



Zeldes 1989

Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation

Author: Stephen P. Zeldes

Source: Journal of Political Economy, Vol. 97, No. 2 (Apr., 1989), pp. 305–346

The Chinese version here is Translated by Leslie J. Zhang

0. Abstract(摘要)

背景：最近的几项研究表明，永久收入/生命周期模型的实证性拒绝可能是由于流动性约束的存在；

方法与数据：本文根据 消费者在一系列明确指定的借款约束下进行最优化 这一备择假设 检验了永久收入假说；推导出 借贷约束 对消费的影响(implication)，并通过使用来自 PSID 的家庭时间序列/横截面数据对这种影响进行了检；

结果：结果通常支持以下假说：无法通过未来的劳动收入借款会影响很大一部分人口的消费；

1. Introduction (介绍)

背景：

最近，通过使用时间序列数据进行的研究发现 流动性陷阱 是 数据不能很好拟合 LCH/PIH 和 理性预期的的随机版本 的原因之一

之前的研究的重点是在 LCH/PIH 为真实模型的零假设下检验(在这一条件下)永久收入对对消费的影响，而备择假设通常有两种：模型不适合数据；全部或者部分消费与收入成正比(Keynesian alternative)

但是，在 个人在一系列借款约束(限制)下最优化终生效用 这一特定备择假设下推导和检验消费的含义 的这一工作却很少

凯恩斯消费理论中，对于凯恩斯消费者，他们不会通过借贷或储蓄来平滑消费(没有借贷限制，借贷或储蓄都是自由的)，由于个人可以受借贷约束但储蓄是自由的，因此，借贷约束的存在一般不会导致凯恩斯主义行为

本研究的目的与数据：

推导出在存在借贷约束的消费行为的可检验的含义(影响)，而对于这些含义的检验主要取决于观测个人家庭行为随时间的推移

为完成上述目的或检验，研究使用的数据是 PSID(一个收集了美国家庭数据的代表性面板数据)，具体的说：作者为了检验有约束力的借贷限制对消费的影响，是作者使用了 PSID 中十个年度的关于家庭食物消费和其它变量的数据

最终(目的)，**了解流动性约束是否能够成为 PHI 被拒绝的一个原因**

研究步骤(方法)：

1. 首先，提出一个没有借贷约束的模型，检验与相邻时期消费相关的一阶条件

2. 之后，施加一组外生的数量约束到每个时期的净负债；

同时，设置了两个正式的检验，且每个检验都取决于是否 **当存在流动性约束时，从无流动性约束模型中推导出来的欧拉方程将被违反**；检验中，根据金融资产与收入的比率分为两组，其中，具有资产较低的一组最有可能违反(遭遇)具有约束力的流动性限制，如果流动性约束是偏离 PIH 的重要源头(原因)，那么，以下应该是正确的：First:: 组 2 满足欧拉方程，组 1 违反欧拉方程(违反的形式：不合理的参数估计、拒绝过度识别或两者兼有)；Second：组 1 中的欧拉方程存在单边不等式，产生这种情况的原因是 **当个人因为借贷约束无法把未来的消费转移到当下时，那么当下的相对于未来的消费边际效用一定会比没有借贷约束时候的高，即与借贷约束相关的拉格朗日乘数严格为正**；作者推导出的拉格朗日乘数的估计值等于欧拉方程无法解释的消费增长部分

方法评价：

1. 这种检验的优点在于不需要为存在借贷约束消费的指定封闭解或特定的收入过程
2. 用于推测关于借贷约束的拉格朗日乘数的技术对想估计封闭形式模型下拉格朗日乘数值的近似值的人是有用的
3. 公司监管约束的背景下估计拉格朗日乘数工作的一个后续工作(this follows up on work on...)

研究认为：如果将所有的其它因素(包括未来收入)保持不变，当前收入的增加将放松具有约束力的借贷约束，从而降低拉格朗日乘数；**第三个检验**：作者为了检验这种 partial effect，估计了拉格朗日乘数关于当前收入的总导数，并检验了它是否为负；这个检验虽然不是正式的，但是具有建议性，因为总导数的符号不必与偏导数的符号相同

结果：

1. 结果一般但不完全支持流动性约束对消费有重要影响的观点
2. 主要的结果来自基于流动资产相对于收入的样本划分：对于第一组观察值的欧拉方程被拒绝，但是第二组没有；对于第一组，平均的拉格朗日乘数为正，这意味着对于约束观测的欧拉方程中存在适当的单边不等式，但是该系数在 5% 的水平上不具有统计显著性；点估计表明，**借贷约束导致第一组的年度食品消费增长比没有借贷约束时高 1.7%**
3. 当前收入与拉格朗日乘数的总相关性是负相关的(尽管统计上并不显著)
4. 基于流动资产的第二组分割排除了两组的一些观测值并得出了相似的结果，除了平均拉格朗日乘数在统计上显著为正
5. 最后，通过尝试另一种样本划分：将流动资产和住房净值加在一起

文章结构：

1. 第一章：介绍
2. 第二章：提出没有借贷限制的基本模型；同时本章指出尽管关于当前和未来最优消费的欧拉方程是得到满足的，个人仍然会受到借贷限制，进一步针对此情况，本章描述了凯恩斯主义行为和借贷限制行为的差异
3. 第三章：描述检验：检验借贷约束的重要性
4. 第四章：描述数据和分割样本的技术(对分析中使用的变量的构建的详细描述在 appendix 中)
5. 第五章：检查结果
6. 第六章：结论性评价(concluding remarks)

2. The Basic Model with and without Borrowing Constraints (不存在和存在借贷约束的基准模型)

本章内容：第一小节：提出不存在借贷约束的基准模型并推导出相应的欧拉方程组；第二小节：提出存在借贷约束的模型并推导出相应的欧拉方程组

理性预期下检验永久收入/生命周期(PIH/LCH)模型的欧拉方程方法由 Hall(1978)开创，并由 Mankiw(1981), Hansen and Singleton (1983)等人拓展，Shapiro (1984) 第一次将这种方法应用于消费的时间序列/横截面数据

A. The Model without Constraints

1. 假设：家庭最大化时间可分离的终生效用的期望值，即：在每个时期 t ，家庭 i 选择消费 C_{it} 和投资组合份额 $\{w_{it}^j\}$ 去最大化

$$\begin{aligned} & \max E_t \sum_{k=0}^{T-t} \left(\frac{1}{1+\delta_i} \right)^k U(C_{i,t+k}; \Theta_{i,t+k}) \quad (1a) \\ & \text{subject to } A_{i,t+k} = (A_{i,t+k-1}) \times \left[\sum_{j=1}^M w_{i,t+k-1}^j (1 + r_{i,t+k-1}^j) \right] \\ & \quad + Y_{i,t+k} - C_{i,t+k}, \quad k = 0, \dots, T-t, \quad (1b) \\ & \quad C_{i,t+k} \geq 0, \quad k = 0, \dots, T-t, \quad (1c) \\ & \quad A_{iT} \geq 0, \quad (1d) \end{aligned} \quad (1)$$

Where:

U : 效用函数

C_{it} : 家庭 i 在时期 t 的真实消费

Θ_{it} : 家庭 i 在时期 t 的 tastes

δ_i : 家庭 i 的时间偏好率

E_t : 以时间 t 时可利用的信息为条件的期望算子

T : 终点 of family's horizon

A_{it} : 家庭 i 在时期 t 收到收入和消费后的真实期末财富

r_{it} : 时期 t 和 $t+1$ 之间第 j 项资产的事后实际税后回报

w_{it}^j : t 期末资产 j 在财富中占的份额

M : 可利用资产的种类

Y_{it} : 家庭 i 在时期 t 的真实可支配劳动收入

Zeldes (1986) 阐明，当收入是随机时，这个问题的解析解无法被推导出来，然而可以利用扰动参数来推导出最优化所需要的一组一阶条件或欧拉方程；一个人无法 通过今天少消费一单位来增加他在今天和明天之间任何资产 j 的持有量，进而能够在明天消费额外的总回报的方式 来增加预期的终生效用；类似的，如果个人不受限于将其持有的资产 j 减少到当前数量以下(自由处置资产时，欧拉方程满足时，实现了终生效用的最大化，此时，如果继续转移当下与未来的消费数量会脱离最优)，那么他不能 通过今天增加消费一单位而减少资产 j 的持有数量，从而在明天减少消费相应的方式 增加他的终生期待效用；在没有借贷约束的情况下，这会导致下面的欧拉方程组：

$$U'(C_{it}; \Theta_{it}) = E_t \frac{U'(C_{i,t+1}; \Theta_{i,t+1})(1+r_{it}^j)}{1+\delta_i} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T-1, j = 1, \dots, M \quad (2)$$

Where:

N : 家庭数量

U' : U 关于 C 的偏微分

在理性期望的假设下，有：

$$\frac{U'(C_{i,t+1}; \Theta_{i,t+1})(1+r_{it}^j)}{U'(C_{it}; \Theta_{it})(1+\delta_i)} = 1 + e_{i,t+1}^{ij} \quad (3)$$

Where:

$e_{i,t+1}^{ij}$: 与时间 t 已知信息不相关的期望误差

这里的欧拉方程适用于消费者可用的任何资产，包括无风险资产(无风险资产的收益率为 r_{it})

B. The Model borrowing Constraints

最近的一些理论文章表明，流动性约束对个人消费行为以及总消费、产出和资产回报等行为有重要的影响；例如，Scheinkman 和 Weiss (1986)通过研究个体特征不确定的一般均衡模型，发现：当个人不能以未来的劳动收入作为抵押而获得借贷时，这会导致模拟的实际商业周期中的价格和产出产生波动，而这在完美市场假设下是不存在的；**在 Zeldes(1989)的这篇文章中，他对是否存在借贷约束进行了检验**

文献中研究了各种形式的流动性约束，每种形式都涉及持有资产的一些价格和数量限制；这里(本研究)考虑的约束类型是一个简单的数量限制：**期末交易资产净存量总和的下限(这种限制如何内生性的形成作者并未推导)**；这种借贷约束会出现在个人拥有关于他们未来劳动收入的私人信息的模型中(这种外生约束类似于 Bewley (1977) 和 Scheinkman, Weiss (1986)施加的约束)；**下面的一组对于方程(1a-1d)的约束构成了作者在本文中所提及的信贷约束**(作者认为这些借贷约束只是可能的流动性约束的一个子集，但是在本文中作者把他们混用，即在本文中他们的含义是等价的)：

$$A_{i,t+k} \geq 0, \quad k = 0, \dots, T - t - 1 \quad (1e)$$

这套约束禁止 个人今天 消费未来提供劳动所获得的收益；尽管大部分的消费者能够借钱购买资产，但 消费者不能通过不可交易的资产(如，未来的劳动收入)来净额(on net)借贷 似乎是一个合理的假设，总之，债务不能超过交易资产的总现值

实证工作将检验两个相互矛盾(相互竞争的， competing)的假说(假设)， **在零假设下，代理人可以以相同的利率借贷；在备择假设下，通过未来的劳动收入(其它不可交易的资产)来借贷是不允许的**；即不包括不可以交易的资产的净财富被限定为非负值

尽管备择假设是所有人都面临一组约束(1e)，但是在任何时间点，**约束(1e)将只会对一些人有约束力(该限制对那些选择不在早期积累财富的人或那些收入或投资组合回报不佳的人具有约束力)**，而对另一些人没有约束力

当借贷约束(1e)被添加到模型，得到的欧拉方程如下

$$U' (C_{it}; \Theta_{it}) = E_t \left[\frac{U'(C_{i,t+1}; \Theta_{i,t+1})(1+r_{it})}{1+\delta_i} \right] + \lambda''_{it} \quad (4)$$

Where:

λ''_{it} : t 时刻关于约束(1e)的拉格朗日乘数

λ''_{it} 等于如果当前的约束放松一个单位将导致的预期终生效用的增加，它是额外借入一美元，消费所得收益并在下一期减少适当数量的消费所带来的额外的效用；由于代理人被限制借入更多，而不是被限制储蓄更多，因此方程(4)中的 λ''_{it} 是正的(positive sign)；在约束最优条件下，今天多消费一单位的边际效用总是大于或等于等到明天在消费额外数量的边际效用；如果 λ''_{it} 是大于零的，则当前的约束是具有约束力的，那么，个人期末的金融资产必须为零(如果资产是正的，个人总是可以通过消费这些资产的一部分来在边际上进行资源转移)

为了将来的目的，通过一个截止到时间 t 是非随机的正项将 λ''_{it} 进行标准化是很方便的(微分方程)：

$$\lambda'_{it} \equiv \frac{\lambda''_{it}}{E_t \left[\left(\frac{1+r_{it}}{1+\delta_i} \right) U' (C_{i,t+1}; \Theta_{i,t+1}) \right]}$$

当约束是有约束力时， $\lambda''_{it}, \lambda'_{it}$ 将为正值；当约束是没有约束力时， $\lambda''_{it}, \lambda'_{it}$ 将为 0；将上式带入公式(4)有：

$$E_t \left[\frac{U'(C_{i,t+1}; \Theta_{i,t+1})(1+r_{it})}{U'(C_{it}; \Theta_{it})(1+\delta_i)} \right] (1 + \lambda'_{it}) = 1 \quad (5)$$

如前文所提及的一样，理性预期下有：

$$\frac{U'(C_{i,t+1}; \Theta_{i,t+1})(1+r_{it})}{U'(C_{it}; \Theta_{it})(1+\delta_i)} (1 + \lambda'_{it}) = 1 + e'_{it+1} \quad (6)$$

Where:

e'_{it+1} : $(1 + \lambda'_{it})$ 乘以利率和边际替代率的乘积的期望误差

C. Euler Equation Violations, Global Constraints, and "Keynesian" Consumption

在检查欧拉方程检验之前，需要进行两个重要的观察：

第一个：如果满足本期和下一期之间的欧拉方程，这并不意味着个人的当前消费行为与完全不受约束的 PIH/LCH 消费者相同；在任何的多期模型中，方程(1e)构成了一组约束，每个时间段一个；给定所有的未来约束，如果当前的约束是有约束力的，时期 t 和 t+1 之间的欧拉方程将被违反，也就是说，如果删除 k=0 时的(1e)(continuing to impose it for k>0)，会改变目前的消费；然而，尽管当前的约束不具有约束力，从而时期 t 和 t+1 之间的欧拉方程得到满足，但是，未来以某种正的概率发生约束力的约束的存在将降低任何规避风险的个人的当前消费(Zeldes,1987)；因此，通常出现消费者受到全局(globally)的约束，但满足时期 t 和 t+1 之间的欧拉方程的情况(例如， $\lambda'_{it} = 0$)

第二个：借贷约束一般不会意味着凯恩斯主义行为，标准的凯恩斯消费函数为： $C_t = C + cY_t$ ，可以通过当前有约束力的约束来解释的凯恩斯主义行为的唯一形式是特定例子 $C_t = Y_t$ ，这将要求当前借贷约束在 t-1 和 t 期是有约束力的(如果个人进入和离开没有财富的时期，那么消费必须等于该时期的收入)；**不受约束的 PIH/LCH 消费者可以通过借贷和储蓄来平滑收入的波动**；凯恩斯主义行为 $C_t = Y_t$ ，既不涉及借贷也不涉及储蓄以平滑消费(involves neither borrowing nor saving to smooth consumption)；因此，**为了让约束产生凯恩斯主义行为(in order for constraints to generate Keynesian behavior)**，要么同时存在借贷(borrowing and lending)限制(这可能出现在资本市场运作不良的发展中国家)，要么(或者)，如果只存在借款约束，个人必须选择从不储蓄；也就是说，借贷(borrowing)约束必须是一个又一个的时期的有效约束；但是，个人通常会收到时好时坏的收入，当个人今天相对于明天收到更高的收入时，他们通常会选择储蓄以避免消费下降；因此，**受一系列借贷约束的最优化终生效用的个人消费通常将与凯恩斯消费函数所暗含的不匹配**；

最近关于消费的大部分研究主要集中在**在 PIH/LCH 为真实模型的零假设下 推导和检验消费的含义(PI/LC income 对消费的影响)**；在某些情况下，备择假设只是模型不适合数据(例如，Hall 1978; Hansen and Singleton 1983; Mankiw et al. 1985)，或在其它情况下，备择假设是：凯恩斯模型被用作基准替代方案(benchmark alternative)(例如，Flavin (1981), Hall and Mishkin (1982), and Hayashi (1985a))；**本小节的讨论表明，为了检验流动性约束是否重要，凯恩斯基准替代方案(Keynesian benchmark alternative)需要被改进**；在后续的章节中，作者构建检验方法，以完成上述的检验内容：它们(作者构建的检验方法)检验了**个人是不受(信贷)约束的 PIH/LCH 消费者非零假设与(against) 个人在借贷约束下最大化终生效用这一特定的备择假设**；

3. Description of Euler Equation Tests

本文剩余部分的所有检验都是基于**一个当下有约束力的借贷约束将导致违反(不受约束的下的)欧拉方程**这一含义；基于是否违反欧拉方程的检验 而不是直接查看消费水平或消费对当前收入的敏感性 的优点在于进行欧拉方程检验不需要指定确切的收入过程或表达一个封闭式的消费决策规则：这是很重要的，因为只有在非常严格的假设下才能得出无约束问题的封闭式解决方案，并且，还没有人为施加约束的问题推导出封闭式解决方案；下文中(hereinafter)，**当作者提及流动性约束 约束这个时期时，他的意思是 与当下和未来之间转移资源相关的拉格朗日乘数是正的，即，当下和未来(today and tomorrow)之间的欧拉方程是不满足的**；

为了估计欧拉方程，首先需要做出一些关于偏好和识别(identifying)的假设；小节 A 阐明(spell out)了这些假设，小节 B 描述了计量检验；

A. Assumptions about Preferences and Identification

为了使等式(3)和(6)可操作，需要对效用函数的一般形式和转移口味(tastes)的因子(factors, Θ_{it})做出假设：

1. 效用函数的假设：假设效用函数是 CRRA(constant relative risk aversion)形式：

$$U(C_{it}; \Theta_{it}) = \frac{C_{it}^{1-\alpha}}{1-\alpha} \times \exp(\Theta_{it}) \quad (7)$$

Where:

α ：相对风险规避系数(coefficient of relative risk aversion)，假设每个家庭的 α 都是相同的；

δ_i ：时间偏好率，允许每个家庭具有不同的时间偏好率；

将公式(7)带入(6)有：

$$\frac{C_{it+1}^{-\alpha} \times \exp(\Theta_{i,t+1} - \Theta_{it}) (1 + r_{it}) (1 + \lambda'_{it})}{C_{it}^{-\alpha} (1 + \delta_i)} = 1 + e'_{i,t+1} \quad (8)$$

where:

$e'_{i,t+1}$ ：关于方程 8 的左侧的期望误差，它的均值为 0，且在时间 t 它和任何变量的信息都是无关的；

2. 不同于之前的研究者，作者允许家庭效用函数(及消费)被 tastes(不同家庭的 tastes 可能是不同的，且随时间发生变化)影响；

作者允许可观测的和不可观测的 tastes；tastes 的可观测的因素(因家庭和时间而异)是对家庭规模(AFN_{it})、年龄和年龄平方的衡量；tastes 的不可观测因素包括固定的家庭构成(ω_i)、跨家庭不变但随时间而变化的总成分(η_t)以及与前两者正交的剩余成分(u_{it})；作者允许每个家庭具有不同的时间偏好率，这相当于在 tastes 变化中包含了一个固定的家庭成分；综上，能够变换(shift) tastes 的(变换)因子为：

$$\Theta_{it} = b_0 \text{age}_{it} + b'_1 \text{age}_{it}^2 + b_2 \ln(\text{AFN}_{it}) + \omega_i + \eta_t + u_{it} \quad (9)$$

把方程(9)带入方程(8)中，并在两侧取 log 后有：

$$\begin{aligned} GC_{i,t+1} &= \frac{1}{\alpha} [b_0 - \ln(1 + \delta_i) + (\eta_{t+1} - \eta_t) + \ln(1 + r_{it}) \\ &\quad + b'_1 (\text{age}_{i,t+1}^2 - \text{age}_{it}^2) + b_2 \text{GAFN}_{i,t+1} \\ &\quad + (u_{i,t+1} - u_{it}) - \ln(1 + e'_{i,t+1}) + \ln(1 + \lambda'_{it})] \end{aligned} \quad (10)$$

where:

$$\begin{aligned} GC_{i,t+1} &= \ln(C_{i,t+1}/C_{it}) \\ \text{GAFN}_{i,t+1} &= \ln(\text{AFN}_{i,t+1}/\text{AFN}_{it}) \end{aligned}$$

方程(10)是对数一阶差分，家庭特定项(family-specific term) ω_i 从方程中被消去；估计过程通过包含一个固定的个人效应来解释家庭特定时间偏好率的存在，通过包含一个固定的时间效应来解释总 taste 改变的存在(the aggregate taste change)；taste change($u_{it+1} - u_{it}$)被假设为是平稳的，且其无条件期望为 0；

由于宏观冲击，尽管期望误差具有零均值，但不同家庭的期望误差(e'_{it+1})可能是相关的；作者期望误差项可以被分解为两个独立成分之间的乘积；这两个独立成分分别是：共同的总成分(common aggregate component, $1 + e^a_{it+1}$)和特殊成分(idiosyncratic component, $1 + e^s_{it+1}$)，其中 e^a_{it+1} 和 e^s_{it+1} 都具有零均值；

如果 e_{it+1} 具有零均值，那么 $\ln(1 + e_{it+1})$ 就不具有零均值，对 $\ln(1 + e_{it+1})$ 取二阶泰勒近似后有 $\ln(1 + e_{it+1}) \simeq e_{it+1} - 1/2e_{it+1}^2$ ，这意味以任何信息集 Ω 为条件，如果 e_{it+1} 服从对数正太分布，那么 $E[-\ln(1 + e_{it+1})] \simeq 1/2e_{it+1}^2$ 成立；因此，欧拉方程中误差项的均值是和期望误差的方差相关；期望误差的条件方差会包含 time-specific 和 person-specific 成分(component)，但是它们被假设和(即将描述的)时间变量 t 是无关的；

结合上述所有内容，给出了要估计的方程：

$$\begin{aligned} GC_{i,t+1} = & k^1 + k_i^2 + k_t^3 \\ & + \frac{1}{\alpha} [\ln(1 + r_{it}) + b_1 \text{age}_{it} + b_2 \text{GAFN}_{i,t+1}] \\ & + v_{i,t+1} + \ln(1 + \lambda_{it}) \end{aligned} \quad (11)$$

where:

$v_{i,t+1} = (1/\alpha) [(u_{i,t+1} - u_{it}) - \ln(1 + e_{i,t+1}) - 1/2\sigma_{e,i,t+1}^2]$ ：具有零均值；

k^1, k^2, k^3 分别是常数值、固定家庭效应、固定时间效应；

为简单起见，通过符号保留变换，对 λ'_{it} 进行了标准化，即： $1 + \lambda_{it} \equiv (1 + \lambda'_{it})^{1/\alpha}$ ；同时，作者还定义了 $x_{it+1} \equiv [v_{it+1} + \ln(1 + \lambda_{it})]$ ，其中 x_{it+1} 是在其它条件不变的情况下，消费的增长超过了在没有约束的模型中在时刻 t 预测的数量；需要注意的是，在保持所有其它条件相同的情况下，更高的 λ_{it} 对应于一个在 t 和 t+1 期之间更快的预期消费增长；

作者假设 t+1 时的家庭构成和户主年龄状况在时刻 t 是已知的；然而，事后(ex post)的税后回报在时刻 t 通常是未知的，而且，由于时刻 t+1 的消费、收入和边际税率之间存在相关性，事后的税后回报可能和消费增长的期望误差是相关的；因此，作者在估计欧拉方程的时候使用了工具变量法；时刻 t 的边际税率和收入的对数(log of income)(被)直接用作工具变量(used directly as instruments)，而财富收入比率则被用于划分样本(used to split the sample)；

为了成为有效的工具变量(a valid instrument)，这个工具变量必须与回归中包含的变量相关(即与内生变量相关)，但与误差项不相关(这个误差项可能包括预期误差、预期误差的平方、在 tastes u_{it+1} 到 u_{it} 中无法观测的变化)；

根据理性预期假设，在时刻 t 已知的任何变量都将与预期误差正交(即，无关)；本研究中做出的关键识别假设是：关于 tastes 的不可观察的变化的条件均值和期望误差的条件方差(在考虑了固定时间和家庭效应之后)与时刻 t 的边际税率、实际可支配收入的对数及财富收入比率是无关的；

回顾一下，作者通过估计消费的一阶差分方程(剔除任何 family-specific 对消费水平的影响)已经解释了 tastes 的异质性(heterogeneity)，这个一阶差分方程中包括：应该会影响 tastes 改变的可观测变量、用于解释总 taste change 随时间变化的固定时间效应、用于解释 family-specific(non-time-varying) change in tastes 的固定家庭效应(fixed family effect)；

尽管如此(despite this)，在某些情况下可能会违反上述识别假设：首先，由于消费和休闲之间偏好的外生变化，消费 tastes(品味)的不可观察的变化可能和一段时间的收入水平相关；其次，预测误差的条件方差可能是财富或可支配收入的函数，例如，当家庭资产特别低时，关于消费增长率的不确定性可能更高；then，残差的条件均值也将是资产的参数(因为残差项中的非线性)；在这些情况下的每一种情况，下文提出的估计方案将是不一致的(inconsistent)；

正如下文所描述的(as described below)，实证检验使用的是食物消费的数据而不是总消费数据；作者对劳动供给或耐用品购买的决策规则进行建模进行了抽象化处理；因此，为了使欧拉方程对食物消费是有效的，作者需要假设效用函数在食物、休闲和其它消费品中是加性可分的(additively separable)；如果效用函数在食物消费和休闲之间是不可分的(not separable)，t 期和 t+1 期的休闲将进入欧拉方程；如果效用函数在食物消费和来自耐用品的服务流是不可分的(nonsseparable)，那么，t 期和 t+1 期中来自耐用品的服务流将进入欧拉方程；关于函数形式的标准假设意味着：在这种情况下(in that case)，欧拉方程将包含一个额外可加项(这个可加项等于一个系数乘以耐用品存量(stock)的增长率)；遗憾的是，由于 PSID 缺乏耐用消费品数据(中国的微观调查数据是否有相应的调查)，这个模型不能被检验；对于包含此类不可分性的(aggregate time-series)分析，参阅 Bernake(1985)；

B. Implication of Borrowing Constraints and Corresponding Tests Based on Euler Equation Estimation

(借贷约束和相应检验的含义：基于欧拉方程估计)

Splitting the Sample(划分样本)

把家庭样本划分成两组观察值(observations)(具有借贷约束的观察值和不具有借贷约束的观察值(to be constrained and not to be constrained))的方法已被用于许多研究(早期的研究有：Juster and Shay (1964)；最近的研究有：Runkle (1983), Bernanke (1984), and Hayashi (1985a))；作者遵循这种方法(I follow this approach)， 基于以上(第二章)提出的理论 先验的(on a priori grounds)划分样本；

对于第一组(观察)，当前的约束是有约束力的(binding)，此时的 $\lambda_{it} > 0$ ，而 对于第二组(观察)，当前的约束可没有约束力，此时的 $\lambda_{it} = 0$ ；样本通过观察值被划分，因此，一个给定的家庭有时属于第一组，有时属于第二组；如果借贷约束的形式是非人力财富必须是非负的，那么，当且仅当期末的非人力财富等于零时， λ_{it} 才将会是正的；因此，把样本划分为期末的非人力财富(nonhuman wealth)为零的观察值和期末的非人力财富为正的观察值是合适的；然而，遗憾的是，财富的测量并不完善，而且是以年平均值衡量的，因此，(作者让)研究中的流动性限制组不仅包含了财富等于零的观察值，同时也包含了财富收入比率很小但非零的观察值；执行的每个检验都依赖于在零假设和备择假设下 第二组参数估计的一致性，因此，第二组仅包含当前约束不具有约束力的观测值是至关重要的；然而，对于在第一组中包含一些不受约束的观测值的检验是稳健的(尽管这会降低检验的功效和备择假设下平均拉格朗日乘数估计值的大小)；

作者尝试了两种不同的财富衡量标准：一种包括了住房净值，另一种则不包括住房净值；因为住房财富可能没有流动性，且不能被轻易的作为抵押进行借款(because of the possibility that housing wealth was not liquid and could not be easily borrowed against)；作者通过在时刻 t 已知的变量进行划分，以避免 欧拉方程中期望误差和划分变量相关时引起的(出现的) 样本选择偏差(sample selection bias)问题；

之前推导出的方程(11)包含 λ_{it} ，这是衡量借贷约束对于消费增长影响的严重程度的指标；估计与外部约束相关联的拉格朗日乘数的方法已在其它的研究中使用过，例如，Cowling(1978)估计了一个利润最大化的公司在利率回报率方面受到监管的约束的静态 Averch-Johnson 模型，Cowling 为受约束的公司提出了封闭式的决策规则，并为每个观测(样本)估计了无法观测的拉格朗日乘数，并检验它们是否为零；遗憾的是，作者不能为 λ_{it} 推导出闭合式表达式，它通常是 t 时刻已知变量(如，t 时刻的收入，或 t-1 和 t 时刻间的财富)或 未来时刻的变量(如，未来收入、利率、tastes)的非线性函数；因此，作者使用划分样本的技术方法去估计 λ 并推导出具有借贷约束的消费的可检验的含义，而不必使用这种封闭式的表达式；以下是三个这样的含义(the following are three such implications)；

Implication and Test i: Euler Equation Estimation on the Two Subgroups (含义与检验 1：两个子样本的欧拉方程估计)

第一个检验遵循 Runkle(1983)(the first test follows ...)并检验 欧拉方程在第二组中得到满足和在第一组中不满足(的含义)；这类模型的标准正交性检验涉及检验模型的过度识别限制(the overidentifying restrictions of the model)，即，在时刻 t 已知的信息和误差项正交；这是通过检验 当估计方程(11)时，是否额外的在时间 t 的变量(即，实际可支配收入的对数(y_{it}))，显著地进入 来实现；作者分别为每组观测值估计了方程(11)，在每种情况下的回归分析中都包括可支配收入(disposable income)；在不存在借贷约束的零假设下，两组的 λ_{it} 都为 0，这意味着系数估计值在组间应该是合理且相似的，且收入在这两种情况下都应该是不重要的(insignificant)；在存在借贷约束的备择假设下，第二组中(借贷约束对这一组是没有约束力的)的 λ_{it} 仍然是 0，但是，对于第一组， λ_{it} 将不等于 0，并且它与 y_{it} 是相关的，并且可能与方程(11)中的其它变量相关；因为 λ_{it} 位于误差项中，我们期望获得一个显著的收入系数(i.e.,(即,)，拒绝过度识别限制)或在第一组中获得不合理的参数估计，但是对于第二组则不然(but not for group 2, 即，第二组的参数估计仍然是合理的)；

这个检验的优点是 它可以帮助区分是辅助假设的失败还是流动限制的存在；虽然上述任何辅助假设的失败都能够导致拒绝欧拉方程，但是这种失败似乎不太可能(it seems unlikely that)只是导致低资产消费者的拒绝，而不导致高资产消费者的拒绝；但是，如果拒绝欧拉方程是由于流动性限制，我们希望看到这对结果(this pair of results)；

Implication and Test ii : The One-Sided Inequality of the Euler Equation (含义与检验 2：欧拉方程的单边不等式)

正如刚刚指出的(as just pointed out), 在借贷约束存在的假设下, 对于第二组 λ_{it} 等于 0, 但对于第一组不是($\lambda_{it} > 0$); 作者对这个问题进行了更多的叙述: **由于个人可以被限制借贷更多而不是更少(储蓄更多), λ_{it} 必须严格为正; 尽管个人无法通过借贷来应对当前收入的不良或未来收入的高预期 来平滑消费, 但是他们可以储蓄从而抹平(消除, 克服: smooth away)异常好的收入或未来收入预期下降;** 这就是为什么 **面对借贷约束的消费 根本不必像“凯恩斯主义”消费者的消费那样, 将消费与收入等同起来;** 在一个具有借贷约束的世界中, 相对于明天的预期, 今天的消费的边际效用可能过高, 但永远不会太低: 因为 $U''_{it} < 0$, 边际效用的增长与消费的增长成反比, 因此, 可以预期 消费会比无约束时的消费增长的更快, 但永远不会被预期 消费比没有约束时的消费增长的更慢;

由于存在借贷约束, $\ln(1 + \lambda_{it})$ 等价于期望消费增长的增加; 作者推导出 真实(true)组 1 的 $\ln(1 + \lambda_{it})$ 总体平均值 的一个一致估计(并检验是否为正); 为了从估计(estimate)的符号和大小中 了解关于流动性约束重要性的一些有用东西, 至关重要的是它在零假设和备择假设下 都一致(estimate); 为了得到这样的估计, 作者首先针对第二组估计了方程(11)(不含 λ_{it}), 得到的系参数估计是第一组参数的一致估计(无论是否存在流动性约束, 只要约束对于第二组是不具有约束力的, 并且两组的潜在参数相同); 之后, 作者使用第二组的参数估计来构建第一组残差 $x_{i,t+1}$ 的估计(估计的残差用 $\hat{x}_{i,t+1}$ 表示);

方程(11)中的残差 $x_{i,t+1}$ ($= \ln[1 + \lambda_{it}] + v_{it+1}$) 包含拉格朗日乘数项和零均值的扰动项 v_{it+1} ; 对于每个观测, $\hat{x}_{i,t+1}$ (因此)是拉格朗日乘数、零均值的扰动项和估计误差项的总和; 当 $\hat{x}_{i,t+1}$ 在第一组中的所有观测值中取平均值(称此平均值为 $\bar{\hat{x}}_{i,t+1}$), 估计误差成分和 $v_{i,t+1}$ 的样本均值(as N 趋向无穷大)将接近零, $(1 + \lambda_{it})$ 的样本均值将接近 $(1 + \lambda_{it})$ 的真实总体均值; 换句话说(in other words), $\bar{\hat{x}}_{i,t+1}$ 是第一组中 $(1 + \lambda_{it})$ 总体均值的一致估计, 它等于由于流动性限制而引起的第一组消费(in consumption in group 1)的超额增长(exceed growth); 无论第一组是否受到流动性限制, 该估计都是一致的; 如果作者改用从第一组的观测或整个样本 估计的参数值, 如果第一组受到流动性限制, 它们就将不会是一致的; **如果流动性限制对消费行为很重要, 那么这个估计应该是正的、统计显著且数量上很大的(should be positive, statistically significant, and quantitatively large);**

Implication and Test iii : The Relationship between λ_{it} and y_{it} (含义与检验 3: λ_{it} 和 y_{it} 之间的关系)

对于面对有约束力借贷约束的个人, 如果在时间 t 的可支配收入增加且模型中的其它内容(项)保持不变, 约束将直接的被放松, 因此, λ_{it} 将下降; 今天的消费相对于明天将增加(consumption will rise today relative to tomorrow), 并且降低消费的预期增长(lowering the expected growth in consumption); 换句话说, **如果借贷约束存在, 这意味着 λ_{it} 和 y_{it} 之间存在负偏相关(关系);** 由于假设 y_{it} 和 v_{it+1} 是不相关的, 因此, 在保持其它条件不变(all else equal)的前提下, x_{it+1} 和 y_{it} 之间应该具有一个负的偏相关关系; 作为对这种关系的一种检验, 作者将上面计算出的 \hat{x}_{it+1} 对 y_{it} 进行了回归分析, 并检验符号(sign)是否为负; 然而, 遗憾的是, 这是 λ_{it} 关于 y_{it} 的一个全微分(全导数, total derivative)估计, 而它并不需要保持与偏微分(偏导数)相同的符号; 例如, 如果当前收入的增加预示着未来收入的更大增长, 那么 这种增长将可能会 恶化(worsen)而不是放松借贷约束; 因此, **这里的第三个假设仅作为提示性证据(suggestive evidence); 收入的变动越是暂时(短暂, transitory), 收入和 影响 λ_{it} 的其它因素 的相关性就越小, 偏导数也将越接近全微分(the total derivative);**

4. Data

- PSID 全称为 Panel Study of Income Dynamics, 它是由密歇根大学调查研究中心收集; 该调查开始于 1968 年(wave 1), 每年春季进行一次, 并追踪相同的家庭及其随时间分离出来的家庭;
- 调查中大部分的问题都是询问上一年度的经济变量值(prior calendar year's economic variables)(例如, total income); 但是, 一些问题(例如, 家庭构成)旨在获取截止到调查日期经济数据(economic data as of the survey date);
- 本研究使用了第十五次(wave 15, 1982)调查的数据;** 本研究中, 作者所提及的 **t 年或 t 波(wave)中变量的值 指的是在 t 年进行的调查报告中的值**(Throughout this paper, when I refer to the value of a variable in year or wave t, I mean the value as reported in the survey taken in year t);
- 下文中(in what follows), 作者简要描述了分析中所使用的变量; 附录对 样本选择过程和用于构建每个变量的技术 进行了准确详细的描述;

A. Variables Used

Consumption

- PSID 中不包括关于总消费的问题，但是该调查询问了食品消费，因此，本研究中，作者使用了食品消费数据；调查中询问了在家中和餐馆中为食物所花费的金额；作者使用消费者价格指数(CPI)分别对在家和在外消费的食品进行了平减，并将两个实际成分相加得出实际食品消费总量；
- 使用该食品消费数据有利也有弊：为了使第二部分中提出的欧拉方程得到严格证明，效用函数在食品消费和其它消费中必须是加性可分的(additively separable)，然而，食品和非食品消费之间的可分性假设似乎比 聚合(总的)时间序列研究中的通常假设(非耐用品/服务和耐用品之间的可分性，非耐用品和服务之间完美的替代性)更合理的；另外，属于欧拉方程的消费项是给定时期服务流量，而不是这个时期内可测量的支出；食物支出不太可能包含 在随后的时期提供服务流的耐用成分，因此当前支出和消费流之间的对应关系对于食品支出肯定比总消费支出更好；
- 目前尚不清楚关于消费的调查问题指的是哪一个时期；文中提及了 1977 年之前和之后关于食物消费调查问题的变化(1977 年之后，在之前问题的基础上又增加了其它问题，其目的在于测量当前的消费流量)；因此，我把调查的回答(responses)(在春季收集)解释为于参访年度的第一季度和时间相关的价格和利率(这一句似乎有点突兀)；
- 消费测量无疑是误差的；消费增长率的标准差等于 32%，当用预期增长率的差异、预期的误差或 tastes 的变化来解释这个标准差时，似乎高的令人难以置信；只要消费测量误差对数的一阶差分与使用的工具(instruments)无关，那么下一节给出的估计值是一致的；

The Real after-tax interest rate

- 使用的名义利率是一年期的(短期)国库券利率(第一季度平均)；研究中使用了 $t+1$ 年度的户主和妻子的非劳动收入 的边际税率(MTR: marginal tax rates)；对于 9–15 波的调查，调查研究中心基于详细的收入数据和相关的税收表为每次调查估算了 MTR；对于 1–8 波的调查，数据 tapes(磁带)中仅提供了已缴税款总额的估计；作者通过使用这些数据(包括相关的附加费)和每年的税表对户主和其妻子的边际税率 进行了估计；
- 所用通胀率的衡量标准是 t 和 $t+1$ 年第一季度之间 整体食品 CPI 的增长；

Real disposable income

参访前一个日历年 的详细收入问题被问及；作者用将实际可支配收入计算为家庭总收入、减去税收、加上转移支付，并通过国民收入和产品账户(NIPA)中的个人消费支出平减指数的年平均(平减指数)进行平减；

Housing equity

作者使用了两种不同的财富衡量标准，一种包括住(资产)房净值，另一种不包括；

调查中有直接询问家庭房屋的当前价值的问题；在大多数的调查次数中，都对未偿还的抵押贷款的本金进行了确定；对于没有这一项的调查次数中，作者通过使用附近调查次数的相关问题的回答对抵押贷款本金进行了估计(作者同时声明：这样估计的前提是这段时间内没有发生任何变动且抵押贷款本金在在这段时间内没有下降)；房屋的净值为房屋价值与未偿还的抵押贷款本金之间差额；

Non-housing wealth

PSID(15 wave，其它的是是否有作者并未提及)中除住房净值外，没有关于资产持有的其它数据，然而，调查中有关于过去一年中资产收入的问题；为了估计非住房财务，作者将前 250 美元的利息和股息收入除以商业银行去年的存折利率，并将额外的利息和股息收入除以过去一年中 3 个月国库券的平均收益率；这是一个近似，用于试图说明储蓄账户中持有的财富数量；由于确认(扩大)除利息和股息以外的资产收入比较困难，作者排除了具有大量“其它资产收入”(other asset income)的观察结果；

Annual food needs(AFN)

作者假设食物消费的 tastes(口味，偏好)取决于家庭构成；AFN 是根据访谈时的家庭构成测量的家庭的(最)预算食物需求，其作用是作为家庭构成的衡量；它是家庭成员当前年龄的加权(权重在每个时期都是相同的)总和，并根据家庭总人数进行调整

B. Sample Selection

1. 1968 年的原始数据包含一个特殊的"贫困样本(poverty sample)"，这意味着低收入家庭被过度抽样(oversampled)，本研究中，作者从样本中剔除了这个贫困群体，因此，在 1968 年剩下的样本代表了美国经济；
2. 同时，作者将分家(split-off)后的家庭作为单独的家庭包括在内，但在他们作为新家庭的第一年从样本中剔除；
3. 由于难以准确衡量家庭消费，作者舍弃了当下一个家庭与另一个无关家庭生活在一起的观测值；
4. 参访者有时候无法问出家庭的食物消费数量，只能根据家庭过去的数据(或表格)估计相应的数量；研究中，作者剔除了这些观察值；
5. 在第六轮调查中没有询问食物消费问题，第一轮和第二轮调查中也缺乏一些其它的必要问题；这与回归分析中使用增长率这一事实一起意味着 **估计中每个家庭最多使用 10 个观测值**；

C. Criteria(标准) for Splitting the Sample

本研究中，样本根据两种不同的财富收入比率进行划分：一种比率是基于不包括住房净值的非人力财富(nonhuman wealth)，另一种比率是包括住房净值的(非人力财富)；

1. **关于非住房财富的信息有两个来源：**第一个来源(前文已经提及)：这些财富是根据资产收入的数量进行估算的；第二个来源：在五个相关的调查轮数中，有一个问题是询问家庭是否有任何储蓄(例如，支票、储蓄账户、政府债券)，如果有，它们是否相当于两个月或更多个月的收入；
2. **对于第一种划分，作者使用了两种信息来源，并且，如果流动性受限组(group 1)直接回答在 t 和 t-1 期之间，他们没有至少两个月的储蓄值或者估计的非住房价值少于他们平均可支配收入的六分之一，还会对流动性受限组的 t 期和 t+1 期之间的消费增长率进行观测(观察)；第二个标准(来源)与直接调查问题是最近接的；**
3. 作者同时还尝试基于非住房财富进行更极端的划分，**他将样本的中间 30% 排除在任何一组之外**；在这种划分下，**第一组包含回答说他们没有任何储蓄或估计的非住房财富为零的个人**；第二组包含估计的非住房财富 至少相当于六个月的平均收入的个人；
4. 第二种划分是基于总量财富(包括住房净值，housing equity)，在这种划分中，作者忽略了关于储蓄的直接问题，并且，如果估计的总财富少于两个月的平均收入，作者对其进行了观测(我的理解是：这样的情况属于具有借贷约束的情况)；
5. 下面的表 1 包含了 关于储蓄问题回答的摘要 和 每种划分中落入第一组和第二组的观测值的比例；对于第一种的非住房财富划分，大约有总体中的三分之二落入第一组，三分之一落入第二组；对于更极端的划分中，大约有 45% 落入第一组，约 25% 落入第二(中间的 30% 被排除)；对于依据总财富进行的划分中，大约样本的三分之一落入了第一组，三分之二落入了第二组；
6. 关于流动财富的直接问题和作者的计算之间存在一些差异；在直接询问这个问题的那些年里，只有 46% 的人回答说他们没有两个月的储蓄；因此，作者可能将一些属于非约束组的观察值放入流动性限制组，这么做的可能原因是 某些形式的财富(如，现金、支票账户)不产生利息支付，因此被排除在用来计算非住房财富的程序之外；**如上所述(as mentioned above)，检验依赖与第二组参数估计的一致性，因此，即使在第一组中包含一些非流动性约束的观测结果，检验也是有效的；**

TABLE I
FRACTIONS OF SAMPLE IN DIFFERENT WEALTH POSITIONS

Liquid Wealth Position*	
1a. Between 0 and 2 months' worth of income now; > 2 months' worth of income sometime in the last 5 years	.16
1b. Between 0 and 2 months' worth of income now; not > 2 months' worth of income anytime in the last 5 years	.15
1c. 0 now; > 2 months' worth of income sometime in the last 5 years	.05
1d. 0 now; not > 2 months' worth of income anytime in the last 5 years	.10
2. > 2 months' worth of income now	.54
Nonhousing Wealth Splits†	
Basic split:	
Group 1: ≤ 2 months' worth of (average) income or liquid wealth position = 1 (a-d)	.67
Group 2: > 2 months' worth of (average) income and liquid wealth position = 2	.33
Extreme split:	
Group 1: 0 current nonhousing wealth or liquid wealth position = 1c or 1d	.46
Group 2: > 6 months' worth of (average) income and liquid wealth position = 2	.24
Total Wealth Split‡	
Group 1: ≤ 2 months' worth of (average) income	.29
Group 2: > 2 months' worth of (average) income	.71

* Direct survey questions. Five waves; 9,613 observations.

† Also based on liquid wealth question. Entire sample for which nonhousing wealth could be calculated. Ten waves; 18,181 observations.

‡ Entire sample for which total wealth could be calculated. Ten waves; 16,628 observations.

5. Empirical Analysis

A. Estimation

正如前文所讨论的，方程使用工具变量方法估计的；作者估计的基本欧拉方程直接来自方程(11)：

$$GC_{it+1} = \sum_{j=1}^N c^j FD_{it}^j + \sum_k d^k WD_{it}^k + a_1 age_{it} + a_2 GAFN_{it+1} + a_3 \ln(1 + r_{it}) + \epsilon_{lt+1} \quad (12)$$

where:

y_{it} 和 MTR_{it} 是 $(1 + r_{it})$ 的工具变量；

CG_{it+1} : t 和 t+1 期之间的实际食品消费增长率；

FD_{it}^j : N 个家庭的虚拟变量(样本中的每个家庭都有一个)，当 $i=j$ 时，它为 1，否则为 0；

WD_{it}^k : 九次调查的虚拟变量，当 $t=k$ 时，它为 1，否则为 0；

age_{it} : 在 t 年度户主的年龄；

$GAFN_{it=1}$: t 和 t+1 期之间家庭 i 的年度食品需求的增长；

$\ln(1 + r_{it})$: t 和 t+1 期之间家庭 i 的真实税后无风险利率的对数；

y_{it} : t 年 家庭 i 的实际可支配收入的对数；

MTR_{it} : t 年 家庭 i 的边际税率；

调查轮数虚拟变量用于捕捉(capture)预期误差的总成分(aggregate component)，家庭虚拟变量用于捕捉 family-specific 效应(effects)(前文对此已经进行了描述)；家庭虚拟变量的影响 通过从每个变量中减去家庭均值(by subtracting off family means from each variable) 被首先排除(partialed out)；也就是说(this is)，进行了固定效应估计(fixed effects estimation was performed)；

对于第一种检验(针对每个子样本(on each subsample)估计欧拉方程，使用了所用没有丢失相关数据的观测值；第二和第三种检验涉及估计一组的欧拉方程，然后 把这组(些)的参数估计值施加给另一组，以推导出 λ_{it} 的估计值；这些参数包括一系列的家庭虚拟变量，因此，这意味着 每个家庭的虚拟变量都是根据第二组中的家庭观测值被估计的，然后施加到第一组的家庭估计值上；因此，当且仅当(only if 只有)在取样的某个时间，家庭在第一组和第二组都有观测值时，才能将观测值用于这些检验；这会减少第二组中 用于这些检验的 可利用的观察值的数量；

由于三个原因，估计方程中的残差不太可能是独立同分布的：首先：如前所述，PSID 消费数据中包含大量的测量误，因此，欧拉方程误差将在 该测量误差增长率 中包含一项，且它不太可能是连续不相关的；其次，taste shifter 可能不会遵循随机行走(random walk)，也就是说，tastes 的变化可能不是独立同分布的；最后，期望误差的方差可能因家庭而异；由于这些原因(for these reasons)，**作者更正了标准误以考虑一般的序列相关性和异方差性(heteroscedasticity)**；该过程允许每个家庭具有不同且不受限制的协方差结构(covariance structure)，但是假设家庭之间(cross families)的误差是不相关的；

B. Results

作者首先给出了基于流动性(nonhousing, 非住房)财富比率的结果，因为它们比其它的更明确(clear-out, 一目了然)；

Test i: Estimation on Each of the Two Subgroups(检验 1：针对每个(两个)子样本的估计)

对于第一组和第二组，方程(12)单独估计(separate estimation)的结果(包括了 y)报告在表 2 的顶部；

第二组：对于这组具有丰厚资产 不具有约束的观察组，没有违背欧拉方程；**利率系数为正**，这意味着相对风险规避系数为 2.3，该估计值与之前的实证估计值是一致的(an estimate in line with previous empirical estimates)，虽然，关于系数的标误非常大，但是，系数与零没有统计差异(the coefficient is not statistically different from zero)；**年龄的系数为负**，但与零没有统计差异；正如预期的一样，**年度食品需求增长的系数为正且是统计显著的**；最后，正如 **当前没有有约束力的流动性约束的 模型预测的那样**，关于收入对数的系数在 5% 的显著性水平上与零没有显著差异；

第一组：第一组中 GA FN 的系数和第二组中 GA FN 的系数几乎相同，利率系数意味着相对风险厌恶系数为 2.7，与第二组的大致一致(about the same as that for group 2)，但再次有较大的相关标准误(associated standard error)；然而，收入系数是负的，且几乎是第二组系数的两倍(has almost twice the magnitude as the group 2 coefficient)，且是统计显著的；正如在在第三部分讨论的(section 3)，这与永久收入假说不一致(be inconsistent with)，并且是对 受当前有约束力的流动性约束(binding liquidity constraint)的个人的预测；

因此，结果表明(the results indicate) 非住房资产相对于收入高的观察值 没有违反欧拉方程；但是，非住房资产的收入少于两个月的观测值违反了欧拉方程，这正是我们预期流动性受限的观测值；

Test ii: The One-Sided Inequality in the Euler Equation(检验 2：欧拉方程中的单边不等式)

在表 2 的底部，作者给出了第一组观测值的平均拉格朗日乘数的一致估计，等于该组的平均无法被解释的消费增长；回想一下，如果第一组观测值面对一个有约束力的借贷约束，这一项(平均拉格朗乘数估计)应该为正；因为，只有正估计(而不是负)才会导致我们拒绝原(零)假设，而支持约束很重的备择假设，因此 单侧检验明显是合适的；平均拉格朗日乘数的估计为正，但是在 5%(significant at the 5 percent)的显著性水平上不是统计显著的(但是，在 10% 的显著性水平上是统计显著的)；**点估计等于 0.017，这表明 第一组的食品消费的增长要比 不具有有约束力的约束的模型 的预测 平均高 1.7 个百分点**(整个样本的原始(raw)平均消费增长约为零)；

综上所述(in summary)：检验 1 的结果导致拒绝第一组的欧拉方程，但不拒绝第二组的欧拉方程；检验 2 表明 单边不等式的符号和大小与的 借贷约束存在并以重要的方式影响消费的 观点是一致的，但 该系数的低显著水平显然削弱了这一结论；

Test iii: The Relationship between Unexplained Consumption Growth ($t, t + 1$) and Income (t) (检验 3：t 与 t+1 期间不被解释的消费增长与 t 期收入的关系)

表 2 也给出后了(针对第一组观测值的)回归分析结果，其中，左侧变量是 x_{it} (欧拉方程无法解释的消费增长)的估计，右侧变量是 t 时刻可支配收入的对数；该系数是对拉格朗日乘数和当前收入之间关系的一致估计；**正如上文所解释的一样(as explained above)**，如果流动性约束是重要的，收入的偏回归系数应该为负，然而，这是对总体回归系数的估计；作者发现，收入系数实际上是负的，但在统计上与零没有显著差异；

TABLE 2
SPLIT BASED ON LIQUID (Nonhousing) WEALTH RELATIVE TO AVERAGE INCOME

Independent Variable	Test i: Euler Equation Estimates for Two Subsamples: Dependent Variable: $\log C_{i,t+1}/C_{it}$	
	Group 1 (Low W/Y)	Group 2 (High W/Y)
Age of head	-.0084 (-.88)	-.0044 (-1.97)*
Growth in annual food needs $t, t + 1$.25 (8.26)*	.23 (3.97)*
Real after-tax Treasury bill rate $t, t + 1$.37 (.24)	.43 (.31)
Log of real disposable income t	-.071 (-4.40)*	-.039 (-1.49)
Degrees of freedom	9,362 (2,731 families)	4,477 (1,583 families)
TESTS ON THE GROUP 1 RESIDUALS CONSTRUCTED USING GROUP 2 PARAMETER ESTIMATES		
Test ii: Estimate of Average Excess Consumption Growth for Group 1 Due to Binding Constraint	\bar{x}_{it} .017 (1.63)	
Test iii: Regression of Estimate of Excess Consumption Growth for Group 1 on the Log of Real Disposable Income	y_{it} -.024 (-1.31)	
	Degrees of freedom 1,114 families	4,267

NOTE.—Equations are estimated with instrumental variables and include time and family fixed effects. *t*-statistics are in parentheses.

* Significant at the 5 percent level.

C. Alternative Specifications

TABLE 3
SPLIT BASED ON TOTAL WEALTH RELATIVE TO AVERAGE INCOME

Test i: Euler Equation Estimates for Two Subsamples: Dependent Variable: $\log C_{i,t+1}/C_{it}$		
Independent Variable	Group 1 (Low W/Y)	Group 2 (High W/Y)
Age of head	.0098 (.84)	-.0050 (-.63)
Growth in annual food needs $t, t + 1$.30 (5.95)*	.22 (6.07)*
Real after-tax Treasury bill rate $t, t + 1$	-1.46 (-.36)	1.44 (1.34)
Log of real disposable income t	-.081 (-2.98)*	-.047 (-2.59)*
Degrees of freedom	3,203 (1,533 families)	9,353 (2,511 families)

TESTS ON THE GROUP 1 RESIDUALS CONSTRUCTED USING GROUP 2 PARAMETER ESTIMATES		
Test ii: Estimate of Average Excess Consumption Growth for Group 1 Due to Binding Constraint	\bar{x}_{it}	.0084 (.66)
Test iii: Regression of Estimate of Excess Consumption Growth for Group 1 on the Log of Real Disposable Income	y_{it}	-.058 (-2.38)*
	Degrees of freedom	2,268 (862 families)

NOTE.—Equations are estimated with instrumental variables and include time and family fixed effects. *t*-statistics are in parentheses.

* Significant at the 5 percent level.

表 3 中，作者根据总财富与收入的比率划分的 panel 来给出结果：如果在 t 时期的总财富(包括住房净值)少于两个月的 t 和 $t-1$ 时期的平均收入，作者就将观测值包含在第一组中；如果 在抽样时期内(over the sample period)，低流动性财富的个人能够以住房净值借贷，那么，这是划分样本的正确方法；

结果是相似的，但不像之前的结果那样强烈或清晰(but not as strong or clear-out as before)；尽管第一组的系数接近零，但滞后收入(lagged income)在第一组和第二组中都显著存在(带有负号)；相对风险规避的估计系数对于第二组为正，但是对于第一组为负(因此不可信)，尽管两者都与零没有显著差异；平均拉格朗日乘数的估计为正数(0.8%)，但小于第一次划分的估计值，并且统计上是不显著的；最后，拉格朗日乘数的估计与收入水平呈负相关(统计上不同于零)；**对于这一系列结果的一种可能解释是：在样本期内，用住房净值进行借贷是困难的，因此，第二次划分(the second split)是不合适的；**

由于对如何准确划分样本存在歧义，所以，作者尝试了最后一种划分方法：样本被分成三组观测值，但是没有使用中间的观测值，只留下两侧的观测值；如上所述，第一组中的观测值要么回应说他们没有流动资产，要么报告该年度的资产收入为零；第二组的样本观测值拥有至少相当于六个月平均收入的非住房财富；结果见表 4(the results are in table 4)；

TABLE 4 EXTREME SPLIT		
Test i: Euler Equation Estimates for Two Subsamples: Dependent Variable: $\log C_{i,t+1}/C_{it}$		
Independent Variable	Group 1 (Low W/Y)	Group 2 (High W/Y)
Age of head	.0031 (.31)	-.0044 (-2.00)*
Growth in annual food needs $t, t + 1$.26 (6.70)*	.25 (4.09)*
Real after-tax Treasury bill rate $t, t + 1$	1.92 (.81)	.58 (.32)
Log of real disposable income t	-.063 (-3.22)*	-.021 (-.67)
Degrees of freedom	6,066 (2,318 families)	3,079 (1,197 families)

TESTS ON THE GROUP 1 RESIDUALS CONSTRUCTED USING GROUP 2 PARAMETER ESTIMATES		
Test ii: Estimate of Average Excess Consumption Growth for Group 1 Due to Binding Constraint	\bar{x}_{it}	.043 (2.27)*
Test iii: Regression of Estimate of Excess Consumption Growth for Group 1 on the Log of Real Disposable Income	y_{it}	-.015 (-.52)
	Degrees of freedom	1,315 (537 families)

NOTE.—Equations are estimated with instrumental variables and include time and family fixed effects. *t*-statistics are in parentheses.

* Significant at the 5 percent level.

第一个检验的结果支持流动性约束假设；滞后收入在第一组欧拉方程中显著(带负号)，而对第二组滞后收入的点估计要小的多且无关紧要；第一组的平均拉格朗日乘数的估计值为 4.3%，且在单边检验中 在 5% 的显著性水平上是统计显著的；拉格朗日乘数与滞后收入呈负相关，但是系数在统计上不显著(but coefficient is not statistically significant)；

上述中的每个检验都是在假设所有家庭都具有相同的时间偏好率的情况下进行的(即，不包含家庭虚拟变量)，检验 1 和 3 的结果相似，但是(test2)，平均拉格朗日乘数的估计值接近于零，且在统计上不显著，这表明，当忽略虚拟变量时，在检验 2 中出现的样本选择偏差(sample selection bias)可能很重要；

最后，由于财富本身是内生变量，误差项和用于划分样本的变量可能相关；为了防范(to guard against)这种可能性，根据预测值而不是真实财富来划分样本，如下所示(as follows)：如果观察值适合(fit into)第一组，则将虚拟变量设置为 1，如果适合第二组，则设置为 0；然后，使用 逻辑回归(logistic regression) 根据年龄、年龄平方、家庭构成、家庭构成的变化、种族、宗教、性别、婚姻状况和教育 预测该虚拟变量；如果预测概率大于 0.6，则观测被认为是受约束的，如果预测概率小于 0.4，则被认为是不受约束的；对于基于非住房财富的基本划分，检验 1 的结果与表 2 中报告的结果非常相似；(预测的)第一组中的收入系数是 -0.7，其 t 统计值是-4.27，然而，(预测的)第二组的收入系数仅为 -0.2，其 t 统计值为 -0.56；**因为用于预测资产/收入比率的大多数变量对于给定的家庭(for a given family)不会随时间变化(do not vary across time)**，因此，只有 150 个观测值可用于执行(perform)检验 1 和检验 2；超额消费增长为正(was positive)，收入系数为负(且均具有统计显著性)，但鉴于 它们基于的观察值数量较少，应谨慎解释(be interpreted with caution)；

6. Concluding Remarks

(结束语，总结性的评价)

在那些经验性(实证性)拒绝永久收入假说的研究中，流动性/借贷约束通常被认为是一种可能的解释；然而，对 PIH/LCH 的大多数检验，要么没有指定备择假设，要么指定消费与收入成正比的凯恩斯主义(Keynesian)备择假设；

在借贷约束(不是对储蓄的约束)的模型中，借贷约束一般不会暗示凯恩斯主义行为(Keynesian behavior)；因此，在本文中，**作者在特定的备择假设(个人在一系列的借贷约束下进行最优化)下 检验了一些消费的性质(属性, property)**，并推导出了一些检验，以阐明借款约束在经验上是否重要；**每个检验都涉及 根据财富/收入比例 将 panel data 观测值分为两组**，并通过欧拉方程估计检验每组的行为；作者的方法不需要为有借贷约束的消费指定封闭形式的解决方案，但仍然能够产生与借贷约束相关联的拉格朗日乘数的估计值；对于 **想要为拉格朗日乘数指定和估计模型以研究决定个体受限程度的因素** 的其他人来说，这种技术可能很有用(This technique might prove useful to others who would like to specify and estimate a model for this Lagrange multiplier in order to study what determines **the extent to which**(在多大程度上) individuals are constrained)；

应该谨慎解释所呈现的实证结果；数据远不理想，因为需要构建一些变量，而其它变量是真实度量的极其嘈杂的指标(extremely noisy indicators)；另外，在检验和样本选择过程(sample selection procedure)的变化中，结果并不总是一致的；然而，话虽如此(with that said)，这些**结果普遍支持借贷约束影响美国消费的观点**；对于基于流动资产的基本划分和极端分割，对于约束具有约束力的观察值(低财富/收入比例组)，欧拉方程被违反，而对于其余观测则不违反(for the remaining observations)；此外(in addition)，与借贷约束相关的平均拉格朗日乘数估计值对于低财富/收入比率组为正，该组对应于欧拉方程与借款约束一致的方向上的单边不等式(此句的翻译需要再次斟酌)；对于基本和极端的观测值(样本)划分，超额消费增长的估计值分别是 1.7%(但，统计上不显著)和 4.3%(统计上显著)；使用基于总资产进行划分的结果不太确定(less conclusive)；

此处显示的结果表明：借贷约束是重要的；然而，显然需要进一步的研究来发展和检验 这一假设 以及 对于无约束的生命周期/永久收入模型的 其它特定备择假设；

