，而不是将支付金额当作服务质量或消费满足程度的代理。本次分析不做福利比较。

把这些账户项映射到可贸易产品还须逐层确认。医疗支付增长可能关联设备、耗材或健康产品，但并非 PCE 服务总额可直接拆出的进口商品；住房服务估

SVSAC | sv-sac.org

算也不等同于家具、建材订单。[1][5][15]若分析目标是供应商市场，需要从服务总量转向进口分类和产品采购，同时验证终端渠道、认证与买家关系。宏观分类提供背景边界，不是企业市场规模的替代测量。

10 服务内部的可见差异：住房与医疗的金额、数量和覆盖

服务总项内部也并非同质。为具体展示名义金额、数量和估值边界如何分离，本部分选取 BEA 个人消费支出中的“住房与公用事业”和“医疗保健”两个互不重叠的服务组成项，配对各自当前美元金额与链式数量指数。[23][24][25][26]这是有目的的两个例子，不是对全部服务子项做详尽排名，也不是从中挑出服务增长最快的项目。其功能是检验前述总体结论能否被具体分项反例挑战。

2024–25 住房与公用事业名义支出从 3.599 万亿美元增至 3.814 万亿，增加约 2,148.97 亿美元，名义增长 5.971%；匹配数量指数从 113.592 升至 115.584，链式数量指数增长 1.754%。[23][25]两者按增长因子计算所得隐含价格因子增长 4.145%。它说明美元增幅高于链式数量指数增幅，不能将 5.971%直接描述成家庭购买了更多住房面积或用电量。这个分项把住房服务与公用事业合并，且涵盖估算住房服务。

同期医疗保健名义金额从 3.327 万亿美元升至 3.569 万亿，增加约 2,419.19 亿美元，名义增长 7.271%；匹配数量指数从 125.792 升至 131.456，增长 4.503%，隐含价格因子增长 2.649%。[24][26]医疗金额增速高于住房与公用事业，但数量指数增长也较快；因此仅用隐含价格解释两类金额差异会遗漏服务量变化。链式数量指数不是就医次数或治疗人数，无法直接说新增约 4.5%的访问量。

这两个组成项的具体排序构成服务总项的一个反例：2024–25 医疗的名义和链式数量指数增长都高于住房与公用事业，后者隐含价格因子增长更快。[23][24][25][26]相同的“服务”总类可以同时包含数量推动更明显的子项和金额–数量差距较大的子项。总服务名义增长 6.061%、数量增长 2.499%并不能代表每一服务类别的价格、数量或家庭负担结构。[5][10]内部构成加权后形成总体，不是所有子项共有的增长率。

2025 服务总额较 2024 增加 8218.420 亿美元，这两个特意选择的分项合计增加 4568.160 亿美元，约占该总名义增额的 55.584%。[5][23][24]此比例是两项名义增额之和除以服务总增额的算术份额。剩余 3650.260 亿美元来自其他服务组成项的合计变化，并非未解释误差。这个两项覆盖率不是官方服务增长贡献，也不是因果贡献；其他项目可能有正有负、相互抵消。

SVSAC | sv-sac.org

若用期初服务总额作分母，两项增额分别对应服务总量增长的 1.585 和 1.784 个百分点；两者合计 3.369 个百分点。[5][23][24]这与“占服务总美元增额的 55.584%”是不同表达，前者分母为 2024 服务总额，后者分母为 8218.420 亿美元增额。必须注明分母，才能避免把贡献百分点、占总增额百分比和类别自身增速混为一谈。即便算术关系准确，也不意味着两项导致了服务增长。

住房与公用事业这一分类容易被误读为单纯家庭账单。它包括估算自有住房服务以及能源和公用事业等不同项目；两者金额、价格形成和使用单位均不同。[15][23]住房服务数量指数上升不等于业主支付的现金租金增加，公用事业数量也不等于居住服务量。若研究家庭住房负担，需单独观察租金、业主成本、按揭和收入；若研究用能，则需要能源数量和能源价格。当前合并项无法直接回答这两个问题。

医疗保健金额也不是家庭自付额。PCE 医疗支出涵盖由家庭和第三方支付者资助的个人医疗消费；CE 则报告消费单位自己的调查支出，二者支付覆盖不同。[15][18][24]即使名义医疗金额增加 2419.19 亿美元，也不能判断家庭自付支出增加多少、医疗机构收入如何分布或患者负担是否恶化。数量指数增长 4.503%表示国民账户口径下的链式数量指数变化，不是患者数或手术次数的增长率。

对两项价格–数量差异，应继续称为隐含价格因子，而非消费者实际付价变化。住房与公用事业 4.145%的隐含因子可能反映估算租值、能源价格与项目权重的共同变化；医疗 2.649%也可能包含服务类型、支付方式及质量变化。[15][17][23][24][25][26]现有账户细项没有为这些组成通道分别做因果识别。将服务平均因子套到家庭支出或任何医疗与住房项目，会再度引入覆盖不匹配。

量与价并置也没有给出弹性。医疗数量增长较高、隐含价格增幅较低，不能证明消费者对价格更敏感；住房类的反向结果也不能证明其需求弹性较低。医疗需求受保险、健康风险和医生供给影响，住房服务受到存量、租赁市场、区域土地和估算方法影响，分项总量中没有外生价格冲击或个体选择。[23][24][25][26]要识别弹性，需要明确需求系统、可比交易价格和可辩护的价格变化来源。

Comin、Lashkari 与 Mestieri 的结构变化文献保留为收入与价格效应的研究线索，指定原文入口受限，本轮没有核到其非同质 CES 设定、城市样本、年龄、39 国面板与工具变量细节，故不把这些当已核方法或估计结果。[22]一般而言，需求参数估计需要明确偏好、外生变动与聚合假设；本篇只计算名义、数量和隐含因子恒等关系，不估计收入弹性、价格弹性或偏好参数。

二者的差别在识别层面。结构需求估计必须用模型约束消费者选择，处理内生价格与收入，依赖适当的工具变量、正交性或聚合假设；本篇仅将官方名义和

SVSAC | sv-sac.org

数量序列在同一历史版本中做端点比值核算。[15][16][22]我们没有估计偏好参数、收入弹性、价格弹性，也没有复现该研究系数。若将+4.145%的住房隐含价格因子代入其结构参数框架，就会把描述性算术误当外生价格冲击，并跨越样本、时期与分类。

这两个服务分项的首述比较显示，医疗数量增幅较大，住房与公用事业的隐含价格因子较高；总平均不能替代两者。[23][24][25][26]医疗这边，量的增幅相对较大；住房一侧，名义与数量差距更大。若研究医疗支付制度，关注的是付款者、实际自付与服务使用；若研究住房成本，需区分房租、估算租值、公用事业。总体服务份额或均值隐含因子对这两类问题都不充分。

两个分项的覆盖率也不能当做服务增长排名。它们是出于理论与测量边界而选的两个非重叠组成项；剩余服务的 3650.260 亿美元净增长汇总许多类别，不能从残差看出每类方向。[5][23][24]即使两个被选项占比超过一半，也不说明它们在任何历史窗口都占多数，更不意味着其所含所有细项都增长。建立完整服务分解需要预先定义细项、核对互斥性、收集各自数量与金额，并说明分类变更及未覆盖项目。

命名和分类也会影响解释。住房与公用事业不是住房现金支出，而医疗保健不是家庭医疗自付支出；在 BEA 分类中这些是个人消费的国民账户组成项目。[15][23][24]将它们与 CEUCC 项目、NAICS 行业或 CPI 项比较需要显式 crosswalk，不能依文字标签认定相同。相同“医疗”名词可能指医疗机构产出、个人消费支出、调查自付，甚至医保付款；相同“住房”也可能是居住服务、施工、租金或家居商品。

从市场机会看，住房服务金额不能被当作家具、建材或电器的潜在市场总额；医疗服务金额亦不能直接当作健康产品、耗材或设备订单。[23][24]相邻消费关系需要实证，例如维修服务可能伴随零配件需求，但服务总额本身没有告诉我们配套商品份额、进口来源、买家渠道或企业资格。将宏观支出转换成产品规模需产品分类、进口数据、渠道单位销量和采购客户核验；这些映射没有在本次分析实施。

即便同一家庭同时面对住房和医疗支出，这两项不能简单当成竞争预算或彼此挤出。住房与医疗支出可能由不同付款主体、合同和时间窗口决定；有保险的家庭医疗风险与租赁家庭的住房现金流并非同一机制。总计增加 4568.160 亿美元仅描述国民账户里两项金额净增额，不提供家庭共同支出分布或预算约束协方差。[11][15][18]要检验挤出，需家庭层联结收入、住房状态、保险和各类自付。

SVSAC | sv-sac.org

如果按端点计算其他年份，同一两项也可能占服务名义变化的不同份额，甚至当总增额很小时比例会非常敏感。[5][23][24]本次分析只使用 2024–25 窗口作为细项示例，未选择此窗口是为了最大化份额，而是按付款和估值边界选择这两个互不重叠分项，并在最近完整年度进行可复核比较。它不是长期趋势判断；不能据一年的相对排名推断 2010–25 医疗或住房长期增速持续高于其他服务。

可检验的下一步，是从住房与医疗总项下钻到更细的非重叠 PCE 项目，配对名义、链式数量和价格指数，并核对不同支付方覆盖。若自有住房估算对住房分项增量解释很大，但租金和能源数量并未同向变化，住房服务“现金需求”解释会变弱；若医疗量变化主要由第三方支付覆盖变化推动，就不能将其讲成消费单位购买偏好变化。[15][23][24][25][26]本篇没有做这项子类拆分，所以这些是条件性证伪路径。

本节已算出的两项服务比较，给出的是金额、数量和隐含因子的不同路径，以及特定年度美元增额的覆盖范围。[5][23][24][25][26]它们既不能代表服务全体，也不能等价为现金租金、家庭医疗自付、产品需求或官方实际增长贡献。下一部分将讨论从国民账户到行业、调查和 SKU 分类的映射为何需要独立验证。

金额分解可加而链式数量不可加，故两项的 4568.160 亿美元可以与其余服务金额增量相加，但其各自数量指数不能相加来构造“已解释的服务实量”。[5][23][24][25][26]即便数量指数在同一 2017 基年，指数点仍是链式数量指数中的跨期比率，并非金额或物理单位。若要报告官方实际服务增长贡献，必须取得 BEA 的贡献表，而不能把这两个分项增长率按当前美元增额权重加权。

隐含价格因子也是端点运算的产物，而不是单独读取的 BEA 交易价格列。住房的 4.145%与医疗的 2.649%是同类名义与数量增长因子相除后的差异；若任一数量序列的估算受行业构成变化影响，其派生因子也会一并反映这些统计过程。[23][24][25][26]这种核算适合检查“金额增幅大于量”的问题，但不足以告诉家庭实际支付涨了多少，更不能与某项 CPI 百分比当成同一价格冲击。

两个分项在服务总增额中占比 55.584%，是 2024 与 2025 金额相减后的比值，而非服务预算份额或多年平均贡献。[5][23][24]若改用 2023–24 或更长窗口，分子、总额增量与比率都可能变化；若总服务增额较小，正负子项相抵会令比率不稳定甚至超过 100%。因此这里的数字只为说明当前两项合计规模，不应用作其他时期的权重或结构分解。

对家庭负担而言，还要将总服务量与谁为服务付款分开。医保赔付可以支持更高服务使用，但对某些家庭也伴随保费、共付或免赔额；住房服务估算则不等于租户当期现金租金。[11][15][18]如果分析将总项增长转述为“家庭付得更多”，必须

SVSAC | sv-sac.org

证明付款方与家庭现金流之间的对应关系。现有 PCE 细项可描述宏观服务账户，CE 表提供部分家庭报告支出，二者尚未被逐人或逐项目配对。

医疗保健的名义增额比住房与公用事业高约 270.22 亿美元，但其 2024 基期规模也较小；因此绝对增加额和自身增长率给出的比较不同。[23][24]前者回答两项对总服务增量各增加多少美元，后者衡量各自在本类别基期上的增长。若将两项按美元增额排先后，不能推断单位数量、相对预算份额或消费者选择强度；比较须明确度量目标。

11 从 PCE 总类到行业、调查与 SKU：映射不是自然发生的

宏观消费结构只有经过分类映射，才可能用于行业或产品决策。PCE 按国民账户个人消费支出类别组织，关注居民与非营利机构购买或获得的消费；NAICS 按企业主要经营活动分类，CPI 按消费者价格项目及权重构造，CE 使用消费单位支出代码，企业 SKU 则是具体可售商品。[15][17][18]这些体系测量对象、分类依据和统计单位不同。名称相似不代表分类一一对应，更不代表任一总量可直接转换成出口市场规模。

PCE 中的 goods 是国民账户产品大类，Census 零售业态与 NAICS 商家行业则按经营单位活动归类；一家店可出售多个 PCE 产品，一类产品也可通过多种门店、直销或平台渠道售出。[2][15]因此商品支出总额不等于某个 NAICS 行业的零售额。企业销售渠道组合变化时，即使产品购买额不变，按行业归集的销售也可能变化；反过来，同一行业总销售可因产品组合变化而改变，但未必是目标 SKU 需求增长。

例如，家具相关消费可能经由专门家具店、综合百货、大型零售、线上平台或直接销售实现；这些渠道对应的行业分类不一定一致，而行业收入还可能包括安装、配送等服务。PCE 中的住房与公用事业更包含住房服务估值，不应映射成家具市场。[15][23]这一例子是分类结构说明，并非本次分析已完成的家具渠道交叉表。需使用零售收入、产品采购和渠道信息才能确定各路线的覆盖程度。

NAICS 的分析单位通常是经营机构或企业的经济活动，不是交易中每一件商品。若企业同时经营服装、家居和配送服务，NAICS 主类可能由主要收入活动决定；其细分产品收入不必与 PCE 相应类别完全吻合。企业分类适合统计生产和零售行业，不一定适合回答某个消费需求篮子如何变化。PCE 按消费项目组织的宏观信息和 NAICS 供给侧行业信息可以并用，但要先说明匹配方式、双重归类和无法覆盖的部分。

SVSAC | sv-sac.org

CE 的 UCC（消费支出分类代码）是调查支出项目体系，记录消费单位报告的项目；它不会自动与 PCE 类别或企业商品代码重合。[18]家庭在同一 UCC 下的支出可能涉及不同品牌、服务渠道或购买频率；同一 SKU 也可能在不同家庭报告项目、捆绑商品或售后服务中出现。只把标签按文字相似拼在一起，可能产生重复计量或遗漏。若用 CE 估计产品用户群，需要定义单位、捆绑分摊、支付对象与家庭共享规则。

CPI 则是价格变动指标，不是市场销售额、产品数量或消费者支出总额。它的覆盖、权重和价格采集设计与 PCE 不同，且 PCE 包括一些第三方支付医疗消费。[17]把某类 CPI 变化乘以 PCE 金额或除以零售业 NAICS 收入，可能因分子分母类别不匹配而产生伪精确“实际市场”。本篇在宏观比较中使用 PCE 配套链式数量指数；这解决同一核算体系下的量价对照，不建立 PCE—CPI—NAICS 的完整产品交叉映射。

SKU 层级比统计总类更细，还包含规格、材料、型号、品牌和捆绑等差别。一个 PCE 大类的数量增长可以来自单价不同、质量不同的子类权重变化；对具体企业而言，真正可售市场还受认证、渠道入场、售后和品牌认知约束。[6][7][15]宏观数量增长不意味着所有 SKU 以相同速度增长，行业销售增长也不意味着目标 SKU 订单增加。产品组合变化是聚合变化的重要可能机制，需要用交易数据验证，而非被当作已知细分结果。

贸易分类与消费分类之间还有一层转换。海关产品编码按商品属性和贸易申报规则设定，可能与消费项目有重叠也可能跨越数个家庭用途；PCE 则追踪美国国民账户内的个人消费，不区分这些消费品由国内生产或进口。[1][2][15]即使找到一条看似相同的商品名称，也要判断零部件、配套和用途编码，分离进口来源与国内渠道。本篇没有把 PCE 大类映射至 HS 编码或进口额，不能将宏观增长称作河北可得的出口需求。

跨体系映射应先定义估计目标。若要估算美国可贸易终端市场，目标可能是家庭购买某产品类别的实际金额；若评估行业经营，目标可能是特定 NAICS 的商家销售；若规划供应商产能，目标又可能是买家订单或采购量。这些目标需要不同分子、时间窗与渠道数据。用 PCE 总量估算进口机会，会把国内生产、非贸易服务和第三方支付混在一起；用 NAICS 收入代理产品市场，则可能把附加服务和其他产品并入。

在没有可验证映射之前，比较应停留在对应层级。BEA PCE 总额可描述个人消费的大类构成；CE 可补充消费单位报告支出；CPI 可提供自身定义下的价格变化；NAICS 可描述零售商或其他企业行业；企业 SKU 和关税编码才逐步接近产

SVSAC | sv-sac.org

品或贸易行为。[1][2][15][17][18]它们可形成多层证据链，但不能通过“消费者–商品–行业–出口”这一串文字标签互相替代。每一跳都需提供覆盖比例与误差来源。

可执行的 crosswalk 应设立多对多矩阵，而不是硬性一对一字典。行可列 PCE 用途或消费项目，列为 NAICS、CE UCC、CPI 项目、SKU 类别或 HS 产品；每个单元标出确定匹配、部分覆盖、未覆盖、共同用途和潜在重复。[15][17][18]再依据官方桥接表、零售商销售拆分或企业订单样本设置权重。该方法是未来分析提案；本篇未使用微观映射表、SKU 销量或出口企业记录，也没有给出任何匹配率。

映射不确定性可以用上下界表达。若某 PCE 项目只部分对应目标商品，可将确定匹配部分作为下界，并将未分解的相关用途作为宽松上界；剩余交叉用途则单列，不强迫分配。上下界宽窄取决于公开桥接资料和企业级观测，并非统计置信区间。若映射范围过宽，正确结论是市场估算当前不可精确识别，进一步收集数据；不能挑选一个中点当作已证实规模。

映射还应区分金额、实值数量与单位销量。PCE 链式数量指数不可加总且按国民账户分类计量；NAICS 营业收入是当前金额；SKU 扫描数据可能计件、计箱、计订单或扣退货后的净销量。[6][7][16]这三种指标单位不同，即便产品分类匹配也需统一口径。比如新型号升级可能使链式数量指数提高而件数持平；促销降价可使金额下降但件数增加；退货和捆绑又会改变订单单位。企业销量数据库与宏观序列应先对齐定义，再比较趋势。

产品与服务边界也值得留意。住房与公用事业、医疗服务等 PCE 组成项目并不是商品出口；服务购买有时包含可贸易的设备或材料，但相关配套商品不一定在服务金额中以目标商品方式分类。[5][15][23][24]反向而言，家具、医疗器械等商品可能用于商业、政府或机构用途，不全属于家庭 PCE。消费端 PCE 市场和全美产品需求市场并不等价，使用 PCE 时必须明确对象是个人消费覆盖，不是全美所有买家或采购。

目标人群分割同样不能从平均支出直接映射。CE 收入五分位均值不是品牌客户标签；用户可能跨收入组使用同一产品，消费单位也可能由多人共享。[11][18]若按收入设计产品，需要样本中的购买率、单位规格、价格承受能力和复购，而不是仅以组别年均支出排名。若按年龄切分，年龄和支付机制也无法从总体 CPI 或 NAICS 销售识别。跨表生态推断会把大类之间的相关趋势误作同一消费者购买路径。

对于服务细项，近期住房与公用事业、医疗保健的名义和数量变化已经显示分类名称相近于生活场景，却不能直接转换成目标消费品销量。[23][24][25][26]住房与

SVSAC | sv-sac.org

公用事业包括估算业主住房服务，医疗保健包含第三方付款；其增加额既可能对应价格、量和估值，也不等于家庭现金支付或某种出口产品。细项更具体并不自动更接近企业可达市场，还要确认贸易性、终端用途、渠道和支付来源。

交叉映射还可能随时间变化。零售商改变线上/线下渠道、产品从实体捆绑改为订阅、品牌直接销售绕过商店，可能使同一终端消费在 NAICS 或销售渠道中的归属改变。[2][18]因此使用一个静态匹配表解释 2010–25 趋势，可能把分类迁移误读成实际需求结构变化。未来研究应保存各年度分类版本，并区分真实品类变化、报告规则变化及渠道归属变化。

价格和质量的映射也不能机械互换。CPI 商品篮子、PCE 链式数量分类和企业价格列表的商品规格不同；同名项目可能以不同质量、折扣、耐用性或地区服务捆绑出售。[6][7][17]若使用消费价格去平减行业收入，应验证两边品项、权重和更新频率；否则“实质行业销售”仍依赖额外假设。本篇没有构造 NAICS 行业销售平减指数，也没有把 CPI 的类别变动套用到 PCE 细项。

映射须复原各体系合计并列明未匹配、重复和共同用途，但总量闭合仍可能掩盖抵消的错配。规则人工核对、来源与版本留存、替代权重敏感性共同约束细分结果；合计对上不等于项目身份已识别。

本篇目前能支持的映射结论是“不直接等价”。PCE 适合描述个人消费国民账户的大类变化，CE 描述消费单位支出，CPI 描述价格指数，NAICS 描述经营活动，而 SKU/贸易编码更接近产品交易。[1][2][15][17][18]未实施产品–行业–进口交叉映射，因而不报告美国可达市场、出口市场规模或企业份额。下一节将提出可执行的后续验证方案，说明在获得这些层级数据后，哪些观测能够支持或推翻本篇的有限结论。

不完整匹配并非失败，重要的是将其显式化。如果一部分家庭用途商品无法区分国内采购、进口品或机构使用，可以保留未分配余额，并对能可靠连接的部分做部分识别；这比按名称把整类金额摊给目标产品更有信息量。[1][2][15]在解释结果时，应分别陈述“消费账户内的潜在范围”和“企业实际可触达的可服务市场”，后者还需渠道、客户和能力证据。宏观总量不会自动给出企业可获得的那部分。

一个实际映射应保留“共同用途”而不是强制归属。例如某家居耐用品可能既被家庭购买，也用于出租房、公寓管理或企业场景；若消费统计与行业销售不分用途，映射到特定家庭需求的金额只能部分识别。可采用确定家庭用途下界与包含未分配用途的宽松上界，随后以订单或扫描数据缩窄区间。[1][2][18]这需要报告识别假设和剩余覆盖，不能把中点伪装成观测值。

SVSAC | sv-sac.org

从分类映射还应保留时间维度。样本期内产品定义、线上渠道、服务捆绑和支付方式可能变化；跨年名义额增长可部分反映这种记录方式变化，而不只是实际需求。[2][15][18]建立年度 crosswalk 时应记录分类版本、变更日期、代码转换与估值方式，并在可比口径下重算趋势。若分类断裂无法桥接，应将其作为系列边界报告，而不是平滑补值后声称存在连续结构转变。

产品组合可能会使同一类别的总量出现辛普森式反转：某些高增长 SKU 权重增加可抬高 PCE 大类数量，即使大部分产品没有同样变化；反之目标产品衰退可被其他子类增长掩盖。[2][6][7]这并非本次分析已观察到的 SKU 结果，而是聚合层级固有的可能性。验证时应把总量拆成子类增长和权重改变，并确保不同年份 SKU 规格可比，避免只凭新品数或收入变化推断实物需求。

地图式 crosswalk 也要允许证据质量不均。某些产品可通过官方桥接分类精确对应，有些只能依据用途比例或有限企业样本匹配；后者应赋予较宽区间，并做权重敏感性分析。[15][18]若仅少数 SKU 被追踪，所见销售趋势不能代表整个 PCE 项目。分析报告需要说明链接样本、无法链接的金额或销量、各类不确定性如何传播至最终市场估计。当前没有这类联结样本，故不提供映射置信区间。

12 后续验证设计：让结构解释可复核、可被推翻

前述结果是公开聚合数据上的描述性核算，并未识别偏好参数、家庭收入弹性或结构断点。下一步研究应把待验证命题具体化：名义服务份额接近疫情前端点，是否源于类别内数量与隐含价格的不同路径；收入、年龄或住房产权构成是否解释聚合变化；家庭生产、医疗支付和估算住房边界是否改变支出与实际消费的对应关系。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][11][12][13][14][15][16][17][18][19][20][21][22][23][24][25][26]这些命题分别需要宏观账户、家庭微观与产品交易数据，不能用一张总表回答全部问题。

首先需固定研究对象和窗口。若问题是疫情前后名义消费构成，应预先指定 2019、2021 和 2025 端点，并同时报告 2019–21、2021–25、2019–25；若问题是近年变化，再单独报告 2024–25，不把它混成长期结果。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]结果对窗口高度敏感，事后挑选最支持某解释的端点会制造单向叙事。将窗口方案事先登记可降低选择性报告，并保留年度序列展示冲击和回转路径。

宏观侧的验证应保存发布版本和十条匹配序列。名义 PCE、对应链式数量指数及服务细项需在同一可用版本、同一年度频率和分类边界内配对；若比较实时决策，应保存每次发布时的历史序列，而非用最新修订版冒充当时信息。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][23][24][25][26]重新计算端点增长、份额、隐含因子与名

SVSAC | sv-sac.org

义金额分解时，应报告舍入差异、指数不可加和限制，并对序列修订作敏感性表。本篇尚未构造历史 vintage 面板。

数量与价格验证需区分核算关系与市场价格机制。BEA 名义与链式数量因子可形成隐含价格因子，但后者不是独立价格报价；更细商品价格需采用可比规格的交易或消费者价格数据，并匹配购买量和质量变化。[15][16][17]研究者应检查分类覆盖、质量调整和基期，并谨慎将 PCE 数量增长与 CPI 相除。若要估计价格弹性，还需说明价格冲击来源和供给响应，而不是把等式差值当成外生价格变动。

家庭侧需将 CE 中的消费单位年支出与权重、收入、年龄、家庭规模、住房产权、地区、就业及项目标准误并联。分析者可先在固定的消费单位定义下估计每组类别均值，再用权重标准化区分组内变化和构成移动；分组需避免因每年重新划定五分位造成样本成员混淆。[11][14][18]公开总均值不足以计算这些项，且本篇未使用的表格数值不应猜测。下一次分析应使用可合法访问的公开微观记录或正式授权数据。

调查数据也须带有其设计信息。CE 有复杂抽样、非响应和支出报告误差，需保留调查权重、分层/聚类信息和标准误，采用适当方差估计；不能以大样本假设随意把发布均值差异称为显著。[18]类别越细，抽样变异和零支出比例越重要。未来研究应预先定义哪些统计量是主要结果，并报告置信区间、相对标准误、缺失处理及多重比较，避免从大量品类中只突出最明显的一项。

年龄、队列与时期研究应明示识别约束。横截面年龄差不能独立分离年龄、出生队列与日历时期，重复截面趋势又受样本构成和队列进入影响。研究者应选择可辩护的基准约束，说明结果对替代约束敏感性，并避免将收入、健康和退休变量自动视为外生。[19][20][21]若使用面板，也需检查失访、死亡或搬迁的选择性，明确估计的是存活样本、基线队列还是总体平均，而不是笼统称生命周期因果路径。

年龄–时期–队列分析还应避免仅靠拟合优度选择故事。线性年龄、时期和队列趋势存在完全共线关系，模型识别需施加限制或利用外生制度变化；不同限制可能令分配给各效应的趋势不同。应在研究前说明限制的理论来源，报告替代设定和可识别组合。[19][20][21]本篇没有运行此类模型，也没有用一条人口年龄趋势解释消费结构。上述步骤是验证设计，不是本次分析已取得的年龄因果结果。

家庭生产机制需要的字段包括市场购买金额、实物或服务使用量、时间日记、设备存量、家庭成员共同参与、可替代品价格以及最终消费结果。[19][20]食品研究可将食材、外食、营养摄入和准备时间连接；其他类别则需定义相应产出和

SVSAC | sv-sac.org

家务投入。还应考虑食物浪费、质量、照护和时间机会成本。若只增加时间变量而没有结果指标，仍无法断定家庭生产替代维持了相同服务量。

要检验医疗支付机制，需要将医疗服务类别、付款主体、家庭自付额、保险覆盖、健康需要和服务利用连接；要检验住房机制，则需区分租金、业主估算服务、按揭、维修、公用事业和居住质量。[15][18][21][23][24][25][26]这类字段应按家庭或可比样本在时间上联结，且避免把匿名总量通过比例分配给收入组。若只有 PCE 子项，能做的是账户层分解；若只有 CE，能做的是消费单位报告支出分析。二者联合需要合法可得的连接设计。

分类映射方案应随研究目标预先冻结。PCE、NAICS、CE UCC、CPI 和 SKU 各自的测量对象不同，需记录交叉表的精确匹配、部分覆盖、共同用途和未匹配余额。[15][17][18]研究团队应让领域审查者复核产品归类，并在统计结果中报告确定范围与宽松范围，而非以单一中点生成市场数字。若最后目标是出口机会，还要连接进口编码、买家采购和企业资质，不能以家庭 PCE 直接替代供应商可服务市场。

企业验证仍需产品、价格、净销量、退货、库存、促销、供货周期、买家、付款与复购记录，并追踪规格和分类版本；可达顾客、单位贡献、渠道费用与观察期决定企业结果。这里仅说明所缺证据，不重复建立一套宏观指标，也不声称已估 SKU 销售、企业异质性或份额。

核心问题不同，设计也不同。描述性标准化可以拆分均值和权重变化，不必声称因果；若要估计需求弹性，需要价格或收入的外生变化与明确的结构假设；若要评估某项政策或制度，则需要可比对照、时间安排和干扰处理。[18][22]Comin 等人的结构需求论文展示了一种模型化识别路线，但其尚未核实的具体工具、偏好假设与聚合条件不自动适用于当前 PCE 细项。[22]任何选择应根据问题及数据支持程度，而非为了让结果显得“结构化”。

可证伪的首个命题是：如果服务份额端点回归来自数量而非隐含价格和估算项目，匹配服务数量应在多个预设窗口中相对商品持续回升；若只在 2021–25 出现而在 2024–25 减弱，永久转向说会被削弱。[1][2][5][6][7][10]这种检验需同版本、多窗口和细项一致比较，不能用单个端点差替代路径。现有结果已显示窗口排序不同，但并未对未来或不可观测需求作预测。

第二个可检验命题是：若收入或人口组成是总体份额变化的主要驱动，在固定收入、年龄、产权与家庭规模权重后，总体差异应显著改变；若组内类别数量变化在固定权重下仍同向，组成移动就不足以解释趋势。[11][14][18]“显著”须基于抽样方差检验而非仅比较点估计。若缺少联合权重或标准误，命题暂不可检验，不

SVSAC | sv-sac.org

能以一个合成样本或假设组比例补齐。模型和样本量计算需等取得实际微观数据后再做。

第三个命题涉及家庭生产与支付制度：若市场支出变化主要是家庭生产替代，支出下降应伴随家庭时间或使用结果的相应变化；若服务总额上涨主要来自第三方支付或估算住房，则家庭自付支出不必同步上升。[15][18][19][20][21]反证方式分别是可比家庭时间和消费服务同步下降，或在同一支付口径下自付与总额同步变化。现有 PCE/CE 公开边际表不能完成联合检验，故不判定这类机制占比。

不确定性评估应包括统计误差、修订误差、分类误差和识别假设，而不仅是标准误。BEA 历史年度会修订；CE 组均值有抽样误差；CPI 与 PCE 类目匹配存在覆盖差；年龄和需求系统模型还会受识别约束影响。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][11][12][13][14][15][16][17][18][22]未来研究可分别对各项做敏感性分析，避免将统计显著性误认为测量可靠或因果稳健。若用企业销售数据，也应加入退货成熟窗口、渠道选择和存活企业样本偏差。

避免生态谬误应贯穿所有外推。全国服务份额变化不能说明某收入组行为；收入组平均变化不能说明个体决策；消费者需求不能直接推到河北企业实际订单；行业销售也不能表明目标 SKU 增长。[1][2][5][11][14][18]每一步需确认单位转换、覆盖比例与选择过程。若数据只支持较粗层级，结论应停留在该层级；“企业机会尚不识别”是有意义结果，并非要求用不匹配数据继续算出一个数字。

统计功效也应在执行前规划，而不是在看到结果后补写。年龄、产权或细分类别切分会降低有效样本量、放大相对标准误；小额支出和高变异医疗项目尤其可能无法检测微小差异。[18]设计者需用实际样本权重与方差估算可检测效应，明确主要假设、显著性水平、比较次数和缺失策略。本篇未接入逐组微观记录或具体样本，因此未估算样本量、功效或预期显著性，也不应给出虚构的 MDE。

后续验证沿前述账户复现、分类与权重核对、机制检验的次序进行。若总量无法复原、组权重不可比或结果对合理分类敏感，就收窄结论，不以更复杂模型遮盖。[1][15][18]任何新估计都应同时提供脚本、数据版本、分类规则和不确定性，方便复核。本篇没有实际执行这些微观验证。

这些具体反证标准限制了“结构性变化”的含义。如果后续多版本数据、固定构成微观结果和一致价格/数量分析都显示持久且跨组的方向变化，结构偏移论会获得支持；如果窗口端点、第三方支付或构成调整后差异消失，则结论应改为短期账户重配。[1][5][10][18][22]两类结果都与当前的描述性观察相容。当前分析价值是指出可观察模式及其识别边界，并给出怎样推翻解释的路径，不是预先宣布结构参数已改变。

SVSAC | sv-sac.org

最后，应区分研究计划与证据。上述微观字段、标准化、结构需求估计、商品映射和统计功效均属于未来工作；本篇实际完成的是固定版本公开年度序列的构成和增长核算、CE 发布均值描述以及两个服务细项的算术比较。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][11][12][13][14][15][16][17][18][19][20][21][22][23][24][25][26] 没有运行 CE 微观回归、家庭面板、弹性模型、断点检验、SKU crosswalk 或企业调查。把方案写清能让后续研究可执行，也避免读者误以为方法建议已经产生实证结论。

对于服务细项，后续应把家庭住房与医疗支付者字段和官方 PCE 项目对应，但不可把两种体系的金额强行求差。可先在各自口径内验证方向，再对有共同概念的项目做部分链接；如缺乏共同支付主体或分类，保留不匹配项。[11][15][18][23][24][25][26]这一流程可降低假设堆叠，也允许读者看到哪些观察来自国家账户、哪些来自调查。本篇的两个服务细项只做宏观端演示，没有家庭对接。

分类敏感性还应覆盖定义调整：将住房、公用事业或医疗细项拆分、合并后，结论是否保留；把同一变量改用名义金额、链式数量或自付支出后，方向是否相同。[5][15][23][24][25][26]只有定义明确且来源可比的替代指标才有意义，不能为稳健性而任意混用。若结果随合理口径显著变化，报告应把它作为结论本身，而不是只留下偏好的分类方案。

13 相关文献与本篇的位置：四种研究对象不能互换

本篇的两组数据——十条 PCE 金额与链式数量年度序列，以及住房与公用事业、医疗保健两个服务细项——都在宏观账户层识别可观察的金额与指数变化；它们不观察家庭内部生产、具体支付方的反事实或潜在偏好参数。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10][23][24][25][26]与家庭支出、生命周期和结构需求文献比较，重点不在谁给出更权威的单一结论，而在各自数据能识别的对象不同。聚合恒等式、家庭消费服务和结构模型参数是三个层级，不能用同一组数字回答。

2005 年食品论文的对应原段未取得，本篇不确认 2,052/1,308 样本、年龄或工具变量安排，也不把其当成已复现的退休结果。[19]保留文献身份与支出、消费服务、时间投入三种对象的比较；后者是我们提出的测量问题，需要食品摄入、家庭时间及购买资料才能检验，不能靠宏观恒等式回答。

这项研究与本篇的互补性在于结果变量。PCE 和 CE 观察账户或消费单位的支出/估算金额，食品摄入与时间是此类问题所需的补充资料，但 AH05 相应原段未核，不能确认其具体观察；直接服务指标可更贴近消费服务，但仍要界定营

SVSAC | sv-sac.org

养、质量、家庭生产和退休效应。[11][15][19]如果现金支出变了而最终服务不变，宏观金额无法识别这条家庭生产路径；如果支出与摄入同时变，也仍需辨别价格、质量、家庭组成与就业选择。本篇没有用 AH05 估计的变化校正 PCE，也没有把其样本效应外推至当前家庭。

退休识别需检查其他年龄关联渠道和选择，而不能仅以年龄相关性认定退休效应。具体原论文工具变量原段未取得，不将某一工具或排除限制归属为已经复核的方法。[19]本篇没有退休冲击或食品微观资料；若解释宏观份额为家庭时间替代，所缺的是时间和最终服务结果，而非另一遍总量核算。

2013 年论文可读摘要支持生命周期支出类别异质性，并讨论家庭生产与工作相关投入；本轮只核摘要，未核旧稿 CEX/ATUS 具体样本年份或全部识别细节。[20]可据此提出支出与时间配置的核心问题，不能把历史系数当作 2026/2027 参数。通勤、衣着和便利成本可能与工作安排共同变化，但当前宏观数据并未识别这些渠道的实际贡献。

AH13 与本篇的不同不是宏观对微观谁更真实，而是其识别对象。支出与时间调查如有可比观测，可描述家庭时间–支出关联；本轮未确认 AH13 具体采用何种调查。PCE 按国民账户和供应侧资料形成个人消费总量，PCE 更适于宏观金额、品类数量和总量增长核算。[15][18][20]但重复截面的生命周期估计仍需处理年龄、队列、时期及家庭构成，无法自动视作固定个体因果轨迹。本篇也不因为有官方链式量指数就称其识别了家庭消费偏好。

三种不同命题需要保持分开：支出减少、实际消费服务减少、福利下降。食品家庭生产这一条件性例子说明第一项不必推出第二项；即便第二项成立，价格、质量和替代品也会影响第三项。[19]本篇的金额和数量指数更适合说明名义总量与国民账户量指数变化，不完整测量家庭时间、营养、满意度或消费者剩余。把“商品实际量增长快于服务”写成家庭生活质量提高，或把服务价格因子上涨写成福利变差，都越过了指标所识别的范围。

Banks 等论文的官方摘要比较美英晚年消费路径，提出医疗支出及风险可帮助解释差异；本轮仅核摘要，未核旧稿 1984–2010、45–79 岁等具体样本说明。[21]这一比较提示支付制度的重要性，但不是 2026 美国的随机实验、当前因果年龄效应或可直接迁移的系数。

与 Banks 等相比，本篇新增的两个分项说明同一年医疗与住房服务金额和链式数量可有不同组合：医疗名义增 7.271%、数量指数增 4.503%，住房与公用事业分别增 5.971%和 1.754%。[23][24][25][26]但这仍不能识别付款制度机制，因为 PCE 分项不是家庭自付和保险付款的完整联结表；第三方付款份额变化也不会在

SVSAC | sv-sac.org

数量、估值与覆盖保持不变时机械推高总 PCE。[15][18]Banks 等文献提出支付主体的重要性，而本篇的服务数据只显示哪一项账户金额与数量变化。

住房与医疗更突出“付款人、受益人、估值对象”不必相同。PCE 住房与公用事业包括估算业主住房服务，CE 记录消费单位报告支出；医疗 PCE 覆盖部分第三方支付，CE 自付只观察其自身调查定义内项目。[11][15][18][23][24]新房交易价格、家庭维修现金和患者共付额也不是服务总量隐含价格因子的直接组成，除非完成分类匹配。[15]因此宏观服务金额不能代表家庭的现金负担、住房资产回报或中国出口商品需求。

这使年龄和支付制度文献对本篇的作用主要是提供替代识别路径。若要验证医疗制度解释，应观察同一或可比家庭的服务使用、支付方、自付、保险与健康风险；若要验证年龄解释，则需处理人口与队列构成、健康和住房状态。[18][21]仅有总医疗支出增长不能区分更多服务使用、支付覆盖、相对价格或分类估值。PCE 已把一定范围内的第三方付款纳入个人消费账户，但支付结构重配本身若无数量、估值或覆盖变化不自动改变 PCE 金额。

Comin、Lashkari 与 Mestieri 的结构变化文献保留为收入与价格效应的研究线索，指定原文入口受限，本轮没有核到其非同质 CES 设定、城市样本、年龄、39 国面板与工具变量细节，故不把这些当已核方法或估计结果。[22]一般而言，需求参数估计需要明确偏好、外生变动与聚合假设；本篇只计算名义、数量和隐含因子恒等关系，不估计收入弹性、价格弹性或偏好参数。

结构模型的优势是能明确提出“如果收入或相对价格改变，需求结构如何响应”的可估参数；代价是结论依赖模型、工具变量有效性、参数稳定和跨部门聚合等假设。[22]对尚未核实的具体样本结果，不能直接移植到当前的全美 PCE 总量或 2024–25 住房和医疗子项；更不能用模型文献给本篇的 log 恒等式附加因果含义。若偏好不齐次，聚合份额可变化；但本篇没有确定其是否发生，亦未拟合 CES 结构。

两套实证资产为结构模型提出可检验的事实边界。2019–25 服务名义份额净增 0.303 个百分点，但服务数量指数增长 15.099%、商品增长 24.353%；相对名义比率的对数变化×100 为+1.409，数量增长对数差−7.733，隐含相对价格对数差+9.142。[1][2][5][7][10]任何需求模型都需要解释这组“名义端点近似复位、数量方向不同”的观察，并阐明收入、价格、质量与分类如何进入。它并不能被直接解释成对某一模型的验证，因为多个参数组合可生成同一聚合结果。

2019–21 与 2021–25 的相反窗口提供另一个检验约束。商品数量在前一窗口增长 16.476%，服务 1.420%；后一窗口商品 6.762%，服务 13.487%。[2][5][7][10]单一

SVSAC | sv-sac.org

长期弹性可否解释非单调路径，取决于时期冲击、相对价格、供给可达性及基期构成；若研究者强加稳定参数，也需提供偏好稳定与冲击处理依据。我们不据此推翻结构模型，而是指出用模型解释时需同时拟合阶段差异，不应只对 2019 与 2025 两个端点叙述。

四组文献的证据来源因此可归纳为：家庭食品论文是支出–消费服务问题的待核线索；生命周期论文仅据摘要讨论类别异质与家庭生产/工作投入；医疗制度文献提示支付安排与晚年消费的比较问题；结构需求文献提示收入–价格问题，具体工具原段未核。[19][20][21][22]本篇公开国民账户资产则测量总金额、链式数量与少量服务分项的跨期变化。它们回答互补但不同的问题：支出与服务流是否一致、人口组成如何关联、付款主体如何影响观测、偏好参数如何反应，都需对应数据和识别。

相关研究的替代解释并非彼此排斥。家庭时间变多可令市场食品支出下降；年龄组权重变化可改变总体均值；医疗支付方式和住房估值可能影响服务项；相对价格与收入也可在非同质需求框架中改变份额。[19][20][21][22]同一名义总量有可能受多条路径共同影响。本篇的核算设计不估计各机制的分摊份额，因此不以“研究都认为某机制重要”替代当前识别，也不把交叉机制当作对观察结果的事后解释。

识别假设方面也不宜建立简单等级。退休状态识别、生命周期分解、跨国比较与结构需求模型各有目标和限制；AH05 具体工具及 Banks 等具体样本方法原段未核，这里不确认其采用何种设计；它们都不能由本篇聚合恒等式自动验证。[19][20][21][22]同样，宏观总量能精确计算并不意味着它在家庭偏好上更识别；微观研究贴近个体也不意味着没有选择、测量和外推问题。合理做法是明确估计对象、维度、时期、识别条件和可迁移机制，而不按“微观/宏观”标签判胜负。

文献综合也设定分析价值边界。本篇的贡献不是首次发现服务份额变化、家庭生产或生命周期异质性，而是把固定版本 PCE 的名义与链式量路径在同一口径下比较，并用住房和医疗细项证明服务内部异质，再与公开 CE 边际均值的分布限制并列。[1][5][10][11][14][23][24][25][26]这能纠正把名义总额当偏好变化的直觉，也指出具体需要哪些家庭和支付数据；但并不构成结构需求的因果估计或对某项文献系数的更新。

本比较属于有目的的机制综述，不是系统综述。选择 AH05、AH13、Banks 等和 Comin 等，是因为它们分别直接触及支出–消费服务、生命周期/家庭生产、支付制度与收入–价格结构模型，覆盖本次分析的识别边界；没有穷尽所有需求、福利、人口或医疗文献。[19][20][21][22]我们只引入与现有数据边界有关的

SVSAC | sv-sac.org

机制，不据引用数量声称达成共识。文献未提供的当前家庭微观结果仍须由新资料验证。

由此形成的替代假设也可区分证据需求。若主张偏好永久改变，需相对价格和收入之外的稳定偏好变化识别；若主张家庭生产替代，应观察时间和最终服务；若主张老龄化或医疗制度导致服务增长，需组权重、支付方与服务利用；若主张产品市场机会，则需分类映射到 SKU 和买家订单。[18][19][20][21][22]当前两个宏观计算资产只能确认总量和服务子项变化，不能给这些假设择一。未来检验应对所有机制预设反证，而不只为一个理论寻找佐证。

所以文献与数据共同支持的谨慎判断是：观测到的结构变化依赖金额、链式量、支付覆盖、家庭组成和研究单位；不能由一个模型名或一条均值序列替代这些区分。[1][5][10][15][18][19][20][21][22][23][24][25][26]宏观数据适用于描述全体个人消费账户的构成与增速，微观和结构研究则要处理家庭决策及机制。本篇将两类证据并置，提出更清楚的可检验问题，而不声称自己完成了收入弹性、人口效应或个体消费福利的估计。

本篇可迁移的启示在于研究者应先选择要解释的对象，再决定数据层级：要解释支出金额就用账户与支付资料，要解释最终消费服务就需摄入、时间或使用结果，要解释偏好则需需求模型和识别变异。若问题是企业机会，还要额外从消费者支出跨到可贸易产品和企业交易。[15][18][22]不同分析不能仅凭“市场需求”一个词合并；把目标说清可避免把一条宏观序列同时用来证明金额、福利、因果和商业可达性。

14 讨论与决策建议：把可观察重配留在它能支持的层级

本篇研究的问题不是美国消费者是否“永久转向服务”，而是名义消费份额的变化在换成匹配链式数量指数、分组分布与服务项目后是否仍然成立。使用 2026 年 9 月 30 日固定修订版本，年度完整数据止于 2025；2026 年第四季度和 2027 年消费结果在 2026 年 10 月 23 日截止时尚未实现。[1][5][6][10]所以结论描述历史账户模式，不是下一年度消费预测或旺季判断。

最清楚的名义路径是：服务份额从 2019 年的 68.604% 降至 2021 年的 65.873%，再升至 2025 年的 68.907%。[1][5]2019 到 2025 端点净增仅 0.303 个百分点，但中间先降后升，两个阶段分别为−2.731 和+3.033 个百分点。这支持“疫情期重配及随后反向移动”的窗口描述，不支持只取 2025 端点便称历史结构没有变化，也不支持只以 2021 高商品份额断言服务权重持续回升。

SVSAC | sv-sac.org

第 3 节金额与份额对照的关键是：服务和商品均发生名义扩张，却可保持近似的相对权重。[1][2][5]大幅扩张可与相对份额近似稳定并存。金额反映当前美元规模，份额反映其相对总账，二者都不单独代表实际数量、家庭负担或企业销售。该区分是报告消费结构时最基础的解释约束。

与名义端点相对稳定相反，2019–25 匹配链式数量指数显示商品增长 24.353%，服务增长 15.099%。[6][7][10]相对数量增长与名义份额的表面复位并不一致；同一窗口的服务/商品名义比率对数变化×100 为+1.409，数量增长对数差 −7.733，隐含相对价格对数差+9.142。[1][2][5][7][10]对数差是核算恒等式而非百分点、普通百分率或因果价格贡献，因而不能被改写成已识别的偏好冲击。

窗口分解说明“服务增强”不是一个不变的经验结论。2019–21 商品数量增 16.476%，服务 1.420%；2021–25 商品 6.762%，服务 13.487%。[2][5][7][10]后一期服务数量增幅相对较高，前一期却明显落后；最新完整年度 2024–25 商品数量指数增长 2.905%，略高于服务 2.499%。不同起点回答阶段或长期问题，不能挑单一窗口将一条非单调序列概括成永久转向。

商品内部最有区分力的反例是 2021–25：非耐用品名义增长较快，耐用品数量增长却较快。[3][4][8][9]因此名义收入表现和链式数量排序可分离，价格与品类构成不可忽略。宏观大类足以反驳商品同质化假设，却不足以说明家电、家具或具体 SKU 谁增长最强。

第 10 节的同年度服务比较给出另一反例：医疗名义与数量增速均高于住房与公用事业，后者隐含价格因子增幅却更高。[23][24][25][26]服务总额增加 8218.420 亿美元，两项名义增额合计 4568.160 亿美元，占 55.5844%。它们是定向选择的两项互斥服务类别，合计份额只是当前窗口的金额算术，既非全服务排名，也非官方实值贡献或因果贡献。

具体分项还揭示不同覆盖。住房与公用事业包含业主住房估算而不只是现金租金；医疗保健包括更广的支付来源，不等于 CE 自付。[15][18][23][24]相同服务总金额不能告诉我们家庭现金流、患者负担、居住服务质量或可贸易商品机会。支付主体转移本身在数量、估值和覆盖不变时也不会机械改变 PCE 金额；需要区分付款方份额变化与账户中实际支出或数量改变。

CE 增加有限分布背景：2024 全体消费单位平均年支出 78,535 美元；五分位 2023–24 名义增幅依次 3.8%、2.3%、2.3%、2.4%、0.4%。[14]五组绝对支出原段未核，不据旧数值计算水平跨度。这不是个人、固定家庭、税后预算或显著性比较；未使用组内结构和标准误，2025 CE 在截止日未发布。

SVSAC | sv-sac.org

这些事实合起来支持一个具体判断：以当前美元计算，服务名义权重到 2025 接近 2019，但数量、相对价格和子类路径并未“复位”；商品总项内部也有耐用品与非耐用品的不同阶段。[1][2][3][4][5][6][7][8][9][10]因此“结构性变化”在本篇是指观察到的构成和增长路径变化，不是已识别潜在偏好参数改变、正式断点或消费者需求曲线移动。这个术语必须保持描述性，否则会把核心问题先写成未经检验的结论。

证据层级构成本篇的主要贡献。公开 BEA/FRED 数据在统一修订版本下支持可复核的年度金额、数量指数和比率；CE 发布均值显示收入组差异和组间增速反例；服务子项显示大类内部价格–数量结构不同。[1][5][10][11][14][23][24][25][26]这些来源互补但统计单位不同，无法彼此合并为家庭微观因果分析。贡献是让名义份额、类别体量与支出单位边界并列，而不是提出全新美国消费弹性估值。

企业端应沿第 11–12 节的产品映射和交易核验，而非再以宏观量给 SKU 排位；重点是分类覆盖能否接到同窗净销量，以及购买者、使用者和付款者是否对应。[15][18]若不能建立分类和终端映射，需求机会尚未识别，不应将全国服务增长转写为特定产品订单。

验证应预设能推翻机会假设的结果。若某个产品篮子被认为受益于家庭住房或健康支出增长，但跨年买家订单、同品数量和终端复购没有同步提高，宏观关联不能支持该产品扩张。若名义金额上涨仅由价格、折扣或产品升级支撑而销量停滞，营收趋势不能说明需求量增加。若产品销售只出现在少数新渠道或客户，亦不能外推成全国结构变化。以上是可检验条件，本篇没有企业 SKU 或订单数据。

对“服务–商品转向”的反证也明确：若后续固定分类的实际数量序列显示各阶段排序随修订或合理端点变化而消失，当前观察应限于特定窗口；若家庭固定权重后服务/商品差异不再存在，则收入、年龄或住房组成可能解释聚合变化的一部分；若时间和使用结果显示支出变化伴随家庭生产替代，名义消费解释需收窄。[18][19][20]这些机制都需真实数据验证，不能因它们理论上可能就宣布哪一条成立。

讨论限制不应泛化成“数据都不完美”，而应落在具体未识别对象：本篇未使用收入×年龄×产权联合权重和组别误差；PCE 链式数量指数不是实物件数；服务细项并非企业市场映射；本篇没有收入弹性、年龄效应或价格因果识别。[6][10][11][14][15][18]这些限制分别阻止组内分解、件数解释、企业机会估算和机制系数移植。未来补充资料需针对对应问题，而非仅增加宏观序列长度。

SVSAC | sv-sac.org

对 2026 之后的市场，本篇不作确定点预测。年度 PCE 截至 2025，服务细项截至 2025，2026 年第四季度尚未完结，2027 更是未来期；既有阶段趋势和链式数量也没有样本外验证。[1][5][10][23][24][25][26]若企业必须规划下一年度，应把这些历史观察作为基准背景，另行收集当期订单、消费者面板、价格和渠道库存并设定情景，而不是把 2019–25 均值机械延长为市场预测或热门品类榜。

方法上，未来工作可采用两条互补路线。描述性路线利用 CE 固定权重、PCE 细项和配套指数，验证组内/组间、金额/数量变化；结构路线则构建明示偏好、价格与收入反应的模型，利用可辩护的外生变化识别参数。[15][16][18][22]前者不能自称弹性估计，后者不能仅凭模型拟合就宣称机制因果。样本覆盖、修订、误差和聚合假设都应与估计对象一同报告。

新研究若要将 CE、PCE 及家庭时间资料相连，还应明确单位和联结方式。消费者单位与国家账户家庭和非营利机构覆盖不同，第三方支付与家庭现金支出也不完全重叠；时间日记的样本年龄、时期和活动定义又与支出调查不同。[11][15][18][19][20]未经验证的比例匹配可能比不连接更误导。研究者可先在各自范围内复现趋势，再围绕共同定义进行部分链接并报告无法匹配的余额。

据此，现有结果更适合作为“测量结构差异的基准图”而不是消费趋势故事的结局。它提示服务名义份额的端点相似掩盖了时期重配；数量与价格因子进一步分开金额与体量；收入均值与服务支付类别则警告聚合支出无法直接推到个人和企业。[1][5][10][11][14][23][24][25][26]一个简洁、可证伪的分析比一个强烈但无法区分支付、数量与权重的偏好叙事更有后续验证价值。

最终结论限定如下：在当前修订后的年度 PCE 资料中，2019–25 服务名义份额总体近似回到疫情前，但数量指数路径与之不同；2024–25 两项服务细项呈现各自的名义与链式量差异；CE 平均支出揭示组间水平和短期增长不一致。[1][5][6][10][11][14][23][24][25][26]这些证据说明消费市场的统计结构会随度量、窗口和单位改变。它们不证明永久偏好转向、人口或支付方的因果影响，也不识别 2027 企业产品机会；后续研究应以微观权重、家庭使用、匹配价格和企业交易数据作可反驳检验。

“结构”还须与短期周期区分。2019–21 和 2021–25 的排序反转可能反映疫情限制、供给约束、名义收入与相对价格的阶段性变化，也可能与更持久的家庭构成或偏好变化同时存在。[1][2][5][6][7][10]单靠两个端点不能判定持续性，正式结构断点需预设断点候选、样本误差和替代窗口。本篇没有做断点检验，所以不给“2021 为永久转折点”的结论。

SVSAC | sv-sac.org

服务细项的金额分解也显示为何分母选择会改变故事。住房与公用事业增额 2148.97 亿美元、医疗增额 2419.19 亿美元，分别相当于服务总额增长的不同金额份额；若以期初服务总额为分母，则是 1.585 和 1.784 个百分点。[5][23][24]这两种数值不可混称“贡献率”。更不能把金额增额除以服务总增长后解读为两类对消费者偏好变化或真实服务量的解释份额。

收入分布证据和总体账户不是同一层面的拼图。五分位均值有助提醒总体均值背后的单位差异，却没有联合组权重、家庭追踪或付款人链接，不能指出哪个收入组构成了 2019–25 服务数量增长。[11][14][18]一种谨慎做法是提出待检验机制并让后续微观资料来裁决，而不是以高收入组平均额较大就推断高端消费者拉动全市场，或以低收入组年度增幅较大就推断普遍价格压力。

企业扩张判断仍须同时满足分类覆盖、终端净购买及付款渠道可持续，不能由全国相关性替代。具体阈值取决于本企业成本、退货、库存与风险。本篇没有企业数据，不给份额目标或上市时点；前述核验链只界定需要什么证据。

这种谨慎并不否认消费者市场存在真实机会，而是把机会识别留给能观察到购买与交付的资料。若后续 SKU 净销量、不同买家复购和渠道退货在预设多个窗口均支持需求增长，同时价格/成本后单位经济性可行，才可逐步提高扩张信心；若趋势由名义涨价、单次促销或少数客户订单解释，就应收窄外推。这些是业务验证逻辑，不是本篇给出的概率、预测或推荐产品清单。

透明报告应同时提供指标单位、发布版本和基期。名义美元增长、数量指数增长、份额百分点与对数比率变化回答不同问题；若只在正文叙述结论而不保留这些标记，读者易将核算量读作百分率或因果系数。[1][5][6][10][16]后续复核需使用相同数据版本和分类，并公开计算脚本与舍入规则，才能判断结论是否由测量口径而非真实路径所驱动。

给企业的下一步建议

消费数据的战略价值，在于识别需求结构的变化；企业应追问哪些客户、哪些用途和价格带正在改变。因此，我们建议把下一步工作收敛为一项有明确交付物的专项任务。

具体起点是：区分名义金额与实际需求，按人群、品类和渠道交叉观察，再用客户反馈验证产品调整方向。在此基础上，管理层可以按证据充分程度、资源投入与业务影响确定优先级，先验证关键假设，再安排后续合作与投入。

SVSAC | sv-sac.org

要把上述判断用于实际经营，可以围绕具体产品或项目、目标市场、现有能力和决策难点，进一步形成需求结构研判、客群与品类机会图谱、产品调整建议。这类工作需要把行业研究、企业诊断与合作条件核验衔接起来，让分析结果成为管理层可以使用的决策依据。

资料与分析范围

下列说明列明资料范围、分析依据与适用条件，便于读者辨别文中的事实、推演和建议。市场进入、交易安排及适用规则仍需结合具体项目核实。

本篇考察 2010–2025 年美国个人消费支出的可观察结构变化，区分当前美元份额、同一国民账户类别的链式数量指数、收入组均值与服务项目覆盖。[1][5][6][10][15]研究使用 2026 年 9 月 30 日可用修订版本的十条 BEA/FRED 年度序列，并配对住房与公用事业、医疗保健两个服务分项；辅以已发布的 2024 年 CE 收入五分位均值。服务名义份额从 2019 年的 68.604%降至 2021 年的 65.873%，到 2025 年回升至 68.907%，但 2019–25 商品数量指数增长 24.353%，高于服务的 15.099%。[2][5][7][10]服务/商品名义比率对数变化×100 为+1.409，数量增长对数差为−7.733，隐含相对价格对数差为+9.142；这些是对数核算关系，不是百分点或因果价格贡献。[1][2][5][7][10][16]分期数据还显示 2019–21 商品数量增长较快、2021–25 服务数量增长转强；耐用品与非耐用品也呈现不同的名义和数量排序，说明总体结论随窗口与商品内部分类而变。2024–25 住房与公用事业名义增长 5.971%、链式数量指数增长 1.754%；医疗分别为 7.271%和 4.503%。[23][24][25][26]两项选定分项的名义增额占服务总名义增额 55.584%，仅为算术份额。[5][23][24]CE 数据显示五分位平均支出不同，2023–24 名义总支出增幅从低到高为 3.8%、2.3%、2.3%、2.4%和 0.4%，但不代表固定家庭变化或统计显著差异；[11][14][18]分组联合权重、固定消费单位轨迹与完整标准误并未用于本次分析。家庭生产、医疗付款与自有住房估算都可能使支出金额偏离最终消费服务或现金负担。本篇未估计偏好参数、收入弹性、年龄因果效应或断点；PCE、CE 与企业产品市场不可直接互换，2025 为最新完整年度，2026Q4 未完成、2027 尚未实现。[1][5][12]结论是名义份额端点接近不等于数量路径或家庭机制复位。后续验证需固定权重、家庭使用与支付资料、可比价格及产品交易数据，且允许结构解释被反证。若固定分类和权重后相对数量变化消失，应将结论收窄为名义账户重配；若多个预设窗口仍一致，则可进一步检验更持久的结构偏移。分类映射不能跨越消费账户、零售行业和企业 SKU 而不说明覆盖与遗漏。

SVSAC | sv-sac.org

参考文献

[1] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Personal consumption expenditures [PCECA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/PCECA (accessed 23 October 2026).

[2] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Goods [DGDSRC1A027NBEA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DGDSRC1A027NBEA (accessed 23 October 2026).

[3] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Durable goods [PCDGA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/PCDGA (accessed 23 October 2026).

[4] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Nondurable goods [PCNDA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/PCNDA (accessed 23 October 2026).

[5] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Services [PCESVA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/PCESVA (accessed 23 October 2026).

[6] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Personal consumption expenditures (chain-type quantity index) [DPCERA3A086NBEA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DPCERA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).

[7] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Goods (chain-type quantity index) [DGDSRA3A086NBEA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DGDSRA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).

[8] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Durable goods (chain-type quantity index) [DDURRA3A086NBEA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DDURRA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).

[9] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Nondurable goods (chain-type quantity index) [DNDGRA3A086NBEA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DNDGRA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).

[10] U.S. Bureau of Economic Analysis; distributed by Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Services (chain-type quantity index) [DSERRA3A086NBEA]. 2026-09-30 current available vintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DSERRA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).

[11] U.S. Bureau of Labor Statistics. Consumer Expenditures—2024. 2025-12-19. https://www.bls.gov/news.release/archives/cesan_12192025.htm (accessed 23 October 2026).

[12] Stockburger, A.; Perrins, G. (U.S. Bureau of Labor Statistics). Addressing missing consumer expenditure data due to the 2025 lapse in appropriations. 2026-06-26.

SVSAC | sv-sac.org

https://www.bls.gov/opub/mlr/2026/article/addressing-missing-consumer-expenditure-data-due-to-the-2025-lapse-in-appropriations.htm (accessed 23 October 2026).
[13] U.S. Bureau of Economic Analysis. Personal Income and Outlays, August 2026. 2026-09-30. https://www.bea.gov/news/2026/personal-income-and-outlays-august-2026 (accessed 23 October 2026).
[14] Shane Meyers, Geoffrey D.Paulin and Kristen Thiel, U.S.BLS. Consumer expenditures in2024, Report1119. 2026-08. https://www.bls.gov/opub/reports/consumer-expenditures/2024/home.htm (accessed 23 October 2026).
[15] U.S.BEA. NIPA Handbook Chapter5:Personal Consumption Expenditures. 2024-12 update. https://www.bea.gov/resources/methodologies/nipa-handbook/pdf/chapter-05.pdf (accessed 23 October 2026).
[16] U.S.BEA. Personal Income and Outlays—Additional Information. Undated methodology page. https://www.bea.gov/news/pio-release-additional-information (accessed 23 October 2026).
[17] U.S.BEA. What accounts for the differences in the PCE price index and the CPI? FAQ555. Undated methodology page. https://www.bea.gov/help/faq/555 (accessed 23 October 2026).
[18] U.S.BLS. Consumer Expenditure Surveys Tables Getting Started Guide. Undated methodology page. https://www.bls.gov/cex/tables-getting-started-guide.htm (accessed 23 October 2026).
[19] Mark Aguiar and Erik Hurst. Consumption versus Expenditure. Journal of Political Economy113(5):919–948,DOI10.1086/491590. 2005-10. https://markaguiar.github.io/files/CvE.pdf (accessed 23 October 2026).
[20] Mark Aguiar and Erik Hurst. Deconstructing Life Cycle Expenditure. Journal of Political Economy121(3):437–492,DOI10.1086/670740. 2013-06. https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/670740 (accessed 23 October 2026).
[21] James Banks,Richard Blundell,Peter Levell and James P.Smith. Life-Cycle Consumption Patterns at Older Ages in the United States and the United Kingdom:Can Medical Expenditures Explain the Difference? AEJ:Economic Policy11(3):27–54,DOI10.1257/pol.20170182. 2019-08. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pol.20170182 (accessed 23 October 2026).
[22] Diego Comin,Danial Lashkari and Martí Mestieri. Structural Change With Long-Run Income and Price Effects. Econometrica89(1):311–374,DOI10.3982/ECTA16317. 2021-01. https://dcomin.host.dartmouth.edu/Publications_files/ECTA16317.pdf (accessed 23 October 2026).
[23] U.S.Bureau of Economic Analysis,distributed by FRED/Federal Reserve Bank of St.Louis. Personal consumption expenditures: Services: Housing and utilities [DHUTRC1A027NBEA]. 2026-09-30 currentvintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DHUTRC1A027NBEA (accessed 23 October 2026).
[24] U.S.Bureau of Economic Analysis,distributed by FRED/Federal Reserve Bank of St.Louis. Personal consumption expenditures: Services: Health care [DHLCRC1A027NBEA]. 2026-09-30 currentvintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DHLCRC1A027NBEA (accessed 23 October 2026).

SVSAC | sv-sac.org

[25] U.S.Bureau of Economic Analysis,distributed by FRED/Federal Reserve Bank of St.Louis. Personal consumption expenditures: Services: Housing and utilities (chain-type quantity index) [DHUTRA3A086NBEA]. 2026-09-30 currentvintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DHUTRA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).
[26] U.S.Bureau of Economic Analysis,distributed by FRED/Federal Reserve Bank of St.Louis. Personal consumption expenditures: Services: Health care (chain-type quantity index) [DHLCRA3A086NBEA]. 2026-09-30 currentvintage. https://fred.stlouisfed.org/series/DHLCRA3A086NBEA (accessed 23 October 2026).

SVSAC - sv-sac.org