

古典假定视角下劳动收入份额对总消费的影响分析

——基于马克思-后凯恩斯宏观经济模型

骆桢 张建堡

内容提要：研究总消费有两大范式——新古典强调理性人跨期优化，马克思和后凯恩斯主义则强调劳资分配对总体消费率的影响。基于谢克对生产函数的批判，可以证明跨期优化下的消费的动态规律基本等同于利润率决定增长率的“剑桥增长方程”。然而，劳动收入份额不仅决定着总体消费率，还影响着总需求和收入的形成。基于马克思对消费行为的分析，本文在一个马克思-后凯恩斯资本积累框架下引入古典假定，抽象掉来自资本收入的消费，同时考察劳动收入份额对消费占比和总需求的双重影响，得到其与总消费之间的非线性关系。中国的数据很好地验证了该关系。结果表明，在当前积累体制下，提高劳动份额促进消费增长的空间有限，因为对利润的挤压会减少投资，进而减少总需求。因此，要促进总消费持续增长，就必须在提高劳动收入份额的同时，稳住投资水平，并通过技术创新提高潜在产能水平刺激投资增长，将需求管理和供给侧改革有机结合起来。

关键词：古典假定；劳动收入份额；总消费；非线性

一、引言

在当前充满不确定性的外部条件下，内部大循环的重要性日益凸显，内需问题首当其冲。我国内需的主要特点是消费增长不够强劲，很多经验研究将其归因于劳动收入的份额不高。比如，方福前（2009）利用 1995-2005 分省城乡面板数据分析指出，由于收入分配格局的变化，中国居民的平均消费倾向下降；王云中和庄雷（2014）指出，我国消费对劳动报酬的弹性远大于投资和出口，劳动报酬提高带来的消费需求拉动效应大于投资和出口的下降效应；高帆（2014）基于分省面板数据证明了劳动报酬占比与消费率之间的关系；赵娟霞（2015）利用 1991-2014 年的时间序列数据研究劳动力价格对居民消费的影响，指出劳动力价格和居民消费存在长期均衡关系，工资水平的提高是消费需求持续增长的必要条件；杨天宇（2019）则利用资金流量表数据得到类似结果。

但同时，劳动收入份额对总消费的影响却难以进入西方流行的宏观模型。现代宏观经济学最初的消费理论是凯恩斯提出边际消费倾向递减，并将其作为总需求不足的理由之一（凯恩斯，2009）。弗里德曼（Friedman，1957）则提出“持久收入假说”，认为消费的跨期优化使得消费是持久收入的函数，这弱化了凯恩斯的乘数效应和模型分析中宏观政策的作用。当拉姆齐模型成为经济增长和波动的基准模型，消费的跨期优化也成为了西方流行宏观经济学模型的基本范式。但是，本文基于谢克（Shaikh，1974）对 CD 生产函数的批判，发现跨期优化的一阶条件在数量关系上和后凯恩斯经济增长模型基本一致。这促使我们重新思考基于消费率和收入分配的传统总量消费函数的意义。

与新古典经济学不同，从古典政治经济学到马克思主义经济学和后凯恩斯经济学，劳资分配一直是决定总消费的关键因素。在古典政治经济学中，尤其是李嘉图在分析各阶级收

收稿日期：

基金资助：本文获社科基金项目（项目号：19BJL005）的资助。

作者简介：骆桢，四川大学经济学院，博士，副教授；张建堡，中国人民大学经济学院，硕士研究生。

入分配对经济的影响时，强调工资收入主要用于消费，而利润则是资本积累的来源（李嘉图，1962）。这一传统被称作“古典假定”，并被总结为“工人不储蓄，资本家不消费”。在马克思的扩大再生产平衡条件中，接受了工人不储蓄的假定，所有工资都用于消费，以此来强调压低工资带来的剩余价值实现问题（马克思，2004a）。在后凯恩斯模型中，同样假定工人不储蓄（Robinson，1956；1962）则是为了强调资本的储蓄对经济增长的影响。虽然卡莱斯基模型引入了工资的净储蓄（Bhaduri & Marglin，1990），但是因为资本收入和劳动收入消费率的差异，劳资分配对消费仍影响重大。

在基于现有的统计数据进行研究时，古典假定依然适用。首先，普通劳动者的投资收入很少，其对消费的影响并不大；其次，高层管理人员乃至企业主的个人收入也有很多是以劳动报酬的形式取得，而营业盈余则有相当部分作为留存由企业占有，基本不会形成消费；最后，以资本收入为主的企业家的消费与收入的关系并不稳健。其消费可以分成两部分，一部分是生存消费，这部分占收入比重较小且稳定，在回归中容易进入截距项，另一部分是炫耀性消费。马克思指出，在竞争压力下，资本家作为资本的人格化，“他的动机，也就不是使用价值和享受，而是交换价值和交换价值的增殖了”（马克思，2004b）。因此，“挥霍，作为炫耀富有从而取得信贷的手段，甚至成了‘不幸的’资本家营业上的一种必要。奢侈被列入资本的交际费用”（马克思，2004b）。这部分消费服从资本增殖的逻辑，具有投资属性，比例关系并不稳定，甚至被计入企业经营成本。由于规律性不稳健，其在回归中更容易进入残差项。

然而，现有的后凯恩斯模型主要强调消费比例和劳动收入占比的关系，较少将劳动收入占比对利润率和投资的影响，进而对总收入的影响同时考虑。这不利于全面分析劳动收入份额对总消费的影响，也难以给出调整劳动收入份额以促进总消费增长的具体建议。基于以上考虑，本文在古典假定下分析劳动收入份额对总消费的影响。首先，我们将证明西方流行宏观经济模型的跨期优化在数量关系上基本等价于固定消费率的“剑桥方程”，说明马克思-后凯恩斯模型对统计数据的处理并不会漏掉跨期优化所表达的数量关系。其次，我们在一个马克思-后凯恩斯模型基础上，引入古典假定，抽象掉源于资本收入的消费，同时分析劳动收入份额对消费占比和对总收入的影响。由于劳动收入占比对利润率有双重影响，劳动收入占比和总需求之间可以形成倒U关系。基于最终推导出的劳动收入份额与总消费之间的非线性关系，利用中国的数据进行检验。在经验实证的基础上，文章最后提出关于促进消费增长，强化国内大循环的政策建议。

二、跨期优化是否必要？——以剑桥方程解释欧拉方程

我们要使用劳资之间不同消费率的模型形式来分析总消费的形成和运动规律，首先需要回答，能否摆脱主流经济学的理性人跨期优化范式？如何应对所谓的“卢卡斯批判”？

事实上，马克思对消费的跨期平滑并没有持否定态度，但是在其对工人和资本家消费行为的描述中，看得出消费的跨期平滑的作用并不大。马克思曾指出，考虑经济周期，工人消费会出现被动的跨期平滑，繁荣时期“工资也会提高，这在某种程度上会使商业周期的其他时期工资下降到平均水平以下的情形得到些补偿”（马克思，2004c）。但是，工人的消费的跨期优化受制于生存约束，而这是雇佣关系中资本权力的重要因素。因此，工资的上涨一旦导致利润减少^①，会引起投资下降、失业增加，进而使“劳动价格的提高被限制在这样的界限内，这个界限不仅使资本主义制度的基础不受侵犯，而且还保证资本主义制度的规模扩大的再生产”（马克思，2004b）。对于资本家消费的投资属性，前文已有分析，此处不再赘述。

^① 工资上涨导致的利润减少既可以是工资挤压了利润，也可以是工资上涨背后劳动权力的增强，同时会导致劳动强度和生产效率的下降。

不采纳跨期优化的数量关系，是否会导致我们的研究缺失呢？我们在谢克（Shaikh, 1974）对生产函数的批判基础上，发现新古典刻画跨期优化的“欧拉方程”在数量关系上基本等价于固定消费比例的“剑桥方程”。这意味着，只要经济增长率由预期利润率决定，跨期优化所描述的数量关系就已经包含在本文模型之中。简便起见，给定对数效用函数 $\ln(C_t)$ 和柯布-道格拉斯（C-D）生产函数^①，消费的跨期优化可以表达为以下优化问题：

$$\begin{cases} \max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln C_t + b \ln(1-l_t)] \\ s.t. \sum_{t=0}^{\infty} \frac{C_t}{\prod_{\tau=1}^t (1+r_{\tau})} = K_0 + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{w_t l_t}{\prod_{\tau=1}^t (1+r_{\tau})} \end{cases} \quad (1)$$

其中， β 是主观贴现因子， C_t 是 t 期消费， l_t 是 t 期标准化后的劳动供给， b 是衡量劳动负效用的参数， K_t 是 t 期资本存量， r_t 是 t 期利率。考虑到各期利率的不同，我们把贴现写作连乘的形式。西方主流理论认为资本的均衡收入就是利息，所以资本收入用利率贴现的结果就等于初始资本存量。

由该问题的一阶条件容易推导出刻画消费动态关系的欧拉方程：

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \beta(1+r_{t+1}) \quad (2)$$

方程中的利率虽然有实际数据，但是通常的做法并不使用现实中的利率，而是依据边际分配原则，直接使用资本的边际产出。给定 C-D 生产函数 $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ ，资本边际产出为：

$$r_{t+1} = \alpha A_{t+1} K_{t+1}^{\alpha-1} L_{t+1}^{1-\alpha} = \frac{\alpha A_{t+1} K_{t+1}^\alpha L_{t+1}^{1-\alpha}}{K_{t+1}} = \frac{\alpha Y_{t+1}}{K_{t+1}} \quad (3)$$

因为存在不确定性，上式可以写作带期望算子的形式：

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \beta(1+E r_{t+1}) = \beta \left[1 + E \left(\frac{\alpha Y_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \right] \quad (4)$$

然而，根据谢克（Shaikh, 1974）的研究，C-D 函数本质上是一个国民收入核算恒等式，是一个分配的结果而不是技术决定的投入产出关系。这也就是为什么无论何时何地的数据，用 C-D 函数拟合的效果都很好。令 Y 为总收入， w 为工资，就业为 L ，资本存量为 K ，利润率为 r ^②，在初次分配中，总收入分为工资总额和利润总额：

$$Y = wL + rK \quad (5)$$

对时间求导，等式两边同时除以 Y ，整理可得：

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{w}}{w} \frac{wL}{Y} + \frac{wL}{Y} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{r}}{r} \frac{rK}{Y} + \frac{rK}{Y} \frac{\dot{K}}{K} \quad (6)$$

令为利润总额占总收入的比重为 α ，可以将上式写作：

^① 对数效用函数加上柯布-道格拉斯（C-D）生产函数作为少数可求解最优消费路径解析形式的组合，因其数学性质的便利性，被广泛地用于教材和经验研究中。C-D 生产函数还是估算索洛残值的理论基础。即使不使用对数效用函数，后文中欧拉方程的形式将变成相邻两期的边际效用之比的形式，这并不影响本文结论。因为后文并不是要证明数学形式上精确的等价关系，而是在数量关系上的近似关系。这意味着，在效用函数的基本性质下，不论函数形式如何，边际效用之比的背后，仍是跨期消费之间的数量关系的单调映射。而其他类型的生产函数仍然可以表达为类似的劳资分配关系的形式，详见：谢富胜、张天啸、张俊夫，2019，“总量生产函数的恒等式性质——兼论全要素生产率的实际含义”，《中国人民大学学报》，第 6 期。

^② 这里，利润率用 r 来表示，和前面模型中“利率”一样，这是刻意为之。后文将证明，前文中利用边际分配计算的“利率”本质上就是利润率。

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \left[\frac{\dot{w}}{w}(1-\alpha) + \alpha \frac{\dot{r}}{r} \right] + (1-\alpha) \frac{\dot{L}}{L} + \alpha \frac{\dot{K}}{K} \quad (7)$$

这恰好就是 C-D 函数在经验研究中常见的回归形式，只不过根据 C-D 函数的假设，(7) 式中括号的部分被看作是“全要素生产率 (A)”的变动率。从这个意义上讲， α 所代表的并不是生产过程中资本所发挥的作用，其本来就是资本收入所占比重， αY 就是资本的收入——利润，除以资本存量就是利润率。因此，新古典经济学基于假想的生产函数和本不存在的“边际分配”，起到了“负负得正”的效果，照此方法得出的“资本的边际产出”其实是利润率。

那么，跨期优化的欧拉方程 (4) 式中的利息率的期望值就应该是预期利润率。这意味着，前后两期的消费比例与对未来的预期利润率高度相关。如果消费和当期收入保持较为稳定的比例关系，这等价于经济增长率和预期利润率高度相关。而经济增长率和利润率高度相关，这恰恰是马克思和后凯恩斯经济学中常见的关系，比如剑桥增长方程。即使引入了工资净储蓄，只要投资方程取决于预期利润率，或者利润率的主要部分，该关系仍成立。令整体消费率为 θ ， γ_0 和 γ_r 是非负参数，则有：

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \frac{\theta Y_{t+1}}{\theta Y_t} = \frac{Y_{t+1}}{Y_t} = g_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_r E(r_{t+1}) \quad (8)$$

这和跨期优化的欧拉方程 (4) 式具有几乎一样的数学结构。这意味着，作为理性预期结果的欧拉方程和固定消费率下预期利润率决定经济增长的结果是同一个数量关系。因此，基于马克思-后凯恩斯经济学的增长模型分析经济增长时，即使不考虑个体的跨期优化，也并不会“遗失”相关的数量关系。

三、劳动收入份额对总消费的双重影响和非线性关系

给定资本收入和劳动收入不同的消费率，那么总体消费率就由劳动收入份额与各自的消费率共同决定。但是，劳动收入份额同时也影响着利润率，并通过利润率对投资的影响，影响着总需求的形成。因此，提高劳动收入份额是否能提高总消费，必须同时考察劳动收入份额对消费率和总需求的双重影响。我们将这个问题放在“古典假定”下的马克思-后凯恩斯模型中分析。后凯恩斯学派内部有不同的理论模型，我们采用巴杜里-马格林 (Bhaduri and Marglin, 1990) 所构建的后卡莱斯基模型。该模型包容性较好，根据参数情况可以将经济增长分为工资引导型体制和利润引导型体制。但是，原模型不考虑技术变动，所有宏观变量都除以资本存量后求得均衡增长率。为了分析现实数据，本文构建一个总量的短期均衡模型，变量没有除以资本存量，通过估算潜在产能，将所有宏观变量除以潜在产能，剔除技术变化和资本积累的影响。并且，我们假定投资是利润率的函数，这和马克思的资本积累理论更为贴近，方便后面使用马克思对资本积累的分析。

于是，基于前文所述引入“古典假定”的理由，我们抽象掉资本收入对消费的影响，假定一个不变的劳动收入消费率，写出下式：

$$C = \varphi_0 + \varphi_1 z Y \quad (9)$$

其中， z 为劳动收入份额， φ_0 为自发消费， φ_1 为劳动收入消费率。根据马克思和后凯恩斯经济学对总需求形成的分析，劳动收入份额 z 还会决定利润率的形成，并最终影响着总需求和短期收入。^① 简便起见，我们将利润率对投资的影响引入一个简化的总需求决定式：

^① 一般而言，巴杜里-马格林模型使用利润份额作为收入分配变量，本文根据分析需要选择的是劳动份额，这和马克思的剩余价值率在数值上也是一一对应的。有的文献分析的是实际工资变动，实际工资和劳动生产率之比就是劳动收入份额。但是，如果将实际工资作为收入分配的代表，则需要分析其与劳动生产率之

$$Y = C + I = \varphi_0 + \varphi_1 z Y + I(r) \quad (10)$$

其中， I 为投资， r 为利润率。投资受利润率影响，且 $I'(r) \geq 0$ 。克罗蒂 (Crotty, 1993) 认为，在马克思的理论中，投资不仅要考虑资本的收益，还要权衡风险，而利润率既是盈利指标，也是投资安全边界的度量。

令 Π 为利润总额，将利润率的定义式 $r = \Pi / K = (1 - z)Y / K$ 代入 (10) 式，得：

$$Y = \varphi_0 + \varphi_1 z Y + I\left(\frac{(1 - z)Y}{K}\right) \quad (11)$$

考虑到实际产出水平一方面由总需求决定，另一方面也受到潜在产能的影响，为了排除潜在产能的作用，我们将等式两边同时除以潜在产能 Y^* 。整理可得：

$$\frac{Y}{Y^*} = \frac{\varphi_0}{Y^*} + \varphi_1 z \frac{Y}{Y^*} + \frac{1}{Y^*} I\left(\frac{(1 - z)Y}{K / Y^*}\right) \quad (12)$$

实际产出占潜在产出的比就是产能利用率，记作 u ，上式可写为：

$$u = \frac{\varphi_0}{Y^*} + \varphi_1 z u + \frac{1}{Y^*} I\left(\frac{(1 - z)u}{K / Y^*}\right) \quad (13)$$

对该式求全微分如下：

$$du = \varphi_1 z du + \varphi_1 u dz + \frac{1}{Y^*} \frac{dI}{dr} \frac{Y^*}{K} [(1 - z)du - u dz] \quad (14)$$

整理后，得：

$$\left[1 - \varphi_1 z - \frac{dI/dr}{K} (1 - z)\right] du = \left(\varphi_1 - \frac{dI/dr}{K}\right) u dz \quad (15)$$

(15) 式展现的就是劳动收入份额对总需求，也就是产能利用率的影响。等式两端的微分都乘上了比较复杂的参数组合，容易说明其左端产能利用率 u 的微分前面的符号为正，即：

$$1 - \varphi_1 z - \frac{dI/dr}{K} (1 - z) > 0 \quad (16)$$

只有 (16) 式成立时，经济系统才可能处于稳定状态。对照 (14) 式，(16) 式大于号左边第一个 1 指的是产能利用率本身的变动；系数 $\varphi_1 z$ 衡量的是产能利用率变化影响消费后进一步对产能利用率的间接影响；系数 $\frac{dI/dr}{K} (1 - z)$ 衡量的是产能利用率通过利润率影响投资，再对产能利用率本身的间接影响。因此，如果 $1 - \varphi_1 z - \frac{dI/dr}{K} (1 - z) \leq 0$ ，这意味着产能利用率自身的变动通过消费与投资对自身的间接影响超过了自身的变动。在该情况下，产能利用率的微小变动都会被不断放大，这很明显是不合常理的。因此，一个不发散的经济系统一定满足 (16) 式。

于是，根据 (15) 式，劳动收入份额对产能利用率的影响方向取决于 φ_1 和 $\frac{dI/dr}{K}$ 的大小。其中， φ_1 是劳动收入的消费率，而 $\frac{dI/dr}{K}$ 则衡量了投资意愿。略作变形可得：

$$\frac{dI/dr}{K} = \frac{dI}{K dr} = \frac{dI}{d\Pi} \quad (17)$$

(17) 式可理解为给定资本存量（短期）内，投资变动和总利润变动的比。如果该式大

间的相对变动。后文在构建回归模型时，通过除以潜在产出来剔除技术和规模变动带来的影响，可以将总需求直接表达为劳动收入份额的函数，处理起来更简便。

于 1，意味着利润增长会带来更多的投资，投资意愿较强；而该式小于 1，则意味着利润增长不会带来同比例的投资增长。

因此，劳动收入份额变动对产能利用率（总需求）的影响取决于劳动报酬消费率和投资意愿之间的大小。这背后的机制是，劳动收入份额提高可以增加劳动报酬从而增加消费，但同时也会减少利润份额，从而降低投资。最终，劳动收入份额对总需求的影响就取决于这两个效应之间的大小。如果消费率大于投资意愿，说明劳动收入份额增加带来的消费大过因此减少的投资，产能利用率（总需求）上升，反之则相反。

在后凯恩斯经济学中，该关系也被称作经济增长的体制。^①如果劳动收入份额提高导致产能利用率上升，被称为工资引导型（wage-led）增长；反之，则被称为利润引导型（profit-led）增长。这类似马克思经济学中的“利润挤压论”和“消费不足论”。一方面，从剩余价值生产的角度上出发，资本家通过提高剩余价值率获取更多的利润，从而追加投资，实现扩大再生产。若不考虑剩余价值实现，资本积累增加了对劳动力的需求，导致劳动收入份额上升，利润率下降，使得投资和总需求下降。另一方面，从剩余价值实现的角度看，劳动收入份额的大小又反过来影响社会总产品的实现。剩余价值率提高，即劳动收入份额的下降会使工人购买力水平普遍下降，资本主义扩大生产的无限性和工人购买力下降的矛盾积累到一定程度，社会总产品的实现及社会扩大再生产就会遇到矛盾，甚至导致经济危机的出现。因此，在马克思的理论中，劳动收入份额对总产出的影响存在双重性。所不同的是，后凯恩斯学者通常认为经济增长体制的类型取决于方程的参数，跟资本积累本身没有关系。而在马克思的理论中，只有将两种增长体制看作资本积累不同阶段的表现，才能够在同一个资本积累框架中说明经济从复苏到繁荣到停滞或者危机的全过程。

事实上，积累体制的内生性转化也被后凯恩斯经济学用来解决系统稳定性问题。比如，罗宾逊模型认为利润份额是内生决定的，市场供求变化通过价格总水平相对于名义工资的调整实现一个“正常产能水平”。但是，随着就业增长，工人的议价力提高，不再愿意接受工资份额的任何下降，名义工资和通胀之间就会形成螺旋上升，这被成为“通胀壁垒”，也被称为“马克思情形”。在后卡莱斯基模型中，如果经济是工资引导的，即使满足凯恩斯稳定性条件，考虑到收入分配的“马克思效应”（高就业率推高工资，反之相反），则也会出现系统不稳定。因此，一些学者（Bruno, 1999; Bhaduri, 2008）将利润份额与“超额需求”联系在一起，通过投资的下降来保证系统不散发。这意味着，代表需求的产能利用率越接近完全产能，对利润率的拉动作用越小，而此时利润率因利润份额下降而降低。当利润率很低时，投资可以接近零，并通过乘数效应大幅降低总需求。这些机制在动态模型中并不少见（骆桢, 2020; Dutt, 1992），但不适用于本文的模型。此外，骆桢和张衔（2019）在一个两部门模型中证明了工资上升最终会减少投资和总需求，结束增长。鲍尔斯和布瓦耶（2018）引入劳动榨取机制，证明就业的增加终将破坏工资引导型体制。

根据以上分析，劳动收入份额从低到高，对总需求的影响是从正到负的。当劳动收入份额很低时，提高劳动收入份额可以带来总需求的增长；但是，劳动收入份额提高到一定程度，其继续提高导致投资的下降抵消了消费的增长，从而总需求下滑。结合本文的模型，按照克罗蒂（Crotty, 1993）的分析，资本积累不仅追求利润最大化还要权衡风险。当经济处于低谷时，不仅投资较弱，而且缺乏经济进一步下滑的风险，所以低水平投资显得较为稳健，对利润率波动反应不敏感；当经济处于高峰时，投资行为比较活跃，但是此时经济下行的风险和空间都更大，投资对利润率波动的反应更大，经济也更不稳定。

这意味着，当经济处于萧条阶段时总需求不足，工资收入份额很低，衡量投资意愿的(17)式数值很小，根据(15)式，产能利用率对劳动份额的导数为正。当经济处于繁荣时期，对

^① 严格地讲，劳动收入份额对产能利用率的影响应该被称为“需求体制”，但是在后凯恩斯经济学模型中，有相当部分模型认为资本积累取决于需求，因此需求体制就等同于增长体制了。

劳动力的需求会推高工资，劳动收入份额较高，同时（17）式的数值会比较大，产能利用率对劳动份额的导数为负。此时，劳动收入份额的提高导致投资的下降会大于消费的增长，从而使得总需求下降。因此，我们可以得到劳动收入份额和产能利用率的倒 U 关系。

为了对其进行经验研究，我们直接假设产能利用率和劳动收入份额之间是一个二次项系数为负的二次函数。为了剔除潜在产能的变动，我们将实际产出 Y 表示为产能利用率和潜在产出的乘积（ $Y=uy^*$ ），代入（9）式，得：

$$C = \varphi_0 + \varphi_1 zuY^* = \varphi_0 + \varphi_1 z(\alpha_0 + \alpha_1 z + \alpha_2 z^2)Y^* \quad (18)$$

整理得目标回归式：

$$C = \varphi_0 + \varphi_1 \alpha_0 zY^* + \alpha_1 \varphi_1 z^2 Y^* + \alpha_2 \varphi_1 z^3 Y^* \quad (19)$$

目标回归式（19）式是一个关于劳动收入份额的三次多项式。根据理论分析，三次项系数应为负（ $\alpha_2 < 0$ ）；在有经济意义的数值范围内（数值大于零），出现倒 U 关系（抛物线对称轴大于零）要求二次项系数为正（ $\alpha_1 > 0$ ）。

四、数据处理与回归分析

根据（19）式，我们需要数据包括实际总消费、劳动收入份额和潜在产能。其中，总消费可以从历年《中国统计年鉴》中获得，潜在产能 Y^* 和劳动收入份额 z 的数据需要估算。首先，我们利用谢克（Shaikh, 2004）的协整法估算潜在产能。这首先需要得到固定资本存量，对此我们借鉴单豪杰（2008）的永续盘存法进行估算。其次，劳动收入份额主要基于分地区收入法 GDP 进行估算。因为收入法 GDP 的数据只公布到 2017 年，所以本文研究的年限为 1978-2017 年。

本文所用支出法 GDP 数据和住宅商品房销售额均来自国家统计局官方网站。1978-1992 年的地区收入法核算数据主要有两个数据来源：一是《国内生产总值历史核算资料 1952-1995》，二是 Hsueh Tien-tung 和 Li Qiang(1999) 编写的“China’s National Income, 1952-1995”。^①《国内生产总值历史核算资料 1952-1995》中各年份的数据波动较大，Hsueh & Li 整理的各年份间波动更平缓，可靠性更佳。因此 1978-1992 年的地区收入法 GDP 数据采用 Hsueh & Li 的数据。1993-2004 年的地区收入法数据也主要有两个来源，分别是各年份统计《统计年鉴》和《国内生产总值历史核算资料 1952-2004》。其中，《国内生产总值历史核算资料 1952-2004》是基于 2004 年第一次经济普查后修订的新统计方法而修订的，而各年《统计年鉴》并没有进行相应的修改。因此，我们采用《国内生产总值历史核算资料 1952-2004》中的数据。2004-2017 年的收入法核算 GDP 数据全部来自于国家统计局官网。此在，为了剔除物价水平的影响，本文将所有数据转化为以 1978 年为基期的实际值。

（一）固定资本存量与潜在产能估算

关于资本存量的估算，学术界普遍采用永续盘存法。永续盘存法下固定资本存量的基本估算公式为： $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t$ 。该方法下固定资本存量估算的关键在于基期资本存量、每年投资额、投资品价格指数、经济折旧率这四个量的确定。单豪杰（2008）对现有的关于固定资本存量估算的文献进行了系统性的分析，在此基础上构建了资本存量估算的核心指标。因此，本文借鉴单豪杰方法确定这四个关键变量，对 1978-2016 年的资本存量进行估算。其中，经济折旧率统一采取单豪杰的估算结果 10.96%；基期资本存量则用单豪杰方

^① Hsueh, Tien-tung and Qiang Li, China’s National Income, 1952-1995, Boulder, Col: Westview Press, 1999.

法估算得到的以 1952 年为基期的 1978 年固定资本存量 5824.52 亿元换算成以 1978 年为基期的资本存量 5871.57 亿元，并将其作为基期资本存量^①；关于投资品价格指数，利用《国内生产总值历史核算资料 1952-2004》的 1978-1989 年固定资本形成总额指数构造投资品价格平减指数，1990-2017 年之后直接采用官方公布的固定资产投资价格指数进行平减；以当年价格计算固定资本形成总额数据全部来自国家统计局官网。计算结果如下表 1：

表 1 固定资本存量估算结果 (单位：亿元)

年份	固定资本形成总额指数 (1978=100)	固定资本形成总额 (当年价格)	投资隐含平减指数 (1978=1)	固定资本形成总额 (1978 年为基期)	实际资本存量
1978	100.0000	1108.7000	1.0000	1108.7000	5871.5700
1979	105.1000	1194.1000	1.0248	1165.2437	6393.2896
1980	117.0000	1345.8000	1.0375	1297.1790	6989.7641
1981	114.8000	1381.9000	1.0857	1272.7876	7496.4735
1982	125.9000	1558.6000	1.1166	1395.8533	8070.7133
1983	140.9000	1742.6000	1.1155	1562.1583	8748.3215
1984	168.7000	2192.1000	1.1720	1870.3769	9659.8823
1985	195.9000	2844.1000	1.3095	2171.9433	10773.1025
1986	216.3000	3299.7000	1.3760	2398.1181	11990.4886
1987	248.7000	3821.4000	1.3859	2757.3369	13433.6679
1988	271.1000	4842.0000	1.6109	3005.6857	14967.0236
1989	234.8000	4518.5000	1.7357	2603.2276	15929.8654
1990	243.3000	4636.1000	1.7187	2697.4671	16881.4193
1991	282.0000	5794.8000	1.8534	3126.5340	18157.7497
1992	350.0000	8460.9000	2.1804	3880.4500	20048.1104
1993	437.5000	13574.4000	2.7985	4850.5625	22701.4000
1994	515.8000	17187.9000	3.0056	5718.6746	25932.0011
1995	587.0000	20357.4000	3.1280	6508.0690	29597.9228
1996	650.4000	23319.8000	3.2339	7210.9848	33564.9753
1997	690.7000	25363.2000	3.3121	7657.7909	37544.0449
1998	759.8000	28751.4000	3.4131	8423.9026	41853.1202
1999	815.3000	30241.4000	3.3456	9039.2311	46305.2493
2000	894.4000	33527.7000	3.3811	9916.2128	51146.4068
2001	993.7000	38063.9000	3.4550	11017.1519	56557.9125
2002	1145.7000	43796.9000	3.4479	12702.3759	63061.5412
2003	1373.7000	53964.4000	3.5432	15230.2119	71380.2082
2004	1574.3000	65669.8000	3.7624	17454.2641	81011.2014
2005	1788.7609	75809.6000	3.8226	19831.9924	91964.3661
2006	2027.6573	87223.3000	3.8799	22480.6370	104365.7086
2007	2350.4535	105052.2000	4.0312	26059.4775	118986.7044
2008	2629.8746	128001.9000	4.3900	29157.4197	135103.1813
2009	3299.3881	156734.5000	4.2847	36580.3163	156876.1890

^① 我们用年份做下标，P 表示固定资本投资价格水平，K 代表固定资本的物量，于是，以 1978 年为基期的资本存量估算如下： $P_{1978} \cdot K_{1978} = (P_{1978}/P_{1952}) * (P_{1952} \cdot K_{1978}) = (1108.7/1099.8) \times 5824.52 = 5871.57$ (亿元)。

2010	3775.8833	185827.3000	4.4389	41863.2186	181545.7773
2011	4187.2065	219670.9000	4.7319	46423.5581	208071.9182
2012	4611.6717	244600.7000	4.7839	51129.6046	236396.8405
2013	5092.6918	270924.1000	4.7983	56462.6744	266950.4212
2014	5425.1432	290053.1000	4.8223	60148.5629	297841.2179
2015	5742.6698	301503.0000	4.7355	63668.9802	328866.8006
2016	6095.0476	318083.6000	4.7071	67575.7928	360398.7920
2017	6327.5345	349369.0000	4.9801	70153.3752	391052.4596

关于潜在产能的计算，Shaikh & Moudud(2004)提出了一个衡量国家潜在产能的简单方法，固定资本规模决定着生产规模，固定资本和生产能力的关系随着时间会提升。Shaikh指出，如果需求波动使得实际产出围绕潜在产能上下波动，那么就存在一个类似误差修正的机制，使得实际产出偏离后会回归到潜在产能。同时，潜在产出在长期中与资本存量是协同变动的，因此协整方法可以成为潜在产能测算工具。谢克构建了一个在技术变革和产能利用率波动的背景下描述产出和资本存量之间关系的一般模型：

$$\log Y(t) = a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot \log K(t) + e(t) \quad (20)$$

其中 Y 为实际产出，t 为时间变量，K 为固定资本存量，e 为随机误差。用 OLS 对上式进行回归，得到方程：

$$\log \hat{Y} = 7.9016 + 0.0918t + 0.0202 \log K$$

$$(0.6202) (0.0082) (0.0739)$$

$$n=40, \quad R^2=0.9986$$

对该回归得到的残差序列进行 ADF 检验，检验结果如表 2：

表 2 残差序列平稳性检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)	1%临界值	ADF 值	P 值	结论
e(t)	(C,0,3)	-3.6267	-3.7196	0.0079	平稳

这说明产出和资本存量、趋势项之间存在协整关系。因此，我们基于该回归式计算出 $\log Y$ 的估计值，进而计算出潜在产能 Y^* 。估算结果如下表 3：

表 3 潜在产能估算结果 (单位：亿元)

年份	$\log \hat{Y}$	潜在产能 Y^*	年份	$\log \hat{Y}$	潜在产能 Y^*
1978	8.1683	3529.0116	1998	10.0484	23058.4325
1979	8.2618	3875.2276	1999	10.1425	25328.7607
1980	8.3554	4255.7593	2000	10.2366	27821.6964
1981	8.4483	4671.8443	2001	10.3307	30560.6958
1982	8.5413	5129.0059	2002	10.4251	33574.9557
1983	8.6346	5631.6777	2003	10.5201	36897.7434
1984	8.7287	6185.9253	2004	10.6153	40551.5516
1985	8.8231	6796.0859	2005	10.7104	44567.4014
1986	8.9175	7466.1276	2006	10.8056	48980.6333
1987	9.0121	8203.3221	2007	10.9009	53835.8938

1988	9.1065	9012.2930	2008	10.9960	59167.5566
1989	9.1991	9891.8969	2009	11.0921	65056.6616
1990	9.2915	10856.4013	2010	11.1880	71527.0597
1991	9.3845	11918.5278	2011	11.2835	78625.6223
1992	9.4785	13091.4809	2012	11.3787	86413.3967
1993	9.5736	14387.2068	2013	11.4736	94960.8830
1994	9.669	15813.9748	2014	11.5681	104328.4296
1995	9.7643	17381.9446	2015	11.6622	114595.9616
1996	9.8594	19102.8920	2016	11.7559	125854.8229
1997	9.9540	20988.3973	2017	11.8364	138192.1324

(二) 劳动收入份额估算

我们用地区收入法 GDP 核算中的劳动者报酬表示劳动收入。但是，自我雇佣劳动者一般同时拥有一定数量的资本，其收入中包含劳动报酬和资本收入。如果将其全部归为劳动报酬，则会高估劳动收入份额；反之，则低估劳动报酬。我国的自雇佣劳动者主要分为农户、私营业主和个体户。国家统计局将农户收入统一归为劳动收入报酬。同时，私营业主在私营企业就业人数中只占 3.7%，对劳动收入份额计算的影响可以忽略不记（钱震杰，2009）。但是，我国个体户收入在自雇佣劳动收入所占的比重较大。国家统计局 2004 年前将个体户收入全部归为劳动者报酬，2004 年开始全部计入营业盈余，所以 2004 年的劳动收入份额数据出现突变。因此，为了得到前后计算口径统一的劳动收入份额，我们要对个体户收入进行调整。^①

Golin（2002）提出了三个处理方法：假设所有的自雇佣收入为劳动收入、假设自雇佣劳动收入的劳动-资本收入分配比例和其它经济部门相同、假设自雇佣劳动者的劳动收入和其它经济部门的雇员工资一致。周明海（2010）基于 Golin 的方法提出了两种调整方法：

$$\text{调整后的劳动收入份额} = \frac{\frac{\text{劳动者报酬}}{\text{总就业人数} - \text{个体户就业人数}} * \text{总就业}}{\text{国民收入}}$$

$$\text{调整后的劳动收入份额} = \frac{\text{劳动者报酬} + \frac{\text{营业盈余}}{\text{总就业人数}} * \text{个体户就业人数}}{\text{国民收入}}$$

我们取其平均值作为我们最终的劳动收入份额。经过调整，我们得到了前后可比的劳动收入份额数据，如下表 4。

表 4 调整后的劳动收入份额

年份	劳动收入份额	年份	劳动收入份额
1978	0.4967	1998	0.5083
1979	0.5138	1999	0.4997
1980	0.5115	2000	0.4871
1981	0.5268	2001	0.4823
1982	0.5357	2002	0.4775

^① Young（1995）分行业、性别、年龄、教育程度将自雇佣劳动收入分劈成劳动和资本收入。这种方法的处理效果是最准确的，但是对数据质量的要求很高。参见：Young A., 1995, "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3): 641-680.

1983	0.5354	2003	0.4616
1984	0.5368	2004	0.4386
1985	0.5290	2005	0.4599
1986	0.5282	2006	0.4574
1987	0.5253	2007	0.4558
1988	0.5172	2008	0.4936
1989	0.5151	2009	0.4991
1990	0.5342	2010	0.4852
1991	0.5003	2011	0.4893
1992	0.5009	2012	0.4993
1993	0.4949	2013	0.5059
1994	0.5035	2014	0.5191
1995	0.5144	2015	0.5396
1996	0.5121	2016	0.5422
1997	0.5103	2017	0.5510

(三) 劳动收入份额与总消费的回归分析

基于以上数据，我们对(19)式进行回归，结果如下表5所示。首先，为了处理序列相关性，我们对所有回归都加入了被解释变量的2期滞后值。其次，回归方程(1)是对(19)式的直接回归，显著性和系数均符合理论结果。可见，我国的增长体制内生性转换是存在的，有必要考虑劳动收入份额的双重影响和净效果随着积累和增长的变化。回归方程(2)则利用滞后一期的劳动收入份额作为当期劳动收入份额的工具变量进行两阶段最小二乘回归。因为总消费作为总需求的重要部分，也会影响就业进而影响劳动收入份额，存在内生性问题。从结果可以看到，两阶段最小二乘回归并没有对显著性和变量符号造成改变，模型的结论是比较稳健的。再次，我们考虑房价 Housing-price 对居民消费的影响，以此来检验模型的稳健性。回归式(3)中房价影响并不显著，但是对原有系数的显著性有轻微影响，虽然系数本身变化较小。最后，在总需求构成中还包含政府购买(G)和净出口NX对消费，他们会通过对产能利用率的影响，影响总需求(总收入)进而影响总消费。容易证明，将G和NX纳入产出Y，进入产能利用率，在(19)式中会出现 $z \cdot G$ 和 $z \cdot NX$ 两项。政府购买和净出口都来自于国家统计局网站的支出法GDP核算，并扣除价格因素。回归式(3)表明，政府购买的加入会产生明显的共线性，系数显著性都出现下降，但是符号仍然符合理论值。这一方面意味着，支出法GDP中的政府购买与当期收入直接相关，其信息已包含在收入中；另一方面说明我国经济中劳动收入份额与总消费的非线性关系仍然成立。回归式(4)则加入了净出口因素，系数变化并不大，但是显著性有所下降，总体来看模型仍具有较好的稳健性。

表5 (19)式的回归结果

因变量:C	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	2SLS	OLS	OLS	OLS
Constant	111.3954 (99.2928)	365.5170* (191.9989)	-105.3191 (116.2351)	261.8309** (116.8679)	122.8610 (101.6171)
$z \cdot Y^*$	-0.8804* (0.5883)	-4.0148** (1.6684)	-0.8552 (0.6438)	-0.2004 (0.6394)	-0.8604 (0.5942)
$z^2 \cdot Y^*$	5.0333* (2.5698)	19.3693** (7.5604)	4.9566* (2.7105)	1.7756 (2.8602)	5.1549* (2.5987)

z^3*Y^*	-5.5883** (2.6155)	-20.2414** (7.7153)	-5.5255* (2.7232)	-2.3847 (2.8842)	-5.7853** (2.6548)
Housing-price			-0.0615 (0.421)		
$Z*G$				1.2493** (0.5765)	
$z*NX$					-0.0960 (0.1436)
AR(1)	1.0560*** (0.1909)	0.4593 (0.3802)	1.0558*** (0.1939)	0.9096*** (0.1930)	1.0415*** (0.1938)
AR(2)	-0.3312* (0.1820)	-0.2546 (0.2650)	-0.3327* (0.1854)	-0.2545 (0.1759)	-0.3601* (0.1886)
修正R ²	0.9995	0.9991	0.9995	0.9996	0.9995
D-W值	2.0071	1.6166	2.0083	1.6617	1.9903
N	38	38	38	38	38

注：表中*代表 $p \leq 0.1$ ；**代表 $p \leq 0.05$ ；***代表 $p \leq 0.01$ 。

以上变量中，Housing-price、 $z*NX$ 是一阶单整序列，C、 $z*Y^*$ 、 z^2*Y^* 、 z^3*Y^* 、 $z*G$ 是 2 阶单整，ADF 检验结果如下表 6：

表 6 变量单位根检验

变量	检验类型 (C,T,K)	1%临界值	ADF 值	P 值	结论
C	(0,0,0)	-2.6289	-6.9380	0.0000	二阶单整
$z*Y^*$	(C,T,1)	-4.2349	-9.3971	0.0000	二阶单整
z^2*Y^*	(C,0,1)	-3.6267	-8.1240	0.0000	二阶单整
z^3*Y^*	(0,0,2)	-2.6326	-2.8275	0.0000	二阶单整
Housing-price	(C,T,0)	-4.2191	-6.9639	0.0000	一阶单整
$z*G$	(C,T,4)	-4.2627	-4.5045	0.0045	二阶单整
$z*NX$	(0,0,0)	-2.6272	-5.1613	0.0000	一阶单整

对以上四个回归进行协整检验，残差序列均在 ADF 检验下是平稳的(PP 检验结果一样)，结果如下表 7：

表 7 回归的残差序列单位根检验

变量	检验类型 (C,T,K)	1%临界值	ADF 值	P 值	结论
e(1)	(0,0,0)	-2.6289	-6.0231	0.0000	平稳
e(2)	(C,0,0)	-3.6210	-4.8722	0.0003	平稳
e(3)	(C,T,0)	-4.2268	-5.9037	0.0001	平稳
e(4)	(C,T,0)	-4.2268	-4.9639	0.0015	平稳
e(5)	(0,0,0)	-4.2268	-5.8489	0.0001	平稳

基于上述回归结果，回归式 (1)、(2) 能保证所有变量是同阶单整，结果更为可靠。这两式意味着，在现有积累体制下，当劳动收入份额超过 46% 左右时（按照 2SLS 的结果是 51%），总消费会随着劳动收入份额提高而下降。这意味着，在当前的积累体制下，仅通过提高劳动收入份额来提升消费的增长空间不大。按照 2017 年的数据（劳动收入份额为 55%），

已超过拐点。即使考虑到本文对数据的处理可能高估了劳动收入份额，在当前的资本积累体制下，通过提高劳动收入份额来拉动消费增长的空间也所剩无几。从这个角度看，我国近几年的总消费的增长主要源于投资与技术进步带来的产能水平的提高，而非收入分配的影响。为了进一步验证这一现象背后的机制，我们直接验证产能利用率和劳动收入份额之间的关系。

(四) 产能利用率与劳动收入份额倒 U 关系的检验

前面结论依赖于理论模型中的体制转换，即产能利用率与劳动收入份额倒 U 关系的成立。我们对此进行验证。和前面的回归类似，我们通过两期滞后项来解决序列相关性问题，并且考虑进一步控制政府购买和进出口对产能利用率的影响，同时利用滞后一期的劳动收入份额作为工具变量处理内生性问题。变量均为同阶单整，回归后均通过了协整检验，这里不在赘述。从下表 8 的回归结果来看，系数符号和显著性基本验证了本文的理论分析。结果表明，劳动收入份额与产能利用率呈“倒 U 关系”。当劳动收入份额较低时，劳动收入份额提高带来的消费提高超过了其对利润率的挤压，总需求是随之提高的；当劳动收入份额提高到一定程度，通过对利润率的挤压会导致投资下降，进而总需求不足。

表 8 关于产能利用率的回归分析

因变量产能利 用率u	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) OLS
Constant	-1.1021 (0.8585)	-4.2953** (1.8432)	-1.0987 (0.8717)	-1.4057 (0.8792)
z	6.2913* (3.6484)	19.9683** (7.8513)	6.2489* (3.7103)	7.5809** (3.7362)
z ²	-6.5209* (3.6703)	-20.3125** (7.8928)	-6.4713* (3.7352)	-7.7260** (3.7411)
G/Y*			0.0465 (0.2552)	
NX/Y*				0.1633 (0.1232)
AR(1)	1.3443*** (0.1211)	1.1863*** (0.1613)	1.3430*** (0.1231)	1.3607*** (0.1203)
AR(2)	-0.7510*** (0.1180)	-0.7792*** (0.1439)	-0.7523*** (0.1208)	-0.8101*** (0.1256)
修正R ²	0.8518	0.7881	0.8473	0.8551
D-W值	2.0409	1.8346	2.0344	2.0868
N	38	38	38	38

注：表中*代表 $p \leq 0.1$ ；**代表 $p \leq 0.05$ ；***代表 $p \leq 0.01$ 。

五、总结与启示

本文首先论证了，只要引入利润率决定投资和增长就不会遗漏跨期优化所蕴含的数量关系；然后，在一个马克思-后凯恩斯宏观模型下，同时考虑劳动收入份额对总体消费率和总需求的双重影响，并得到了一个非线性关系；最后，我们用谢克的方法估算产能利用率以剔除潜在产能变动的的影响，并验证了以上关系。结果显示，在我国现有的资本积累体制下，

劳动收入份额提高空间有限,进一步提高所带来的利润率下降可能导致投资的减少超过消费的增加,从而降低总需求。因此,在提高劳动收入份额的同时,要稳住投资,避免总需求的下滑,或者通过技术创新提高潜在产能水平,才能实现劳动收入提高和经济持续增长同时进行。

当然,短期内通过政府支出的扩张也能刺激总需求。但是,一方面政府支出并不直接影响产能,另一方面,如果财政支出增长过快会造成债务累积,为了减轻债务负担就难以提高基准利率,影响货币金融调控的政策空间。而投资本身不仅是需求,也增加产能,同时还是技术创新的重要条件。稳定投资,不仅需要稳定投资的绝对水平,还应优化结构,促进技术水平的提高。这方面应发挥国有企业的体制优势,承担风险大、难度高、期限长的战略行业投资,同时强化对民营资本投资行为的引导,既遏制大资本无序扩张,维持市场秩序,又要通过深化改革引导民营资本积极进入国计民生急需的领域。

综上,为推动收入分配关系和谐发展,促进消费积极增长,巩固国内大循环,在提高劳动收入份额的同时,应辅以稳定、优化企业投资和促进技术持续升级等政策,实现需求管理和供给侧改革的有机融合。

参考文献:

- [1] Bhaduri A., S. Marglin, 1990, "Unemployment and the Real Wage: The Economic Basis for Contesting Political Ideologies," *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4): 375-93.
- [2] Bhaduri, A., 2008, "On the Dynamics of Profit-Led and Wage-Led Growth," *Cambridge Journal of Economics*, 32 (1): 147-60.
- [3] Bruno, O., 1999, "Long-Run Positions and Short-Run Dynamics in a Classical Growth Model," *Metroeconomica*, 50 (1): 11-137.
- [4] Dutt, A. K., 1992, "Conflict Inflation, Distribution, Cyclical Accumulation and Crises," *European Journal of Political Economy*, 8(4): 579-597.
- [5] Crotty, James R., 1993, "Rethinking Marxian Investment Theory: Keynes-Minsky Instability, Competitive Regime Shifts and Coerced Investment," *Review of Radical Political Economics*, 25(1): 1-26.
- [6] Friedman M., 1957, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press.
- [7] Golin D., 2002, "Getting Income Shares Right," *Journal of Political Economy*, 110(2): 458-474.
- [8] Hsueh, Tien-tung and Qiang Li, 1999, *China's National Income, 1952-1995*, Boulder, Col: Westview Press.
- [9] Lavoie M., 2014, *Post-Keynesian Economics: New Foundations*, Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.
- [10] Robinson J., 1962, *Essays in the Theory of Economic Growth*, London: Macmillan.
- [11] Robinson J., 1956, *The Accumulation of Capital*, London: Macmillan.
- [12] Shaikh A., 1974, "Laws of Production and Laws of Algebra: The Humbug Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 56(1): 115-120.
- [13] Shaikh A., Moudud J. K., 2004, "Measuring Capacity Utilization in OECD Countries: A Cointegration Method," *Economics Working Paper Archive*, No. 415.
- [14] 单豪杰, 2008, "中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年", 《数量经济技术经济研究》, 第 10 期, 第 17-32 页。
- [15] 方福前, 2009, "中国居民消费需求不足原因研究: 基于中国城乡分省数据", 《中国社会科学》, 第 2 期, 第 68-82 页。
- [16] 高帆, 2014, "劳动者报酬占比、城乡收入分配与中国居民消费率——基于省际面板数据的实证研究", 《学术月刊》, 第 11 期, 第 40-49 页。
- [17] 凯恩斯, 2009, 《就业, 利息和货币通论》, 高鸿业译, 北京: 商务印书馆, 第 118 页。
- [18] 李嘉图, 1962, 《政治经济学及赋税原理》, 郭大力、王亚南译, 北京: 商务印书馆, 第 77-107 页。
- [19] 骆桢, 2020, "工资-利润率倒 U 关系与经济危机的发生机制——基于马克思—后凯恩斯宏观经济模型的分析", 《政治经济学评论》, 第 6 期, 第 22-42 页。
- [20] 骆桢、张衍, 2018, "劳资关系对经济增长可持续性的影响分析", 《政治经济学评论》, 第 6 期, 第 122-141 页。
- [21] 马克思, 2004a, 《资本论》第二卷, 北京: 人民出版社, 第 447-457 页。
- [22] 马克思, 2004b, 《资本论》第一卷, 北京: 人民出版社, 第 683、685、717 页。
- [23] 马克思, 2004c, 《资本论》第三卷, 北京: 人民出版社, 第 506 页。
- [24] 钱震杰, 2011, 《中国国民收入的要素分配份额研究》, 北京: 中国金融出版社, 第 66 页。
- [25] 塞缪尔·鲍尔斯, 罗伯特·布瓦耶, 2018, 秦蒙等译, "工资引导的就业体制——福利资本主义的收入分配, 劳动纪律和总需求", 《政治经济学报》, 第 11 卷, 第 153-174 页。
- [26] 王云中、庄雷, 2014, "我国劳动报酬提高对宏观经济影响的实证分析——基于 1981 年-2012 年的宏观

经济数据”，《马克思主义研究》，第7期，第52-61页。

[27] 杨天宇，2019，“破解2008年以来中国国民储蓄率下降之谜”，《经济学家》，第11期，第14-22页。

[28] 赵娟霞，2015，“劳动力价格对我国居民消费需求的影响”，《价格理论与实践》，第6期，第49-51页。

[29] 周明海、肖文、姚先国，2010，“中国劳动收入份额的下降:度量与解释的研究进展”，《世界经济文汇》，第6期，第92-105页。

An Analysis of the Effect of Labor Income Share on Aggregate Consumption from the Perspective of Classical Hypothesis: Based on Marx-post-Keynesian macroeconomic model

LUO Zhen¹, ZHANG Jianbao²

1. Sichuan University, Chengdu, 610065

2. Renmin University of China, Beijing, 100872

Abstract: There are two paradigms in the study of aggregate consumption: neoclassical economics emphasizes on inter-temporal optimization, while Marxist and post-Keynesian economics emphasize the impact of labor income share on the aggregate consumption rate. Based on Shaikh's criticism of production function, it can be proved that the dynamics of consumption under intertemporal optimization is basically equivalent to the "Cambridge Equation" in which the growth rate is determined by the profit rate. However, labor income share not only determines the consumption rate, but also affects the aggregate demand and income. Based on Marx's analysis of consumption behavior, this paper introduces the classical hypothesis in a Marxist-post-Keynesian framework of capital accumulation, abstracts the consumption from capital income, and examines the dual effects of labor income share on consumption rate and aggregate demand, and obtains the nonlinear relationship between labor income share and aggregate consumption. China's data are a good test of this relationship. The results show that under the current accumulation system, there is little room for increasing labor income share to promote consumption growth, because profits squeezing will reduce investment, thereby reducing aggregate demand. Therefore, in order to promote the sustained growth of aggregate consumption and a stable domestic circulation, it is necessary to stabilize investment while increasing the share of labor income, and improve the potential productivity through technological innovation, so as to organically combine demand management with supply-side reform.

Keywords: classical hypothesis; labor income share; aggregate consumption; nonlinearity