



Robert Hall 1978:

Stochastic Implications of the Life Cycle–Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence (LC–PIH 的动态随机含义：理论和实证)

Author(s): Robert E. Hall

Source: Journal of Political Economy, Vol. 86, No. 6 (Dec., 1978), pp. 971–987

The Chinese version here is Translated by Leslie J. Zhang

Abstract

对部分消费者的优化表明，消费的边际效用是按照带有趋势

的随机游走(random walk with trend)演化的；合理的近似(合理的说，To a reasonable approximation)，消费本身也应该同样的方式发展；特别是，**除了当前消费，任何变量在预测未来消费时都不应该具有任何价值**；

这一含义已经用战后美国的时间序列数据进行了检验；已经确认真实可支配收入对消费没有预测能力，但是被股票价格指数拒绝(即，股票价格指数对消费具有预测能力)；

本文的结论是(the paper concludes taht): **证据支持生命周期–永久收入假说的修正版本**；

0. Introduction

从理论上讲(as a matter of theory)，生命周期–永久收入假说被广泛认为是 消费者理论在 区分当前和未来消费问题上的恰当应用；根据这个假说，消费者形成对其长期消费能力的估计，然后将当前消费设置为该估计的适当部分(比例，fraction)；该估计可以按照 Modigliani 的 财富形式表示，在这种情况下，该比例是财富的年金价值(annuity value of wealth)，或按照 Friedman 的说法，以永久收入的形式表示，在这种情况下，该比例应该会非常接近于 1；**基于该假说(PIH-LCH)的实证研究中的主要问题出现在 将当前和过去观察到的收入与预期的未来收入相联系的模型拟合部分上**；这种关系几乎总是以固定分布滞后的形式出现，尽管这种做法已经受到 Lucas(1976)非常严厉的批评；此外(further)，估计的分布之后通常短的令人费解；**旨在(Equation purporting to embody...)体现生命周期–永久收入原则的方程式实际上与简单的凯恩斯消费函数几乎没什么不同**(be actually little different from)，在凯恩斯消费函数中，消费仅由同期收入决定 (consumption is determined by contemporaneous income alone)；

当收入作为消费函数中主要的解释变量时，由于没有适当考虑到收入的内生性，许多实证研究被严重的弱化； Haavelmo (1943) 和 Friedman and Becker (1957)的经典论文清晰地阐明了 把收入作为消费函数中的一个外生变量是如何严重扭曲估计函数的；尽管如此 (even so)，将消费作为因变量的回归继续 在生命周期–永久收入的框架下进行估计和解释；

当结构消费函数的主要右侧变量内生时，尽管原则上 联立方程组经济计量技术可用于估计结构消费函数，但这些技术基于以下假设：作为工具变量的确定观测变量一定要是外生的，但对收入有重要的影响；这两个要求经常是矛盾的，且估计是基于一种不稳定的妥协，即，工具变量的外生性是不确定的；另外，外生性假设无法被检验；

本文采用另一种计量经济学方法来学习就生命周期-永久收入假说，即从一开始就承认没有一个右侧变量是外生的消费的回归中确切地了解到什么；这源于(this proceed from...)该理论随机含义的理论检验；当消费者最大化预期未来效用时，表明未来边际效用的条件预期仅是(只是)今天消费水平的函数，所有其它信息都是无关的(无关紧要的，irrelevant)；换句话说，除了趋势之外(apart from a trend)，边际效用服从随机游走；如果边际效用是消费的一个线性函数，那么消费隐含的随机性也是随机游走的随机性，同样(再次)与趋势无关(again apart from trend)；给定过去消费和任何其它过去变量，回归技术总是能够揭示消费或边际效用的条件预期；**生命周期-永久收入假说的强随机含义是：在这种回归中，只有滞后一期的消费应该有一个非零系数；**这一含义可在没有任何外生假设的情况下进行严格检验；

对理论含义的检验如下(...proceeds as follows): 假说的最简单含义是消费滞后超过一期(consumption lagged more than one period)对当前消费没有预测能力；随机游走假说的一个更严格的可检验含义认为(holds that)，消费和早期观察到的任何经济变量都无关；特别是，滞后的收入不应该对消费具有解释力；**此前的消费研究表明(Previous research on consumption has suggested that): 滞后收入可能是当前消费的一个好的预测因素，但这一假设与构成永久收入理论基础的消费者明智(intelligent)、前瞻性(forward-looking)行为不一致；如果之前的消费价格包含了当时消费者福利(well-being)的所有信息，那么一旦将滞后消费包括进来，实际收入的滞后值就不应该有额外的解释价值(explanatory value)；数据支持这种观点(The data support this view): 在消费作为因变量变量、滞后消费作为解释变量的方程中，滞后收入具有略微负的协效率(什么是协效率)；当然，当代收入具有很高的解释价值，但这与生命周期-永久收入假说的主要(principle)随机含义并不矛盾(contradict)；**

作为对随机游走假说的最终检验(as a final test)，对公司股票价格(corporate stock prices)滞后值的预测能力进行了检验；**研究发现，滞后一个季度的股票价格的变化在预测消费变化方面具有可衡量的价值，这在形式上(in a formal sense)驳斥(refutes)了简单的随机游走假说；然而，这一发现与假说的修正是一致的，该修正的假说承认 永久收入的变化和相应的消费变化之间存在短暂的滞后；**消费类似于股票价格的方式运动 的发现实际上支持。这种随机游走假设的修正，因为，众所周知(be well known to)，股票价格本身服从随机游走(stock prices obey a random walk themselves)；

本文最后讨论了(the paper concludes with a discussion...)了纯生命周期-永久收入假说对宏观经济预测和政策分析的影响(implication)：如果消费偏离其趋势的每一个偏差(如果消费与其趋势的每一次偏离)都是意外的和永久的(unexpected and permanent)，那么对未来消费的最佳预测就是根据趋势调整的今天的水平(just today's level adjusted for trend)；对收入未来变化的预测是不相关的(无关紧要的)，因为用于预测的信息(预测收入未来变化的信心)已经包含在今天的消费中；在预测模型中，消费应该被视为一个外生变量；**对于政策分析，纯生命周期-永久收入假说支持 只有政策的意外(unexpected)变化才会影响消费 的现代观点，关于未来政策变化的所有已知信息都已纳入当前消费(present consumption)；此外，政策的意外变化对消费的影响仅限于其对永久收入的影响，而且预期其影响是永久的；对收入产生暂时(transitory)影响的政策无法对消费产生暂时影响；然而，本文的研究结果没有暗示影响收入的政策对消费没有影响；例如(for example)，永久性减税会立即增加永久性收入，从而立即(immediate)增加消费；但是，政策只通过永久性收入起作用的证据无疑使制定(formulate)通过消费起作用的反周期政策(countercyclical policies)的问题复杂化(complicate)；**

1. Theory

考虑不确定条件下的生命周期的传统模型：

$$\begin{aligned} \text{Max } & E_t \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-\tau} u(c_{t+\tau}) \\ \text{s.t. } & \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + r)^{-\tau} (c_{t+\tau} - w_{t+\tau}) = A_t \end{aligned}$$

where(the notation used throughout the paper is):

E_t : 以 t 期中所有可用信息为条件的数学期望

δ : 主观时间偏好率

r : 实际利率($r > \delta$ ，且假定为时间恒定的)

T : 经济寿命的长度(length of economic life)

$u()$: 一期效用函数，严格凹(one-period utility function, strictly concave)

c_t : 消费

w_t : 收益(earning)

A_t : 人力资本之外的资产(assets apart from human capital)

收益(w_t)是随机的，且是不确定性的唯一的来源；在每个时刻 t ，消费者根据(in the light of)当时可用的所有信息选择消费(c_t)，以最大化预期终生效用；消费者在选择 c_t 的时候知道 w_t 的价值；除了根据今天的信息对未来收益的条件期望($E_t w_{t+\tau}$)存在，没有对 w_t 的随机特性做出任何具体的假设；特别是，不假设连续的(successive) w_t 是独立的，也不要求 w_t 在任何意义上是稳定的(stationary)；

附录中证明的主要理论结果如下(The principal theoretical result, proved in the Appendix, is the following):

定理(theorem): 假设消费者最大化上面提叙述的期望效用，那么有: $E_t u'(c_{t+1}) = [(1 + \delta)/(1 + r)]u'(c_t)$ (欧拉方程);

这个结果的含义在一系列的推论中给出:

推论 1(corollary 1): 从影响边际效用的期望值的意义上来说(in the sense of affecting the expected value of marginal utility)，在 t 期，除了消费水平 c_t ，没有可用的信息帮助预测未来的消费(c_{t+1})；尤其是，一旦 c_t 已知， t 时期或更早时期的消费或财富是无关紧要的(irrelevant)；

推论 2(corollary 2): 边际效用服从回归关系， $u'(c_{t+1}) = \gamma u'(c_t) + \varepsilon_{t+1}$ ，其中， $\gamma = (1 + \delta)/(1 + r)$ 、 ε_{t+1} 是真实回归扰动，也就是说， $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ ；

推论 3(corollary 3): 如果效用函数是二次函数(quadratic, 二次的)， $u(c_t) = -\frac{1}{2}(\bar{c} - c_t)^2$ (\bar{c} 是消费的幸福水平(bliss level of consumption))，那么消费服从精确回归: $c_{t+1} = \beta_0 + \gamma c_t - \varepsilon_{t+1}$ ，其中， $\beta_0 = \bar{c}(r - \delta)/(1 + r)$ ；同样，如果将时期 t 或更早的观察到的变量添加到该回归中，则该系数将不为零；

推论 4(corollary 4): 如果效用函数具有 CES(constant elasticity of substitution)形式， $u(c_t) = c_t^{(\sigma-1)/\sigma}$ ，那么，统计模型(statistical model) $c_{t+1}^{-1/\sigma} = \gamma c_t^{-1/\sigma} + \varepsilon_{t+1}$ 描述了消费的消费的演变(evolution)；

推论 5(corollary 5): 假设从一个时期到下一个时期的边际效用的变化很小，这既是因为利率接近时间偏好率，也是因为随机变化很小(both because... and because)；然后，除了趋势外(除了消费本身具有趋势，apart from)，消费本身服从随机行走；具体来说(specifically)， $c_{t+1} = \lambda_t c_t + \varepsilon_{t+1}/u''(c_t) + \text{高阶项 (higher-order term)}$

其中， λ_t 是下式(即 $(1 + \delta)/(1 + r)$ 的幂为边际效用弹性 倒数):

$$\lambda_t = \left(\frac{1+\delta}{1+r}\right)^{u'(c_t)/c_t u''(c_t)}$$

增长率(λ_t)超过 1，因为 u'' 为负值；如果边际效用的弹性取决于消费水平，它可能会随时间而变化(it may change over time)；然而，似乎 λ_t 的恒定性将是一个很好的近似值，至少在十年或二十年内(at least over a decade or two)；此外(further)，**干扰中的 $1/u''(c_t)$ 因子在回归工作中不太重要**，它可能会引入一个轻微的异方差(heteroscedasticity)，但不会使 OLS 的结果产生偏差；从这一点开始， ε_t 将被重新定义，以便在适当的情况下纳入(incorporate) $1/u''(c_t)$ ；

这种推理得出的结论是：简单关系 $c_t = \lambda c_{t-1} + \varepsilon_t$ (其中 ε_t 在时间 $t-1$ 是不可预测的)是对生命周期-永久收入假说下的消费随机行为的近似(与生命周期-永久收入假说下的消费随机行为非常接近)；扰动项(ε_t)总结了在时期 t 所有可用的关于消费者终生福利的新信息的影响；它与其它经济变量的关系可以通过下列方式看出(can be seen in the following way): 首先: 资产 A_t 根据

$A_t = (1 + r)(A_{t-1} - c_{t-1} + w_{t-1})$ 演化；第二: 假设 H_t 是人力资本，定义为当前收益加上未来收益的预期现值(expected present value)，即， $H_t = \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + r)^{-\tau} E_t w_{t+\tau}$ ，其中 $E_t w_t = w_t$ ；然后， H_t 根据

$H_t = (1 + r)(H_{t-1} - w_{t-1}) + \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + r)^{-\tau} (E_t w_{t+\tau} - E_{t-1} w_{t+\tau})$ 演化；设 η_t 为第二项，即， $t-1$ 期和 t 期之间发生的未来收益预期变化的现值；然后，通过构造， $E_{t-1} \eta_t = 0$ ； H_t 表达式中的第一项可能会在其随机行为中引入复杂的跨期相关性(intertemporal dependence)；仅在非常特殊的环境中，它才是随机游走的；总财富的隐含随机方程是

$A_t + H_t = (1 + r)(A_{t-1} + H_{t-1} - c_{t-1}) + \eta_t$ ；总财富的演变则取决于财富的新信息(η_t)和以 ε_t 衡量的消费诱导变化之间的关系；在确定性等价条件下(Under certainty equivalence)，通过二次效用或 ε_t 的小规模所证明的关系是简单的：

$\varepsilon_t = [1 + \lambda/(1 + r) \div \dots + \lambda^{T-t}/(1 + r)^{T-t}] \eta_t = \alpha_t \eta_t$ ；这是财富增量(increment)的修正年金价值；这项修改考虑了消费者的计划，即，在他的余生中使消费按比例 λ 增长；那么总财富的随机方程是 $A_t + H_t = (1 + r)(1 - \alpha_{t-1})(A_{t-1} + H_{t-1}) + \eta_t$ ，这是一个带有趋势的随机游走(which is a random walk with trend)；

然后，消费者在每个时期处理有关当前和未来收入的所有可用变量信息；他们将收入数据(这些收入数据可能会随着时间的变化有较大的、可预测的变动)转换为人力资本(人力资本根据 当前收入实现相关的高度可预测因素 和 关于未来收入预期变化相关的不可预测因素 的组合而演变)；考虑到从过去收入中积累的金融资产，消费者决定了一个适当的当前消费水平；正如本节开头所示(As shown at the beginning of this section)，这意味着边际效用 随着 趋势的随机游走 而演变；作为消费者最优化的结果，财富也随着 带有趋势的随机游走而演化(wealth also evolves as a random walk with trend)；尽管用很容易用消费和财富成正比来概括这一理论，但由于，财富是随机游走，因此消费也是随机游走的，因此这并不准确；相反(rather)，消费者潜在的行为使得消费和财富都以随机游走的方式演化(evolve as random walks)；

本节提出的所有的理论结果都基于 消费者面临 已知的恒定的实际利率 的假设；如果实际利率以一种事先已知的方式随时间变化，那么结果将保持真实，只需稍作修改(with minor amendments)：主要是， λ_t 随着时间的变化而变化(vary over time)；已知利率 变化的重要性取决于当前和未来之间的替代弹性，如果弹性是低的，影响就不重要了；另一方面，如果在做出 t 期消费决策时， t 和 $t+1$ 期之间适用的实际利率不确定，则理论结果不再适用(the theoretical results no longer apply)；然而，似乎没有强有力的理由(there seems no strong reason to ...)使统计检验的结果偏向某个方向(one direction or another)；

2. Tests to Distinguish the Life Cycle–Permanent Income Theory from Alternative Theories

(区分生命周期–永久收入理论和替代理论的检验)

本文中对生命周期–永久收入假说的随机含义进行的检验均采用估计条件期望($E(c_t | c_{t-1}, x_{t-1})$)，其中， x_{t-1} 是 $t-1$ 期间已知的数据向量的形式，然后检验条件期望实际上不是 x_{t-1} 的函数这一假说；在所有情况下(in all cases)，条件期望在 x_{t-1} 中是线性的，因此，(这些)检验是 用于从回归中排除一组变量的 常用 F-tests；同样(again)，回归是估计条件期望的适当统计技术，没有(人)声称 这种方法揭示了消费与其决定之间的真正结构关系；

这种检验会发现什么偏离生命周期–永久收入假说呢？关于消费，有两条主要思路与假说相矛盾：一种观点认为(one holds that)，由于流动性约束和其它时期因素，消费者无法在收入的短暂波动中平滑消费；因此，消费对当前收入过于敏感，不符合生命周期–永久收入原则(principle)；第二种观点认为，对永久收入的合理衡量是过去实际收入的分布滞后，因此，消费函数应该将实际消费与这种分布滞后联系起来；包含了这两种观点的一般消费函数可能会让消费对同期收入的响应系数相当大，然后在过去收入上有一个分布滞后；这样的消费函数被广泛应用，并且非常适合数据；但它们的估计涉及一个非常重要的问题(involves the very substantial issue involves the very substantial issue)，即收入和消费是共同决定的；通过最小二乘的估计无法证明观察到的行为是否符合生命周期–永久收入假说；同时估计(Simultaneous estimation)可以提供证据，但它将取决于外生的重要假设；正如本节将显示的，消费对滞后消费和滞后收入的回归可以在没有外生假设的情况下提供证据；

首先考虑消费与收入短暂性波动的过度敏感性(excessive sensitivity)；Tobin, Dolde (1971) 和 Mishkin (1976)都强调了这一点；最简单的替代假设 假设：一部分人口只是消费所有的可支配收入，而不是遵循生命周期–永久收入消费函数；假设这部分收入占总收入的比例为 μ ，并让 $c'_t = \mu y_t$ 作为他们的消费；消费的另一部分(c''_t)遵循早期设定的规则： $c''_t = \lambda c''_{t-1} + \varepsilon_t$ ；总消费的条件期望(c_t)(给定它自己的滞后值和两个收入的滞后值)是：

$$\begin{aligned} E(c_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) &= E(c'_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) + E(c''_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) \\ &= \mu E(y_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) + \lambda (c_{t-1} - \mu y_{t-1}) \end{aligned}$$

假设可支配收入服从二阶单变量自回归过程(univariate autoregressive process of second order)，所以

$E(y_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2}$ ，那么 $E(c_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) = \lambda c_{t-1} + \mu (\rho_1 - \lambda) y_{t-1} + \mu \rho_2 y_{t-2}$ ；生命周期–永久收入假说将被拒绝，除非 $\rho_1 = \lambda$ 和 $\rho_2 = 0$ ，也就是说，除非可支配收入和消费服从完全相同的(exactly the same)随机过程；如果他们这么做，永久收入和观察到的收入是同一件事情，而且流动性受限的人口部门无论如何都遵循这一假设(hypothesis)，因此这一假设得到了证实(confirmed)；当生命周期–永久收入假说和简单的流动性约束模型存在实质性差异时，包含了 c_t 对 $c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}$ 回归的检验将拒绝生命周期–永久收入假说，并支持简单的流动性约束模型(in favor of the simple liquidity-constrained model)；

Friedman (1957, 1963)首次提出了永久收入的分布滞后近似，并从那时起在消费函数中占据了显著位置(have/has figured prominently in...); 分布滞后不一定与生命周期-永久收入假说不相容——如果收入服从未定的随机过程，收入创新和消费之间应该存在结构性关系(Flavin,1977); 先前提出的消费者理论排除了(rule out)包含滞后消费的回归中 收入分布滞后(不包括同期收入)的任何额外的预测值; 如果消费者在形成他们的永久收入估计时使用非最优分布滞后，那么，生命周期-永久收入假说的(this)核心含义(central implication)是错误的; 对于简单的 Koyck 或几何(geometric)分布滞后($c_t = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i y_{t-i}$ 或 $c_t = \beta c_{t-1} + \alpha y_t$)，这个命题(proposition)是最容易建立的; 如前所述，假设 y_t 服从二阶自回归过程: $E(y_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2}$; 那么，条件期望是 $E(c_t | c_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}) = \beta c_{t-1} + \alpha \rho_1 y_{t-1} + \alpha \rho_2 y_{t-2}$; 只要收入是序列相关的($(\rho_1 \neq 0 \text{ or } \rho_2 \neq 0)$)，这种有条件的预期将不仅仅依赖于 c_{t-1} ，同时，纯生命周期-永久收入假说将被驳斥(refuted); 由于收入事实上是高度序列相关的，所以，讨论不相关收入情况特殊性似乎没有必要; 在这种轻微的限定条件下，如果存在 Koyck 滞后，建议的检验程序(the proposed test procedure)将始终检测到(detect)它，从而驳斥生命周期-永久收入假说;

可以证明(it is possible to show that)，该检验也适用于 Modigliani (1971)和其他人 使用的一般分布滞后模型(general distributed lag model); 如果潜在的结构消费函数的滞后是非最优的，滞后收入将对当前消费的额外预测能力将超过滞后消费的预测能力(对当前消费的预测能力)，因此，生命周期-永久收入假说将被拒绝；

消费者在做出决策时使用的当前和过去收入的最优分布滞后产生的数据 将不会导致(cause)拒绝；这表明了包含同期收入的结构模型和本文的检验回归(the test regression of this paper, 检验原理仅包含滞后变量)之间的关键区别(the crucial distinction);

本节表明，对滞后消费意外的变量的预测能力进行简单的检验，可以发现 先前消费研究中(in previous research on consumption)广泛提出的从两个方向上对纯生命周期-永久收入假说的偏离；由于流动性约束导致的对当前收入的过度敏感性和非最优分布滞后行为 将在当前消费的回归中，为滞后收入提供超出滞后消费的额外预测能力(will give additional predictive power to lagged income beyond that of lagged consumption in a regression for current consumption)；本节讨论的重点是滞后收入的可能作用，因为这一作用与其它消费理论密切相关(be so closely related to alternative theories of consumption)；有效测试可以使用 t-1 期或更早时期已知的任何变量进行；下一节介绍的附加测试使用额外的消费滞后值和普通股票价格滞后值(common stock price)；这两个变量都有合理的理由(plausible justifications)，但与竞争性消费理论的关系不太密切(be less closely related to)；

3. The Data and Results for the Basic Model

最仔细的消费研究通过 去除耐用消费品(consumer durables)的投资，并将估算的耐用品存量的服务流添加到消费中，从而区分消费者的 投资和消费活动；然而，就本文而言(For the purposes of this paper, however,)，仅考察非耐用消费品和服务的消费是更令人满意的；总消费函数的所有理论基础也适用于(apply to)各个(individual)消费类别；去除耐用品完全避免了怀疑，即，调查结果是 将服务流计入耐用品存量 的程序的产物；整个研究中使用消费数据(The data on consumption used throughout the study)可以被准确地定义为 来自美国 国民收入和生产账户中 以 1972 年美元计算的 除以(总)人口的(人均) 非耐用品和服务的消费；所有数据都是季度数据(all data are quarterly)；

表 1 给出了 纯生命周期-永久收入理论预测的 当前和滞后边际效用之间 的基本回归关系的拟合结果；方程 1.1 和 1.2 适用于恒定弹性(constant-elasticity)效用函数， σ 分别为 0.2 和 1.0；方程 1.3 适用于二次效用函数(Equation 1.3 is for the quadratic utility function)或近似适用于任何效用函数，它仅仅是消费对它自己的滞后值和常数项的回归；三个方程均表明：滞后边际效用对当下边际效用的预测值极高；也就是说，每个季度中获得的典型信息(用 ε_t 衡量)对消费或边际效用的影响很小；当然，这只不过(no more than)是对众所周知的消费高度连续相关这一事实的理论解释；因为该假说没有预测永久收入的可变形及由此产生的方差(ε_t)，表 1 中回归的紧密拟合本身并不是对生命周期-永久收入假说的确认；该理论和回归中任何数量的未解释的变化相一致；

表 1 中的三个等式之间没有可用的统计标准用于选择；因变量的变换剔除了简单的最小二乘原理；在 ε_t 正态分布假设下，存在一个带有额外项(雅可比行列式，Jacobian determinant)的似然函数来考虑(take account of)变换；然而，对于这个样本，它被证明：对于所有值，它是 σ 的增函数，所以，没有可用的最大似然估计量(estimator)；这似乎反映了推论 5 的操作，即， ε_t 足够小，以至于边际效用的任何规范(specification)本质上都与消费本身成正比，而生命周期-永久收入理论的有效内容是使消费本身演变为带有趋势的随机游走(evolve as a random walk with trend)，从这一点开始，本文将只讨论方程 1.3 及 其对其它变量的拓展(its extensions to other variables)；

TABLE I
REGRESSION RESULTS FOR THE BASIC MODEL, 1948-77
 $c_t^{-1/\sigma} = \gamma c_{t-1}^{-1/\sigma} + \varepsilon_t$

Equation	σ	Constant	γ	SE	R^2	D-W Statistic
1.12983 (.003)	.000735	.9964	2.06
1.2	1.0996 (.001)	.00271	.9985	1.83
1.3	-1.0	-.014	1.011 (.003)	.0146	.9988	1.70

Note.—The numbers in parentheses in these and subsequent regressions are standard errors.

生命周期-永久收入假说的主要随机含义是：在 $t-1$ 季度或之前观察到的任何其它变量都无法帮助预测表 1 中的回归残差(residuals)(no other variables observed in quarter $t - 1$ or earlier can help predict the residuals from the regressions in table 1); 在使用正式的统计检验之前，研究残差本身是有用的；三次回归中的残差模式极为相似，但残差本身最容易解释为方程 3(residuals themselves are easiest to interpret for equation 3)，其中是用 1972 年美元表示的人均消费单位(the units of consumption per capita)，这些残差见表 2(These residuals appear in table 2);

TABLE 2
RESIDUALS FROM REGRESSION OF CONSUMPTION ON LAGGED CONSUMPTION, 1948-77 (\$)

1948:	1956:	1964:	1972:
1..... .5	1..... 2.8	1..... 17.8	1..... 20.0
2..... 8.0	2..... -10.1	2..... 20.0	2..... 32.7
3..... -15.5	3..... -6.1	3..... 14.6	3..... 8.4
4..... 3.5	4..... 1.2	4..... -4.4	4..... 21.1
1949:	1957:	1965:	1973:
1..... -8.6	1..... -10.8	1..... 5.8	1..... 8.0
2..... -8.5	2..... -6.1	2..... 5.2	2..... -15.6
3..... -27.2	3..... 2.4	3..... 10.2	3..... 3.0
4..... -.1	4..... -13.6	4..... 38.7	4..... -32.8
1950:	1958:	1966:	1974:
1..... 5.6	1..... -29.1	1..... -1.3	1..... -27.3
2..... 23.8	2..... 8.3	2..... 3.7	2..... -23.4
3..... 15.5	3..... 14.3	3..... -1.9	3..... -16.6
4..... -31.0	4..... -1.9	4..... -12.4	4..... -42.8
1951:	1959:	1967:	1975:
1..... 16.0	1..... 15.1	1..... 10.2	1..... -5.8
2..... -24.8	2..... 3.8	2..... 2.0	2..... 25.6
3..... 9.0	3..... -2.7	3..... -2.8	3..... -21.3
4..... -6.1	4..... 1.1	4..... -7.5	4..... .9
1952:	1960:	1968:	1976:
1..... -15.1	1..... -5.6	1..... 15.6	1..... 24.4
2..... 18.0	2..... 8.8	2..... 7.9	2..... 8.3
3..... 10.0	3..... -24.3	3..... 22.2	3..... 2.3
4..... 8.6	4..... -10.1	4..... -8.1	4..... 30.4
1953:	1961:	1969:	1977:
1..... -1.6	1..... 1.8	1..... .8	1..... -1.8
2..... -1.0	2..... 10.1	2..... -5.3	
3..... -22.1	3..... -16.9	3..... -2.4	
4..... -27.0	4..... 15.8	4..... .3	
1954:	1962:	1970:	
1..... -.1	1..... -1.7	1..... 4.0	
2..... -2.4	2..... 3.4	2..... -12.3	
3..... 11.9	3..... -.8	3..... -.3	
4..... 7.4	4..... .6	4..... -21.5	
1955:	1963:	1971:	
1..... 6.1	1..... -8.4	1..... 1.5	
2..... 7.0	2..... -1.3	2..... -2.4	
3..... -.8	3..... 11.7	3..... -14.6	
4..... 22.3	4..... -6.3	4..... -6.6	

残差的标准误为 14.6，因此，大约有六个观测值的量级应该超过 29.2；事实上有六个：三个是消费下降(three are drops in consumption)，其中一个与经济衰退标准日期 (1974:4) 一致(coincide with)；五次较为温和的衰退(recession)造成的下降幅度小于两个标准差(1949:3, 1953:4, 1958:1, 1960:3, and 1970:4)；消费的另一个下降于 1950 年的朝鲜战争(korean war)有关；消费的大部分下降都是在一两个季度内迅速发生的；唯一重要的例外是(The only important exception was)1973:4 到 1975:1 这段时间内，连续六个季度下降；在扩展性方面(On the expansionary side)，几乎没有一致的证据表明，消费在受挫后会有规律地恢复(复苏, recover) 的系统性趋势；最大的单次增长发生在 196:4，这与 1964 年的三次连续增长一起，解释了 相对于 60 年代中后期 长期繁荣(prolonged boom)相关趋势的所有消费增长；

数据没有明显反驳基本模型中残差的不可预测性，但是，正如对股票价格的研究 永远不会让 "图表专家" 相信 试图预测其(股票价格)未来是徒劳的(一样)，消费有规律的波动的坚定信徒不会仅受数据的影响(be swayed by data alone)；需要更强大的数据汇总方法；

4. Can Consumption Be Predicted from Its Own Past Values?

(消费能从其自身过去的价值预测吗)

纯生命周期-永久收入假说 最简单的可检验含义是：只有消费的第一个滞后值有助于预测当前消费；如果消费具有由二阶或更高阶的差分方程描述的 确定周期模式(definite cyclical pattern)，则这一含义将被驳斥；聪明的消费者应该(ought to)能够抵消任何此类周期性模式，并恢复该假设预测的非周期性最优消费行为；以下回归 通过在方程 1.3 中添加额外的消费滞后值 来检验这一含义：

$$\begin{aligned}
 c_t &= 8.2 + 1.130c_{t-1} - 0.040c_{t-2} + 0.030c_{t-3} - 0.113c_{t-4} \\
 (8.3) \quad (0.092) &\quad (0.142) \quad (0.142) \quad (0.093) \\
 R^2 &= .9988; \quad s = 14.5; \quad \text{D-W} = 1.96
 \end{aligned}$$

额外滞后值的贡献是将当前消费预测的准确性提高了每人每年约 10 美分； $c_{t-2}, c_{t-3}, c_{t-4}$ 的系数都为零的假设的 F-statistic(F 统计量)为 1.7，远低于 5% 置信水平下 F 分布的临界值(critical point)2.7；在这一回归中，只有非常微弱的证据反对纯生命周期–永久收入假说；特别的，没有明确的迹象表明 消费服从能够产生随机周期的二阶差分方程(a second-order difference equation capable of generating stochastic cycles)；在这个方面(in this respect)，消费与其它总经济指标有很大的不同(* differs sharply from *)，后者(总经济指标，aggregate economic measure)通常服从二阶自回归(second-order autoregressions)；

5. Can Consumption Be Predicted from Disposable Income?

如果滞后收入比滞后消费具有更大的预测能力，那么生命周期–永久收入假说就被驳斥了；正如第二节所述(as discussed in section 2)，这一证据将支持另一种观点(alternative views)，即，消费对当前收入过于敏感，或更一般地说，他们在做出消费决策时 使用了过去收入的临时(ad hoc)、非最优分布滞后；

表 3 给出了各种回归，用于检验人均实际可支配收入的预测能力，人均实际可支配收入的衡量标准是国民账户中当前美元的可支配收入除以非耐用品和服务消费的隐含平减指数(divided by the implicit deflator for consumption of nondurables and services)，再除以人口；等式 3.1 表明，可支配收入的单一滞后水平基本上没有任何预测价值； y_{t-1} 的系数略为负值，但这很容易仅通过抽样变化来解释；除了常数和 c_{t-1} ，用于排除 F 统计量是 0.1，远低于 3.9 的临界值；方程 3.2 尝试了无约束的一年分布滞后估计，可支配收入的第一个滞后值有轻微的正系数，但在更长的滞后时间内，这超过了(outweighed)三个负系数；**用系数之和衡量的长期消费边际倾向实际上是负的，尽管这也很容易由抽样变化引起；**所有四个滞后收入变量的联合预测值的 F 统计量是 2.0，略低于(somewhat less than)5% 水平的临界值 2.4；**请注意(note that)，如果检验规模为 10% 或更高，那么纯收入周期–永久收入假说将被拒绝；**

方程 3.3 拟合了 12 个季度的 Almon 滞后，以确定作为当前消费的预测指标的，长分布滞后是否可以与滞后消费竞争；同样，滞后系数之和略微为负，现在几乎显著为负；完全分布滞后对收入无贡献的假设的 F 统计量再次接近临界值；

消费与滞后收入之间关系的样本证据似乎表明：消费与最近的可支配收入水平之间存在着统计上的边际和数值上很小的关系；滞后系数之和略为负；此外，**完全没有证据(there is no evidence at all)支持这样一种观点：即，覆盖数年的分布滞后有助于预测消费；**这一证据只是对生命周期–永久收入假说的最纯粹形式提出了一点怀疑，但是对该假说更灵活的解释没有任何破坏性，这一点将在稍后讨论(to be discussed shortly)；

Equation No. and Equation	R^2	s	D-W	F	F*
3.1 $c_t = -16 + 1.024 c_{t-1} - .010 j_{t-4}$ (11) (.044) (.032)	.9988	14.7	1.71	.1	3.9
3.2 $c_t = -23 + 1.076 c_{t-1} + .049 j_{t-1} - .051 j_{t-4}$ (11) (.047) (.043) $= .023 j_{t-3} - .024 j_{t-4}$ (.051) (.037)	.9989	14.4	2.02	2.0	2.4
3.3 $c_t = -25 + 1.113 c_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i c_{t-i} - \Sigma \beta_i = .077$ (11) (.054) (.040)	.9988	14.6	1.92	2.0	2.7

6. Wealth and Consumption

在可能包含在回归右侧以检验纯生命周期-永久收入假说的许多替代变量中，一些衡量财富的指标是主要候选指标之一；**理论和普遍实践都认为，同期财富对消费有着强大的影响**，因此，滞后财富是一个需要检验的逻辑变量；同样，**这一假设意味着，前几个季度衡量的财富对本季度的消费没有预测价值(should have no predictive value with respect to this quarter's consumption)**；滞后财富中包含的所有信息都应汇总在滞后消费中；

大多数类别的财产(property)都没有关于财产价值的可靠季度数据；然而，对于一个主要类别，基本上可以在任何频率获得完美的数据，即公司股票的市场价值(market value of corporate stock)；随机游走假说的检验不需要总和财富变量，因此基础股票价格的检验是合适的，即使由此产生的方程没有描述财富和消费之间的结构关系；这里报告的检验(the tests reported here)是基于标准普尔的股票价格综合价格指数，该指数由非耐用品和服务的隐含平减指数平减，并除以人口；这个变量将被称为 s；它对当前消费的预测做出了统计上明确的贡献(it makes a statistically unambiguous contribution to prediction of current consumption)：

$$c_t = -22 + 1.012 c_{t-1} + 0.223 s_{t-1} - 0.258 s_{t-2} + 0.167 s_{t-3} - 0.120 s_{t-4}$$

$$(0.004) \quad (0.051) \quad (0.083) \quad (0.083) \quad (0.051)$$

$$R^2 = .9990; \quad SE = 14.4; \quad D - W = 2.05$$

滞后股票价格系数均为零的假设的 F 统计量为 6.5，远高于 5% 水平下的临界值 2.4(well above the critical value of 2.4 at the 5 percent)；此外，根据通常的 t 检验，单独考虑的每个系数明显不同于零；然而，回归预测能力的改善虽然在统计上显著，但在数值上并不大；与方程 1.3 的基本模(14.40\$ vs 14.60\$)相比，该方程中的回归标准误 每人每年要小约 20 美分；股票价格的大部分预测值来自上一季(in the immediately preceding quarter)度价格的变化；三个季度前的价格变化贡献较小；对股票价格水平和差异使用 Almon 滞后技术，未能发现(fail to turn up)任何更长分布滞后的证据；

7. Implications of the Empirical Evidence

数据拒绝了(除了 c_{t-1} , c_t 不能被任何 $t-1$ 期或更早的变量预测的)纯生命周期-永久收入假说; 股票市场对于预测未来一季度的消费很有价值; 大部分的预测能力来自 Δs_{t-1} ; 但数据似乎完全符合假设的修改, 保持中心内容不变; 假设收入确实依赖于永久收入, 边际效用确实随着趋势的随机游走而演变, 但部分消费需要时间来适应(take time to adjust to)永久收入的变化; 那么, 任何与 $t-1$ 期永久收入相关的变量都将有助于预测 t 期的消费变化, 因为该变化的一部分是对先前永久收入变化的滞后反应; 这两个发现, 即, 消费仅与其自身的过去价值弱相关, 以及股票价格变化的过去价值具有适度的预测价值, 都与生命周期-永久收入假说的这种(一)修正相一致(are compatible with);

无论消费函数中存在什么问题(Whatever problems remain in the consumption function), 似乎都没有理由怀疑生命周期-永久收入假说; 在将永久收入视为未观测变量的框架内, 只要认识到(如果)永久收入和消费之间存在短暂的滞后, 数据似乎完全(seem fully compatible with)符合假说; 当然, 接受这一假设并不产生一个完整的消费函数, 因为还没有建立永久收入的方程式; 反对将永久收入与实际收入联系起来的临时(ac hoc, 临时的, 特别的, 专门的)分布滞后模型的证据似乎相当有力(the evidence seems fairly strong); 进一步研究的任务(the task of further research)是创建一个更令人满意的永久收入模型, 该模型承认消费者以一种涉及展望未来的(involve looking into future)明智方式评估(appraise)他们的经济福祉(well-being);

重要的是 不要将本文的任何方程视为消费和用于预测它们(消费)的变量之间的结构关系; 例如, 表3不应该被解读为暗示(be read as implying that)收入对消费有负面影响; 收入的特定变化的影响取决于其引起永久收入的变化, 这可以从无影响到美元对美元的影响(range from... to...), 这取决于消费者评估变化的方式无论如何(in any cases), 回归低估了收入变化和消费变化之间的真正结构性关系, 因为它们忽略(omit, 遗漏)了关系的同期部分(contemporaneous part of the relation);

8. Implications for Forecasting and Policy Analysis

在纯生命周期-永久收入假说下, 通过历史趋势推断(extrapolating)当前的消费水平获得的未来消费预测是不可能改进的; 本文的结果具有强烈的含义: 未来几个季度以后的消费应该被视为外生变量; 预测未来收入然后将其与收入联系起来是没有意义的(there is no point in), 因为今天可获得的关于未来收入的任何信息都已经包含在了今天的永久收入之中; 下个季度消费的预测可以根据当前股票价格略有改善, 但在以后的季度中, 这种方式无法实现进一步的改善;

关于稳定性政策的分析, 本文的研究结果只支持政策对消费的影响与其对永久收入的影响一样大的观点; 在分析已知保持永久收入不变的政策时, 消费可能被视为外生; 此外, 只有关于税收和其它政策工具的新信息才能影响永久收入; 除了这些一般性命题之外(Beyond these general propositions), 政策分析师还必须回答给定政策对永久收入的影响这一难题(difficult question), 以便预测它(给定政策)对消费的影响; 消费对当前和过去收入值的回归 对回答这个问题 毫无价值(be of no value);
