

中国农村耐用消费品需求研究

(北京大学中国经济研究中心 97 级硕士 荣昭)

一、为什么要研究农村耐用消费品市场需求¹

受市场结构转型、东南亚经济危机以及国有企业改革进入困境等多方面因素的影响,我国近几年经济情况持续低迷。到 2000 年 2 月底,我国零售物价总指数已经连续 29 个月负增长,消费物价指数连续 25 个月负增长。我国正处于通货紧缩的阶段这一结论,已经逐渐得到学界以及政府决策机构的认同,尽管对于通货紧缩产生的原因仍众说纷纭。²

不管以物价持续下跌为特征的通货紧缩是由于消费急剧萎缩,或是生产能力急剧增加引起的,解决办法只有两种。一种方法是依靠时间,整个经济经历一场旷日持久的严重衰退,使效率低下的企业因支撑不住而破产,从而使整个经济的供需在一个较低的生产能力水平下,重新达到平衡。这种办法的好处是,可以淘汰低效率企业,解决多年以来都没有解决的资源配置效率低下的问题,但是,考虑到我国目前巨大的就业压力,如果没有一个较高的发展速度,整个社会将难以承受。另一种办法是,依靠政府的力量找出或者创造出巨大的、能持续较长时间的新增社会需求,来消化掉过剩的生产能力,使供需恢复平衡。我国正处在从计划经济向市场经济过渡的转型时期,市场发育不完全,消费条件不充分。尤其是在人口占 69.6% 的广大农村地区,因为基础设施的限制,还有一个很大的具有购买力的消费需求没有办法实现消费的意愿。如果能想办法启动农村市场,我国经济就可以在保持较高的增长率的同时,解决生产能力过剩的问题,从而走出当前通货紧缩的局面。

但是,大家对于农村市场的开拓潜力仍有很大分歧。早在 80 年代末即有一些人把眼光转向潜力巨大的农村市场,但是开发农村大市场的努力已经有好几年了,效果却很不理想。然而,其主要原因不在农民的收入太低。以广东农村为例,1997 年广东农村居民人均纯收入为 3,457 元,比 1991 年城镇居民人均收入高出 71%,即使把农民的收入中有一部分必须用来购买化肥、种子,上缴各种税、费、提留,实际可支配收入比同等收入水平的城镇居民低,等因素考虑进去,广东农村居民在 1997 年实际可用来消费的收入也一定比 1991 年的城镇居民高。但是,广东农村居民在 1997 年时,彩电、冰箱、洗衣机的拥有量远低于 1991 年时城镇居民的拥有量。由此可见,收入不是限制农村消费家电产品的主要原因。另一种观点认为,农村对彩电、冰箱、洗衣机的需求低是由于消费习惯造成的,比如,农民把大部分的收入用来建房而挤压了其他消费。然而,这个说法站不住脚,因为,同为家电产品的收录机,1998 年农村居民每百户拥有量为 32.6 台,与城镇居民 1991 年时的 34.7 台相差无几。1997 年广东农村居民每百户拥有量达 50.3 台,比 1991 年全国城镇居民的拥有量高出 54.3%,高出的水平和其较高的收入水平相当。³

¹ 在论文写作过程中,作者得到了国家统计局农调队的大力支持,姚洋老师在建模和回归技术方面给了我大量的帮助;王春华在数据整理方面作了大量的工作;在论文讨论会上,林毅夫、赵耀辉、卢峰以及到场的其他老师和同学提出了许多建设性的意见,在此一并致谢。当然,文中的错误由作者一人承担。

² 林毅夫(99)、宋国青(98)、北京大学中国经济研究中心宏观组(99)、余永定(99)从不同角度对中国 97 年开始的通货紧缩的原因和传导机制进行了深入的讨论。

³ 以上讨论引自林毅夫《我国通货紧缩的成因与对策》,北京大学中国经济研究中心内部讨论稿,99.12

由此可见,农村市场,特别是农村耐用消费品市场的开拓潜力十分巨大。这次研究的目的是,为了进一步了解影响农民耐用品消费(特别集中在彩电、冰箱和洗衣机三种主要家电)的因素有哪些,短期内启动农村耐用品市场的出路何在,潜力到底有多大。本文的讨论是基于国家统计局99年“农民负担与居民消费情况专项调查”以及“98年农户家计调查”所提供的数据。

二、数据和估计方法

(一) 数据

本次研究所用数据,为分户横截面数据,即国家统计局农调总队“1999年农村住户耐用消费品专项调查”分户资料以及“1998年全国农户家计调查”分户资料的有关部分。分析中所用数据均有两份资料中原有数据推导出来;除与价格有关的数据外,所有数据均为分户数据¹。

为了便于以后的讨论,现将模型中所选变量作如下说明。耐用品需求模型中的内生变量为农户各种耐用品的拥有量(为把问题集中在购买决策上,只区分买和不买,而没有关心买多少以及购买时间的问题)。模型中选取的外生变量可以分成三类:第一类反映农户的基本家庭情况,包括常住人口数,平均受教育程度平均年龄,人均纯收入水平,劳动力所占比例以及男性人口所占比例。第二类反映所在地区的基本状况,包括所住地离城市中心的远近;供水、供电的情况;水、电价格;电视信号是否清晰以及是否建有水塔、电视信号接收塔等方面信息。第三类反映不同商品的价格水平,包括食品、房屋、农用化肥、耐用品(如冰箱、彩电、洗衣机)的相对价格指数。

通过对原始数据作了大量的整理工作,我们从专项调查的2万多户的数据中选取了18769户作为最后回归的样本。

(二) 估计方法

一种商品之所以属于耐用品,是由于它产生的服务流可以延伸到将来。在文献讨论中,一般认为耐用品消费具有如下两个特征:首先,应该考虑耐用品购买的短期性和消费的长期性;其次,应该考虑到购买量的离散性,例如,在购买洗衣机时,至少必须购买一台。本次研究关注的焦点——短期内启动农村耐用品市场的可行性——在很大程度上决定了计量模型建模的方向。在第二部分,我们讨论了耐用品购买的分类,指出启动农村市场的关键在于首次购买。因此,在建模中,我们将其他情况的购买都简单的处理为首次购买,而放弃其可能具有的其他特征。这样,我们的问题就简化为买和不买的决策问题,即农户决定是否拥有某种耐用品的问题。从而使我们可以回避掉耐用品的购买的即时性和消费的长期性之间的矛盾。

更加具体地说,我们建构的决策模型考虑的是这样一个问题:在给定农户基本状况以及外部基础设施和价格水平的前提下,农户如何决定是否拥有某种家用电器。下面,我们将把注意力集中在耐用品购买量的离散性上(在完全的消费信贷的情况下,购买的离散性可以不与考虑,因为消费者可以通过消费信贷平滑家庭的消费支出;但是,在缺乏消费信贷的情况下,购买的离散性对于消费者是一个很强的限制)。存在购买量不连续的情况下,文献中一般采用2元决策的probit模型。简单的说,我们将估计某一农户购买耐用品的可能性有多

¹ 参见附录一中的变量说明。

大，而不是估计耐用品消费量的大小。

为了得到回归用的计量模型，先设计一个农户耐用品购买的潜在决策模型如下：

$$D_i^* = \alpha \cdot E_i + \beta \cdot Z_i + e_i$$

其中 D_i^* 为决策依据，如果 $D_i^* > 0$ ，农户 i 就购买；如果 $D_i^* < 0$ ，则不买。²

E_i 代表是否有电， $E_i = 0$ ，表示尚未通电， $E_i = 1$ ，表示已经通电。

Z_i 为农户的基本情况的一个列向量，包括所有选取的可能影响购买决策的变量。

e_i 是服从标准正态分布³的随机变量。⁴

α ， β 分别为常数和常数向量。

在潜在决策模型中，之所以把 E_i 单独列出来，是因为“是否有电”对家用电器的购买有特殊的影响。另外，由于我们不可能考虑到所有的因素，在决策模型中加上了一个随机项 e_i ，用来包括除 E_i 、 Z_i 之外的其他可能影响购买决策的因素。根据大数定理，当样本充分大时， e_i 近似服从正态分布。略加推导，可以发现将服从正态分布改为服从标准正态分布，潜在决策模型的性质不发生改变。

“是否有电”对家用电器的购买有特殊的影响在于，家用电器只有在供电的情况下，才能发挥其作用；如果没有电，家用电器给农户带来的效用为 0。因此，我们必须对模型作如下限制：如果不通电，农户 i 一定不去购买电器。用数学形式可以表示为：

当 $E_i = 0$ 时，必有

$$D_i^* = \beta \cdot Z_i + e_i \leq 0$$

$$\text{即 } e_i \leq -\beta \cdot Z_i$$

为了符合这一限制条件，我们将 e_i 设置成满足截断式标准正态分布的随机变量。

其密度函数可写为：

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2 \times p}} e^{-\frac{x^2}{2}} \Bigg/ \int_{-\infty}^{-b \cdot z_i} \frac{1}{\sqrt{2 \times p}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

其中 $x \in (-\infty, -\beta \cdot Z_i)$

假设变量 D_i 代表农户是否购买耐用品。 $D_i = 0$ 时，表示未购买； $D_i = 1$ 时，表示已购买。则当通电时，给定农户的其它基本条件 Z_i 的情况下，其购买可能性可表示为：

² 由于 D_i^* 包含有常数项，阈值不一定要选为 0。

³ 在有常数项的情况下，潜在决策模型中假设 e_i 服从标准正态分布，等价于假设 e_i 服从均值不等于 0、方差等于 1 的正态分布。（见 Greene(97)）

⁴ 在计量经济学的应用中，probit 和 logit 模型最为常用，虽然也有人提出了其他的概率分布（见 Maddala(1983)和 Aldrich&Nelson(1984)），Logistic 分布同正态分布十分相似，唯一的区别在两端的分布，logistic 分布的两端要厚一些。一般情况下，两种模型得出的结论几乎是一致的。出于计算方面的考虑，文中选用正态分布。

$$\begin{aligned}
 & \Pr ob(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i) \\
 &= \Pr ob(D_i^* > 1 | E_i = 1; Z_i) \\
 &= \Pr ob(a + b \cdot Z_i + e_i > 0) \\
 &= \Pr ob(e_i > -a - b \cdot Z_i) \\
 &= \int_{-a-b \cdot Z_i}^{-b \cdot Z_i} \frac{1}{\sqrt{2p}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad \Bigg/ \quad \int_{-\infty}^{-b \cdot Z_i} \frac{1}{\sqrt{2p}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\
 &= \frac{\Phi(-b \cdot Z_i) - \Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)} \\
 &= 1 - \frac{\Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)}
 \end{aligned}$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 代表标准正态分布的分布函数

(1)

在相同给定条件下, 农户决定不购买耐用品的可能性为:

$$\begin{aligned}
 & \Pr ob(D_i = 0 | E_i = 1; Z_i) \\
 &= 1 - \Pr ob(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i) \\
 &= \frac{\Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)}
 \end{aligned}$$

(2)

因此, 观察到样本 (D_1, D_2, \dots, D_n) 的联合概率¹, 或者称之为似然函数可以写成:

$$L = \prod_{i=1}^{n_1} \left[1 - \frac{\Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)} \right]^{D_i} \cdot \left[\frac{\Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)} \right]^{(1-D_i)}$$

(3)

取对数之后, 我们得到

¹ 购买可能性和不购买可能性的表达式(1)(2)成立的前提是农户已经通电, 即 $E_i=1$ 。因此, 在似然函数中, n_1 是指总样本中已经通上电的农户数量。应该指出的是, 由于我们设定了通电是购买电器的必要条件, 因而没有通电的农户对购买电器的决策过程不提供任何信息。

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n_i} \left\{ (1 - D_i) \cdot \ln \left[\frac{\Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)} \right] + D_i \cdot \ln \left[1 - \frac{\Phi(-a - b \cdot Z_i)}{\Phi(-b \cdot Z_i)} \right] \right\}$$

(4)

利用(4)式作各参数的最大似然估计²，将得到的参数拟和系数代回(1)式，即可得出拟合的农户耐用品购买可能性函数。

三. 估计结果

(一) 回归结果

选用上述数据和估计方法，分别回归彩电，洗衣机和电冰箱的购买可能性函数³，估计结果如表 5.1 所示。

表 5.1：PROBIT 改进模型的估计结果

| | 彩电 | 洗衣机 | 电冰箱 |
|---------|----------|-----------|-----------|
| 指数平均似然率 | -0.58272 | -0.235354 | -0.445321 |
| 样本数 | 18796 | | |

系数之间的相关系数通过一阶导数矩阵叉乘的方法得出。

| 变量名 ⁴ | 彩电 | | 电冰箱 | | 洗衣机 | |
|------------------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|
| | 拟合系数 | 标准差 | 拟合系数 | 标准差 | 拟合系数 | 标准差 |
| 是否有电 | 1.4262 | 0.0863 | 0.9779 | 0.0631 | 0.5276 | 0.0911 |
| 常数项 | -4.1081 | 0.1699 | -4.6855 | 0.2354 | -3.2827 | 0.244 |
| 平均年龄 | *-0.2101 | 0.1123 | **0.0976 | 0.1656 | -0.7054 | 0.181 |
| 受教育年限 | 0.099 | 0.0064 | 0.1029 | 0.0095 | 0.1528 | 0.0148 |
| 人口数 | 0.0529 | 0.0101 | 0.0431 | 0.0146 | 0.0486 | 0.0162 |
| 男性比例 | -0.1535 | 0.0444 | -0.2987 | 0.0715 | -0.2727 | 0.0726 |
| 居住地 | -0.2533 | 0.0315 | -0.2081 | 0.0395 | -0.227 | 0.0512 |
| 人均纯收入 | 0.1443 | 0.0038 | 0.1763 | 0.0037 | 0.1788 | 0.0196 |
| 供电状况 | 0.0747 | 0.0289 | 0.115 | 0.0479 | 0.2601 | 0.0479 |
| 电价 | -0.5394 | 0.0217 | -1.1756 | 0.05 | -1.5914 | 0.129 |
| 是否通自来水 | | | | | 0.7611 | 0.1507 |
| 是否经常停水 | | | | | *-0.1274 | 0.071 |
| 水价 | | | | | **0.0129 | 0.032 |
| 是否建有水塔 | | | | | 0.1507 | 0.0551 |
| 自行车价格指数 | 0.0986 | 0.0387 | 0.267 | 0.0578 | 0.4108 | 0.0646 |

² 回归所用软件为 GUASS。

³ 在模型中，我们用年人均纯收入作为农户的收入水平的 proxy，另一个更有说服力的收入水平的 proxy 是年人均消费量（赵耀辉老师提醒了我这一点）。Friedman 的持久收入假说认为，人们会通过借贷平滑各年间的消费，从而使之更能反映农户的收入水平。由于我们十分关注收入本身的作用，尽管这一提议十分有吸引力，文中仍然沿用老方法。按照赵耀辉老师的提议，将新方法的结果作了出来（详见附录二），两种结果的对比表明，结论没有实质性的差别，或者说，现有方法的结论已经足够好了。

⁴ 变量说明参见附录一。

| | | | | | | |
|----------|---------|--------|------------|--------|---------|--------|
| 房屋价格指数 | 0.2271 | 0.0261 | 0.1995 | 0.0335 | 0.1889 | 0.0432 |
| 化肥价格指数 | 2.6504 | 0.3029 | ** -0.4075 | 0.5533 | 7.2542 | 0.7137 |
| 食品价格指数 | 1.5397 | 0.0802 | 1.8392 | 0.0897 | 1.2087 | 0.1498 |
| 彩电平均价格 | *0.0865 | 0.0633 | | | | |
| 电冰箱平均价格 | | | *0.1103 | 0.0731 | | |
| 洗衣机平均价格 | | | | | -0.1571 | 0.0636 |
| 电视信号是否清晰 | 0.238 | 0.0339 | | | | |
| 是否有电视接收锅 | 0.1446 | 0.0366 | | | | |

注： ** 表示显著性水平大于0.1
* 表示显著性水平在0.02--0.1之间

回归结果表明，三种电器的平均似然率都处于正常水平。从表 5.2 中可以看出，除个别注有*号和**号的系数对应的变量以外，其他变量的参数估计值在2%的置信水平下，都显著地不等于0。

（二）对回归结果的说明

在回归结果中，除洗衣机外，彩电和冰箱自身价格的拟合系数并不显著，而且系数的符号为正。这一结果似乎违反经济学的基本原理——对于一般商品而言，在商品质量一定的条件下，相对价格越低，消费者的购买量越大。造成这一反常现象的原因是，在价格指数的计算过程中，所用的原始数据是各样本农户实现购买时的价格。这和模型中假想的农户做出购买决策时所面对的价格并不等价。消费者在选择耐用品时，价格和质量同样重要。收入较高的家庭倾向于选择质量较好，因而相对价格较贵的耐用品。造成耐用品价格指数的相对大小，不仅包括各地区该商品相对价格的高低，也包含对应商品质量的好坏（因为各地区收入水平不一致）。农户在作购买决定时，给定价格下，会选择高质量的商品；在给定质量下，会选择低价格的商品。两种方向作用的结果导致耐用品价格指数对应系数不显著。相对而言，洗衣机的质量差异较小，因而其对应价格能够拟合出显著为负的系数。

另外一处值得注意的地方是，在洗衣机购买可能性的回归结果中，变量“水价”和“供水的稳定程度”对应系数不显著。与这两个变量不显著形成鲜明对比的是，“是否供应自来水”以及“是否建有水塔”对农户购买洗衣机的可能性有十分积极的影响。后一特征说明，自来水具有洗衣机的互补品的特征。一般认为，互补品的价格和质量会影响到用户对某商品的购买：当其它条件不变，互补品相对价格升高时，消费者会减少对这种商品的消费；当价格一定，互补品的质量提高时，消费者会相应增加对这种商品的购买。也就是说，作为互补品质量特征的“供水稳定程度”应该有为正的系数；作为互补品价格的“水价”应该有为负的系数。仔细考察城乡水价的情况表明，乡村的水价的平均水平低于城市；乡村一旦通上自来水，农户可以得到非常便宜的供应水。水如此廉价，以致于一旦通了自来水后，水价的波动几乎不会影响农户购买洗衣机的决策。另一更加重要的原因是，洗衣机是对手工洗衣的替代。真正影响洗衣机购买决策的是，在原有手工洗衣的用水量的基础上增加的部分。这样，水价的影响就更小了。回归的结果也证实了这一点。至于“经常停水”为什么没对购买造成影响，可以归结为以下原因：洗衣机工作时停水对农户主观效用的影响远低于看电视时突然停电的影响。因为正在洗涤的衣物可以等到来水的时候再清洗，

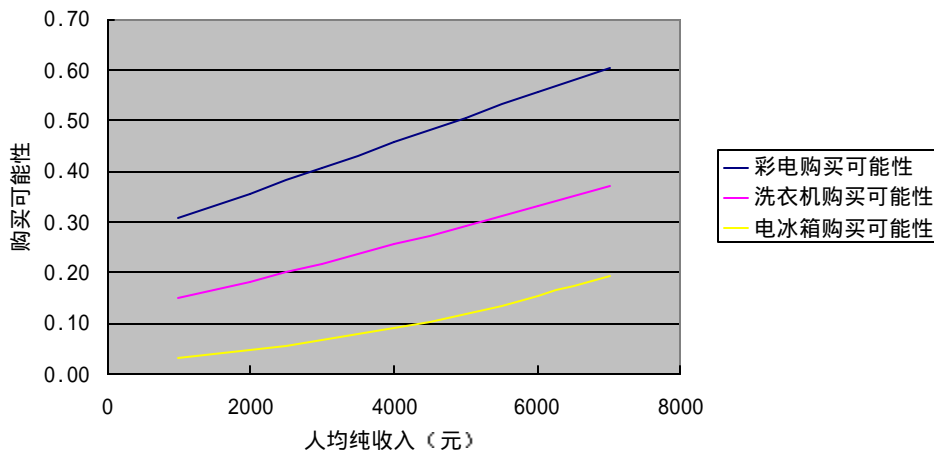
或者直接用手洗代替。(实际上,“经常停水”在置信水平为 0.05 时,显著地不等于 0。)

除以上重点讨论的变量外,其他变量绝大部分的回归系数都显著地不等于 0,表明它们对农户的购买决策都有显著影响。对于三种家电购买可能性,体现农户基本特征的“平均受教育年限”、“家庭人口数”有正的作用。因为,受教育程度越高,其收入预期越稳定,需要保存的应急资金越少,更有可能用手头的积蓄购买耐用品。家庭人口越多,购买耐用品摊销到每个人头上的平均成本越低,越能发挥耐用品使用的规模效应。所以,这两个因素的提升都有利于农户购买耐用品。但是,应该指出的是,由于人口的基本特征在短期之内无法改变,即使对购买可能性影响显著,仍不能作为短期内启动农村市场的努力方向。

“离城市中心的远近”、“家庭中男性人口的比例”呈现出负的影响。“离城市的远近”这一变量赋值越大,表明农户离城市越远。回归结果的含义是,在其它条件不变的情况下,农户离城市越远,其购买耐用品的可能性越小。造成这个结果的原因是,“离城市的远近”一方面体现了农户居住区基础条件的好坏,另一方面也体现了农户购买耐用消费品的难易程度;这两方面都会影响农户的购买行为。至于家庭男性比例对购买可能性的负面影响,可以理解为我国现有的婚嫁习俗,使得男方必须储蓄一大笔钱,才能把媳妇接进门,因此减小了当期的耐用品购买。

“家庭人均纯收入”的系数显著为正,表明收入水平越高,农户越有可能购买这三种电器。图 5.1 表示了在其它条件处于平均水平下,农户购买三种电器的可能性同人均纯收入的关系。当收入提高时,三种电器的购买可能性都有不同程度的增长。其中,彩电增长速度最快,洗衣机其次,电冰箱再次。

图5.1: 收入对三种电器购买可能性的影响



电力作为家用电器的互补品,其供应情况对购买决策也有影响。在其他条件不变的情况下,电价越低,购买可能性越高;供电越稳定,购买可能性越高。在三种电器购买可能性的回归结果中,表现为“电价”和“供电状况”两个变量的拟合系数显著地不等于零。此外,从回归结果中可以看出,“电视信号的好坏”、“是否建有电视接收锅”对农户彩色电视机的购买有正向的作用,表明基础配套设施改善有利于提高农户对家用电器的购买。各项其他商品的价格指数对应系数均为正(除电冰箱对应的化肥价格不显著外),表明各种商品变动时的替代效应大于收入效应,会使耐用品购买可能性减少。

四. 影响因素分析

利用最大似然估计的方法，我们得到了三种家用电器购买可能性的决策函数。下面我们进一步分析各个自变量的变化将对农户彩电购买决策产生的影响，并进而推出对整个农村市场的影响。我们假设存在一个典型农户，¹其特征可以近似代表样本的平均水平，从而能近似地代表全国的水平。通过计算符合某一特征的农户样本所对应的自变量的平均值，我们可以得到描述一个典型农户所需的自变量的值。这些自变量按照在定义域内是否连续，可分为两类：一类是连续变量，如电价，人均纯收入等；另一类是离散变量，表 6.1 中所列特征对应的变量都属于这一类，它们的定义域是若干个整数点，对应于特征的不同状态。以“是否经常停电”为例，当该农户认为经常停电时，此变量赋值为 1；当认为供电正常时，赋值为 2。下面我们将分别讨论离散变量和连续变量的变化对全国农村市场的影响。

(一) 对离散变量作用的分析

我们采取作差的方式——即以状态改进后典型农户的购买可能性减去状态改变前典型农户的购买可能性——来描述离散变量值的变化对农户购买决策的影响。由于我们选取的是典型农户，该农户的购买可能性变化也就代表了该样本群的整体变化水平。我们以影响彩色电视购买可能性的一个因素“是否经常停电”为例，来解释表 6.1 以及表 6.2 中所示数据的来源及其含义。如表 6.2 所示，“是否经常停电”这一特征的改善，可以使典型农户（以整个样本为基础的）的彩电购买可能性提高 0.003，即 0.3%。这意味着，每百户农户将增加 0.3 户购买彩电。如果该样本群对全国的农户分布和状态都作了很好的概括的话，推广到全国，将形成的购买能力是 $0.3 \times 2.34 = 0.75$ 百万（参见第二部分的讨论）部彩电。如果更进一步地考虑，改善“是否经常停电”这一特征，只对有了电、但供电状况不佳的农户才起作用。可将典型农户设定在“有了电，但供电状况不佳”的样本群内，依旧重复以上的计算，得出典型农户在供电状况改进的情况下，购买彩电的可能性提高了 0.023，即每百户这样的农户（以供电不善的农户为基础）将增加 2.3 台彩电的购买，如果全国这部分农户所占比例接近样本的比例，则 0.024 将意味着 $2.3 \times 0.093\% \times 2.34 = 0.50$ （百万）部彩电的需求量。

表6.1 以缺乏对应有利特征的样本为基础计算的典型农户

| 耐用品名称 | 相关特征 | 变动之前的购买可能性 | 变动之后的购买可能性 | 购买可能性变化量 | 不具有对应特征的农户所占比例 | 全国可增加购买力 |
|-------|---------------------|------------|------------|----------|----------------|----------|
| 洗衣机 | 是否通自来水 | 0.119 | 0.262 | 0.142 | 0.680 | 22.60 |
| | 是否建有水塔 | 0.164 | 0.192 | 0.028 | 0.861 | 5.65 |
| | 是否经常停水 [*] | 0.308 | 0.280 | -0.028 | 0.035 | -0.23 |
| | 是否经常停电 | 0.089 | 0.126 | 0.037 | 0.093 | 0.81 |
| 彩电 | 是否经常停电 | 0.256 | 0.279 | 0.023 | 0.093 | 0.50 |
| | 电视信号是否清晰 | 0.233 | 0.306 | 0.073 | 0.135 | 2.30 |
| | 是否建有接收锅 | 0.363 | 0.412 | 0.050 | 0.889 | 10.33 |

¹ 在计算边际效应时，可以利用数据的样本均值(即我们提到的典型农户)带入表达式中计算，也可以先算出每一个观测样本点的边际效应，利用这一边际效应的样本均值作为最终的结果。对于连续变量，Slutsky定理可以保证，在大样本条件下，两者的结果应该趋同。文中采用前一种方法，方法的数学说明参见附录三。

| | | | | | | |
|-----|--------|-------|-------|-------|-------|------|
| 电冰箱 | 是否经常停电 | 0.018 | 0.024 | 0.006 | 0.093 | 0.12 |
|-----|--------|-------|-------|-------|-------|------|

注：购买可能性变化量=变化后的购买可能性-变化前的购买可能性
 全国可增加的购买力= 购买可能性变化量 * 234 * 不具有对应特征的农户所占比例（百万台）

表6.2 以总样本为基础计算的典型农户

| 耐用品名称 | 相关特征 | 变动之前的购买可能性 | 变动之后的购买可能性 | 购买可能性变化量 | 全国可增加的购买力 |
|-------|----------|------------|------------|----------|-----------|
| 洗衣机 | 是否通自来水 | 0.188 | 0.294 | 0.107 | 24.92 |
| | 是否建有水塔 | 0.188 | 0.213 | 0.025 | 5.92 |
| | 是否经常停水 | 0.188 | 0.155 | -0.033 | -7.64 |
| | 是否经常停电 | 0.188 | 0.194 | 0.006 | 1.49 |
| 彩电 | 是否经常停电 | 0.364 | 0.368 | 0.003 | 0.76 |
| | 电视信号是否清晰 | 0.364 | 0.375 | 0.011 | 2.56 |
| | 是否建有接收锅 | 0.364 | 0.408 | 0.044 | 10.32 |
| 电冰箱 | 是否经常停电 | 0.050 | 0.051 | 0.001 | 0.34 |

注：购买可能性变化量=变化后的购买可能性-变化前的购买可能性
 全国可增加的购买力= 购买可能性变化量 * 234（百万台）

表 6.1 中的数据所基于的典型农户以缺乏对应有利特征的样本为基础；表 6.2 则以总样本为基础。从表 6.1 和表 6.2 中“全国可增加的购买力”的数据列的对比可以看出，以缺乏对应有利特征的样本为基础计算的典型农户对应数值略微偏低。由于我们只有可能改进那些不具有有利特征的农户，因而，从理论上，表 6.1 结果更为科学。从表 6.1 中可以看出，农户用水方式的改变，以及通过建立电视信号接收锅改善收视效果，可以分别使全国农村洗衣机和彩电的购买力，在可预期的增长水平上，分别提高 2.26 千万部和 1.03 千万部，相当于 99 年全年洗衣机和彩电总产量的 2 倍和四分之一。可见，发起农村自来水工程对农村洗衣机的需求影响极大，不仅可以消化掉全国的过剩生产能力，甚至可能引发新一轮的洗衣机投资热潮。改善供电状况对于三种主要家电的购买力有不同程度的促进作用，其中降低供电价格的影响将在后面连续变量的分析中加以详细讨论。

（二）对连续变量作用的分析

表6.3：耐用消费品购买可能性对各自变量的弹性

| | 洗衣机 | | 彩电 | | 电冰箱 | |
|---------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| 购买可能性 | 0.188 | 百万台 | 0.364 | 百万台 | 0.05 | 百万台 |
| 平均年龄 | -0.228 | -1.00 | -0.063 | -0.54 | 0.061 | 0.07 |
| 平均受教育程度 | 0.869 | 3.82 | 0.518 | 4.41 | 1.128 | 1.32 |
| 人口数 | 0.209 | 0.92 | 0.21 | 1.79 | 0.358 | 0.42 |
| 男性人口比例 | -0.154 | -0.68 | -0.08 | -0.68 | -0.325 | -0.38 |
| 人均纯收入 | 0.389 | 1.71 | 0.289 | 2.46 | 0.741 | 0.87 |
| 电价 | -1.285 | -5.65 | -0.401 | -3.42 | -1.831 | -2.14 |
| 水价 | 0.003 | 0.01 | | | | |
| 自行车价格指数 | 0.422 | 1.86 | 0.093 | 0.79 | 0.529 | 0.62 |
| 房屋价格指数 | 0.186 | 0.82 | 0.206 | 1.75 | 0.379 | 0.44 |
| 化肥价格指数 | 0.77 | 3.39 | 0.259 | 2.21 | -0.083 | -0.10 |
| 食品价格指数 | 1.261 | 5.55 | 1.478 | 12.59 | 3.699 | 4.33 |

| | | | | | | |
|----------|--------|-------|-------|------|-------|------|
| 对应电器价格指数 | -0.159 | -0.70 | 0.082 | 0.70 | 0.213 | 0.25 |
|----------|--------|-------|-------|------|-------|------|

注：第一列数据是基于整个样本群为基础的典型农户计算出的弹性

第二列数据是假设线形的情况下，变量提高10%，导致全国农村市场购买力的变化

当考虑连续变量的变动对消费需求的影响时，一般采取求导的方式，得出在其它条件不变的情况下，该变量变化1个单位，需求量会变化多少。另一种方式是求弹性，即在其它条件不变的情况下，该变量在原有基础上变化1%，需求量会在原有基础上变化几个百分点。在耐用品消费需求的研究中，由于考察的是农户在一定条件下的购买可能性，因此，和一般研究需求量的变化不同，我们只能得出某一因素的变化对农户购买可能性的影响。但是，基于我们在上一部分“离散变量的分析”中的讨论，典型农户购买可能性的变化可以转化为整个农村市场需求量的变化，因而我们可以沿用一般弹性讨论的方式，来研究某一连续变量的变化对整个市场需求的影响。

表 6.3 列出了以整个样本为基础的典型农户三种耐用品购买可能性分别对各个变量的弹性。以洗衣机的收入弹性为例，典型农户的人均纯收入每增加 1%，其购买家用电器的可能性将在原有基础上增加 0.389 个百分点。为了更直观地了解各个因素的变化对整个市场需求的影响，表 6.3 中每一耐用品的第二列显示的是，在假设线性的情况下，某个变量提高 10%，会导致全国农村市场购买需求量的变化。从表 6.3 可以看出，电价的变化对农村市场三种主要家电的需求量的影响十分明显。当电价调低 10% 时，彩电的购买量将大约增加 3.42 百万台，相当于 99 年总销售量的 10%；洗衣机的购买量将增加约 5.65 百万台，相当于 99 年总销售量的 50%；电冰箱的购买量将增加约 2.14，相当于 99 年总销售量的 20%。

表6.4：全国城乡电价对比

单位：元/度

| 省名 | 农村平均电价 | 农村电价标准差 | 城镇平均电价 | 城镇电价标准差 | 可调整空间 (%) |
|----|--------|---------|--------|---------|-----------|
| 山西 | 0.56 | 0.08 | 0.39 | 0.06 | 31.2 |
| 辽宁 | 0.71 | 0.05 | 0.37 | 0.05 | 48.1 |
| 安徽 | 0.97 | 0.24 | 0.48 | 0.08 | 50.1 |
| 贵州 | 0.87 | 0.43 | 0.39 | 0.07 | 55.0 |
| 云南 | 0.73 | 0.16 | 0.39 | 0.08 | 47.2 |
| 陕西 | 0.84 | 0.27 | 0.52 | 0.11 | 37.7 |
| 全国 | 0.78 | 0.27 | 0.42 | 0.09 | 45.2 |

注：可调整空间=(农村平均电价-城镇平均电价)/农村平均电价

实际上，在目前的情况下，农村电价的下调空间远不止 10%。利用本次专项调查得到的各地城乡的电价水平，我们计算出某些省份的平均电价水平以及标准差，如表 6.4 所示。表中所指的平均电价水平是各地区最近三年电价的算术平均值。从全国水平来看，城镇的平均电价为 0.42 元/度，农村的平均电价为 0.78 元/度；而且农村的电价水平在各地区间的分布很不均衡，表中农村电价标准差显著高于城镇电价标准差，就说明了这一点。当电价高到一定程度，对家电购买决策的作用将完全是抑制性的。仅以全国水平计算，要达到城镇的电价水平，农村的电价必须在原有基础上降低 45%；进一步考虑到农村电价分布很不均衡，全国电价调整空间巨大。要想在短期内启动农村耐用品市场，通过电网改造来调低电价将十分有效。

五. 主要结论与政策启示

从模型回归的结果可以看出，我国农村耐用品市场之所以启而不动，农户耐用品拥有量之所以显著低于同等收入的城市住户水平，其主要原因在于，与耐用品配套的基础设施严重不足。就家用电器而言，这些配套设施包括，供电状况及其价格、供水状况及其成本、电视接受信号的质量等。当基础设施得到改善时，农户对三种主要家电的需求将大幅度提高。从回归得到的农户购买可能性函数推算，在其它条件不变的情况下，把电价调低 40%（达到城镇电价水平），并完全改善信号接收质量，农户彩电每百户拥有量将在原有基础上提高 11.5 台，达到大约 50 台/百户的水平；在其它条件不变的情况下，将电价调低 40%，并实现村村通自来水，农户洗衣机拥有量将从 24 台/百户，提高 22.6 台，达到 46.6 台/百户的水平。

回归的结果同时显示，收入水平低下对农村耐用品消费的负面影响也十分显著。我国当前农村收入水平仍然很低，而且增长速度缓慢。98 年农村人均纯收入为 2162 元，仅相当于当年城镇水平的 40%；与 97 年相比，增长率仅为 3.4%。诚然，收入的稳步提高将导致农户家用电器消费水平的增长。但是，由于短期内大幅度提高农村收入水平很难，试图通过收入水平的提高来启动农村市场以带动内需的策略不可能在短期内解决生产能力过剩的问题。与收入策略比较，通过实施扩张性的财政政策，短期内实现电价的调整和基础设施的改善完全有可能达到预期的目的。因此，启动农村市场的重心应该放在农村基础设施的改造工程上。为了说明基础设施改造策略的可行性，现以电价调整为例，来说明通过收入提高带动农村家用电器需求的策略可以通过电价的降低来实现。表 7.1 中列举了，为了实现对家用电器需求同样的影响力，与电价下调 0.1 元/度等价的人均纯收入上涨幅度。计算的结果表明，电价调低一毛钱，对农村彩电市场需求的积极作用相当于农村人均纯收入提高 370 元；对农村电冰箱市场需求的作用相当于将农村人均纯收入提高 667 元；对农村洗衣机市场需求的作用相当于农村人均纯收入提高 909 元。由此可见，改善农村基础设施相当于间接地提高了农村的整体收入水平。不仅有利于短期内解决我国需求不足和生产能力相对过剩的矛盾，也符合缩小城乡贫富差距，实现共同富裕的发展战略的要求。

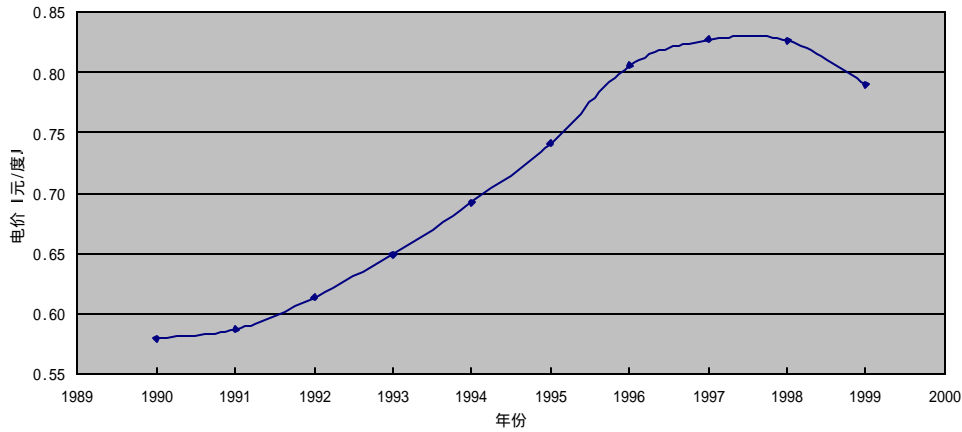
表7.1 收入和电价对家用电器需求作用的比较

| | 彩电 | 电冰箱 | 洗衣机 |
|------------------------|-------|-------|-------|
| 人均纯收入对应拟合系数 | 0.14 | 0.18 | 0.18 |
| 电价对应拟合系数 | -0.54 | -1.18 | -1.59 |
| 与电价下调0.1元/度等价的收入上涨量（元） | 370 | 667 | 909 |

注：拟合系数摘自表5.1

收入上涨量=人均纯收入对应系数/电价对应系数*100

图7.1 全国农村地区电价变化趋势图



事实上，通过改善基础设施以带动农村市场需求的策略已经在 99 年初见成效。在第二部分关于家电供求情况的讨论中，我们提到的 98、99 年我国彩电市场迅猛增长，就得益于电网改造工程带来的农村用电价格的降低。图 7.1 列出了全国近十年农村平均供电价格的变化情况。随着电网改造工程的展开，98 年的电价水平相对于 97 年已经稍有回落；99 年，全国农村电价由 98 年的 0.83 元/度，下降到 0.79 元/度，下降幅度为 4.5%。可以预测，随着电价水平的进一步下降，农村家用电器购买潜力将进一步释放。

为了更直观地显示电价降低对农村家电市场的影响，利用研究的结果可以计算出在不同降价幅度下，农村三种主要家电需求的变化程度，如表 7.2 所示。表中所列“绝对变化量”是指，当电价调整到相应水平时，农村总的家电拥有量将在 99 年的基础上增加多少百万台。当电价调整到现有水平的 60%，接近城镇用电价格时，电冰箱总的拥有量将提高 1.1 千万台；彩电将提高 1.4 千万台；洗衣机将提高 3.1 千万台。当电价调低 10% 时，彩电的购买量将大约增加 3.50 百万台，相当于 99 年总销售量的 10%；洗衣机的购买量将增加约 5.75 百万台，相当于 99 年全国洗衣机总销售量的 50%；电冰箱的购买量将增加约 2.26 百万台，相当于 99 年全国电冰箱总销售量的 20%。

表7.2：电价调整对农村耐用品需求的影响 单位：百万台

| 电价调整水平(%) | 电冰箱 | | 彩电 | | 洗衣机 | |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 绝对变化量 | 相对变化量 | 绝对变化量 | 相对变化量 | 绝对变化量 | 相对变化量 |
| 90 | 2.26 | 0.19 | 3.50 | 0.04 | 5.75 | 0.13 |
| 80 | 4.87 | 0.42 | 6.95 | 0.08 | 11.78 | 0.27 |
| 70 | 7.82 | 0.67 | 10.43 | 0.12 | 18.01 | 0.41 |
| 60 | 11.11 | 0.95 | 13.92 | 0.16 | 24.39 | 0.55 |
| 50 | 14.77 | 1.26 | 17.42 | 0.20 | 30.85 | 0.70 |
| 40 | 18.78 | 1.61 | 20.91 | 0.25 | 37.37 | 0.85 |

注：绝对变化量=相对变化量*原来农村总拥有量

除通过改善供电系统，调低农户用电成本外，其他方面基础设施的改善也将调动农户购买家用电器的积极性。国家统计局 99 年专项调查的结果显示，目前我国农村地区电视信号微弱，其中 89% 的农村地区没有修建电视接受装置；68% 的农户没有通自来水，部分西北地区甚至生活用水都发生困难（参见表

6.1)。研究的结果表明,改善以上两方面的基础设施将卓有成效地调动农户购买家用电器的积极性:通过修建电视信号接收系统,改善农村电视接收质量,可以大幅度地提高农户对彩电的需求;为农村通上自来水,改善农民生活用水条件,将提高其对洗衣机的购买(农户用水方式的改变以及通过建立电视信号接收锅改善收视效果可以分别使全国农村洗衣机和彩电的购买力,在可预期的增长水平上,提高 2.26 千万部和 1.03 千万部,相当于 99 年全年洗衣机和彩电总产量的 2 倍和四分之一)。如果发射一颗可以把电视信号覆盖全国农村的电视转播卫星;在各个自然村修建自来水水塔,提供农民生活用水,可预见的,农村地区将会出现一个电视、冰箱、洗衣机等家用电器产品的消费高潮。到那个时候,我国的家电产业生产能力过剩的情形将不复存在。

综上所述,通过国家财政提高农村基础设施质量,可以有效地启动农村耐用品市场,使我国经济走出当前生产能力过剩的困境。实施扩张性的财政政策,短期内实现电价的调整和基础设施的改善,一方面有利于整个国民经济的恢复,早日走出通货紧缩,体现出经济效率;另一方面,有助于农村生活水平的提高和农业经济的进一步发展,实现农村经济发展,农民增收,农村市场开发和消化城市过剩生产能力的良性互动,纠正长期以来重城市轻农村的发展政策造成的城乡经济发展水平的严重失衡,体现公平的原则。

附录一:

对模型中所用变量的说明

- 1、是否有电:反映该农户是否已经用上电。当家庭没有通电时,该变量赋值为 0;当家庭通电时,该变量赋值为 1。
- 2、平均年龄:反映农户成员的平均年龄水平,等于该农户常住人口年龄的算术平均值。
- 3、受教育年限:反映农户成员的平均受教育程度,数值上等于该农户常住人口受教育年数的算术平均值。
- 4、人口数:反映该农户的人口规模,数值上等于该农户的常住人口数。
- 5、男性比例:即该农户男性成员的比例,数值上等于该农户男性人口数除以常住人口数。
- 6、居住地:即该农户所处的地区的基本情况,分为三个等级。如果农户居住在城镇里,赋值为 1;如果农户住在城镇的郊区,赋值为 2;如果农户所在地区为农村,则赋值为 3。
- 7、人均纯收入:反映农户的收入能力,数值上等于该农户 98 年全年纯收入除以常住人口数,单位为千元/人。
- 8、供电状况:反映该农户电力供应的基本情况,源自农调队家计调查的补充调查。当家庭认为经常停电时,赋值为 1;当家庭不认为经常停电时,赋值为 2。
- 9、电价:反映该农户用电的平均成本,数值上等于至 99 年连续三年的电价的算术平均值,单位是元/度。
- 10、是否通自来水:反映农户用水的情况,(此处所指的自来水的概念不包括自家建水塔而提供的管道水,主要是指需要交费的管道水)。如果农户尚未用上自来水,则赋值为 0;如果农户通上了自来水,则赋值为 1。
- 11、是否经常停水:反映该农户在通上自来水的情况下,对用水、供水状况的评价。源于 99 年农户家计补充调查。如果农户认为经常停水,赋值为 1;否则,赋值为 2。没有通自来水的农户,此项赋值为 0。
- 12、水价:反映在通上自来水情况下,农户的用水成本,数值上等于至 99 年连续三年所在村水价的算术平均值,单位为元/吨。
- 13、是否建有水塔:同通自来水类似,反映农户用水的方便程度。一般情况下,通自来水

- 和建水塔不会同时成立。一旦通了自来水，必须有水价；但建了水塔，却不能有水价。
- 14、价格指数：包括自行车价格指数、房屋价格指数、化肥价格指数和食品价格指数。利用家计调查中，农户购买该种商品的价格，以县为单位，计算算术平均值，并以总体平均值为基数，得出相对价格指标作为价格指数。
- 15、三种家电的平均价格：以县为单位，县内所有已购该种家电的农户所支付价格的算术平均值。
- 16、电视信号是否清晰：反映农户所用电视机接收电视信号的好坏。当农户认为电视信号清晰时，赋值为1；否则，赋值为0。但是信号是否清晰不依赖于自身是否有电视机。
- 17、是否有电视接收锅：农户所在村是否建了电视接收锅，反映农户一旦购买了电视，收看电视节目效果。没有建电视接收锅，赋值为0；建有电视接收锅，赋值为1。

附录二：

用农户全年消费量作为对持久性收入的替代所得到的回归和分析结果：

表1：probit改进模型的估计结果

| | 彩电 | 电冰箱 | 洗衣机 |
|-----------|----------|----------|---------|
| 似然率的指数平均值 | -0.58967 | -0.24194 | -0.4484 |

样本数 18796

系数之间的相关系数通过一阶导数矩阵叉乘的方法得出。

| 变量名 | 彩电 | | 电冰箱 | | 洗衣机 | |
|----------|---------|-------|---------|-------|-----------|-------|
| | 拟合系数 | 标准差 | 拟合系数 | 标准差 | 拟合系数 | 标准差 |
| 常数项1 | 1.362 | 0.080 | 1.086 | 0.094 | 0.595 | 0.110 |
| 常数项2 | -4.049 | 0.170 | -4.609 | 0.233 | -3.181 | 0.236 |
| 平均年龄 | -0.254 | 0.113 | **0.061 | 0.158 | -0.694 | 0.172 |
| 受教育年限 | 0.108 | 0.007 | 0.111 | 0.009 | 0.151 | 0.015 |
| 人口数 | 0.035 | 0.010 | **0.015 | 0.014 | *0.027 | 0.015 |
| 男性比例 | *-0.059 | 0.045 | *-0.129 | 0.069 | -0.158 | 0.065 |
| 居住地 | -0.275 | 0.031 | -0.229 | 0.037 | -0.244 | 0.049 |
| 人均纯收入 | 0.119 | 0.004 | 0.132 | 0.004 | 0.148 | 0.019 |
| 供电状况 | 0.078 | 0.029 | 0.117 | 0.046 | 0.251 | 0.046 |
| 电价 | -0.504 | 0.016 | -1.198 | 0.049 | -1.541 | 0.128 |
| 自行车价格指数 | 0.103 | 0.039 | 0.253 | 0.056 | 0.385 | 0.062 |
| 房屋价格指数 | 0.266 | 0.026 | 0.252 | 0.032 | 0.226 | 0.042 |
| 化肥价格指数 | 2.700 | 0.307 | *-0.173 | 0.536 | 6.874 | 0.679 |
| 食品价格指数 | 1.600 | 0.081 | 1.886 | 0.093 | 1.237 | 0.150 |
| 彩电平均价格 | 0.138 | 0.064 | | | | |
| 电冰箱平均价格 | | | *0.093 | 0.071 | | |
| 洗衣机平均价格 | | | | | -0.160 | 0.060 |
| 是否有电视接收锅 | 0.118 | 0.037 | | | | |
| 电视信号是否清晰 | 0.267 | 0.034 | | | | |
| 是否通自来水 | | | | | 0.757 | 0.144 |
| 是否经常停水 | | | | | *-0.122 | 0.066 |
| 水价 | | | | | ** -0.001 | 0.030 |
| 是否建有水塔 | | | | | 0.1419 | 0.052 |

注： ** 表示显著性水平大于0.1
 * 表示显著性水平在0.02--0.1之间

表2：耐用消费品对各连续自变量的弹性

| | 彩电 | | 洗衣机 | | 电冰箱 | |
|----------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
| 购买可能性 | 0.40 | 百万 | 0.21 | 百万 | 0.06 | 百万 |
| 平均年龄 | -0.07 | -0.643 | -0.22 | -1.083 | 0.04 | 0.054 |
| 平均受教育程度 | 0.52 | 4.809 | 0.84 | 4.150 | 1.16 | 1.720 |
| 人口数 | 0.13 | 1.177 | 0.11 | 0.553 | 0.12 | 0.178 |
| 男性人口比例 | -0.03 | -0.262 | -0.09 | -0.432 | -0.13 | -0.200 |
| 人均消费量 | 0.22 | 2.032 | 0.32 | 1.553 | 0.53 | 0.784 |
| 电价 | -0.35 | -3.195 | -1.22 | -6.006 | -1.78 | -2.647 |
| 水价 | | | 0.00 | -0.001 | | |
| 自行车价格指数 | 0.09 | 0.831 | 0.39 | 1.905 | 0.48 | 0.710 |
| 房屋价格指数 | 0.22 | 2.053 | 0.22 | 1.074 | 0.46 | 0.680 |
| 化肥价格指数 | 0.24 | 2.249 | 0.72 | 3.519 | -0.03 | -0.050 |
| 食品价格指数 | 1.42 | 13.101 | 1.27 | 6.227 | 3.63 | 5.382 |
| 对应电器价格指数 | 0.12 | 1.122 | -0.16 | -0.780 | 0.17 | 0.256 |

注：第一列数据是以整个样本群为基础的代表农户计算的弹性
 第二列数据是假设线形的情况下，自变量提高10%，会导致全国农村市场购买力的变化

表3：以总样本为基础计算的典型农户得到的离散变量的边际分析结果

| 耐用品名称 | 相关特征 | 变动之前的购买可能性 | 变动之后的购买可能性 | 购买可能性变化百分比 | 购买可能性变化量 | 全国可增加的购买力 |
|-------|-----------------|------------|------------|------------|----------|-----------|
| 洗衣机 | 是否通自来水 | 0.210 | 0.325 | 54.8% | 0.115 | 26.950 |
| | 是否建有水塔 | 0.210 | 0.236 | 12.4% | 0.026 | 6.095 |
| | 是否经常停水 | 0.210 | 0.225 | 7.3% | 0.015 | 3.596 |
| | 是否经常停电 | 0.210 | 0.217 | 3.2% | 0.007 | 1.578 |
| | 全面改善用水质量 | 0.210 | 0.371 | 76.6% | 0.161 | 37.628 |
| | 全部改善并将电价调低到城市水平 | 0.210 | 0.511 | 143.1% | 0.301 | 70.317 |
| 彩电 | 是否经常停电 | 0.395 | 0.399 | 0.9% | 0.003 | 0.792 |
| | 电视信号是否清晰 | 0.395 | 0.408 | 3.1% | 0.012 | 2.865 |
| | 是否建有接收锅 | 0.395 | 0.431 | 9.0% | 0.036 | 8.369 |
| | 全面改善电视信号质量 | 0.395 | 0.444 | 12.2% | 0.048 | 11.249 |
| | 全部改善并将电价调低到城市水平 | 0.395 | 0.512 | 29.4% | 0.116 | 27.172 |
| 电冰箱 | 是否经常停电 | 0.063 | 0.065 | 2.8% | 0.002 | 0.418 |
| | 全部改善并将电价调低到城市水平 | 0.063 | 0.138 | 117.6% | 0.075 | 17.449 |

注：购买可能性变化量=变化后的购买可能性-变化前的购买可能性
 全国可增加的购买力= 购买可能性变化量 * 234 (百万台)

附录三：

边际效应分析的数学说明

假设总样本 $\{X_i\}$ 样本数为 n ，按照农户家庭是否有电，即 E_i 是否等于 1，将总样本分成两类，并重新排序如下：

$$\{X_i | E_i = 1, i = 1, 2, \dots, n_1\}, \{X_i | E_i = 0, i = n_1 + 1, n_1 + 2, \dots, n\}$$

则总样本中有电农户的比例为 $\frac{n_1}{n}$ 。

通过最大似然估计方法，我们得到了各自变量对应系数的拟合值 \hat{a} 、 \hat{b} ，将其代入(3)式，可以得出农户耐用品购买可能性的期望函数：

$$\begin{aligned} & \text{Pr } ob(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i) \\ &= 1 - \frac{\Phi(-\hat{a} - \hat{b} \cdot Z_i)}{\Phi(-\hat{b} \cdot Z_i)} \end{aligned}$$

其中 $i = 1, 2, \dots, n_1$

1、连续变量的边际效应分析

在总样本中，对于农户 i ，设 $Z_i = (Z_{0i} \text{ M } Z_{Ti})$ ，其中 Z_{Ti} 为需要分析的自变量，在定义域内是连续的。 Z_{Ti} 变动对于没有通电的农户不起作用，因为，“没有电”这一前提条件不改变的话，无论其他条件怎么变化，农户都不可能购买家电。对于已经通电的农户 i ($i=1, 2, \dots, n_1$)， Z_{Ti} 变动对耐用品购买可能性的边际影响等于

$$\begin{aligned} & \frac{\partial \text{Pr } ob(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i)}{\partial Z_{Ti}} \\ &= \frac{\hat{b}_{Ti} \left[f(-\hat{a} - \hat{b} \cdot Z_i) \Phi(-\hat{b} \cdot Z_i) - f(-\hat{b} \cdot Z_i) \Phi(-\hat{a} - \hat{b} \cdot Z_i) \right]}{\Phi^2(-\hat{b} \cdot Z_i)} \end{aligned}$$

因此， Z_{Ti} 变动对通电农户的总体影响可以记作

$$\hat{\nabla}|_{Z_{Ti}} = \sum_{i=1}^{n_1} \frac{\partial \text{Pr } ob(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i)}{\partial Z_{Ti}}$$

对总样本中耐用品占有率的影响为

$$\hat{\nabla}|_{Z_{Ti}} / n$$

这一计算过程的简化算法为，假设存在能代表所有通电用户样本的典型农户，其特征变量的值如下：

$$E_i=1; Z_{\text{typical}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_1} Z_i,$$

其中， $Z_i = (Z_{0i} \text{ M } Z_{Ti})$

则，可以将 Z_{typical} 记作 $(\bar{Z}_0 | \bar{Z}_T)$ 。 Z_{Ti} 变动对总样本中的耐用品占有率的影响

为

$$\frac{n_1}{n} \cdot \frac{\partial \hat{\text{Pr ob}}(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i)}{\partial Z_{T_i}} \Big|_{Z_i = (\bar{Z}_0, \bar{Z}_T)}$$

文中表 6.3 中的数据就是依照这种方法计算出来的。以上提及的两种方法在文献中都有讨论，近期的文献倾向于使用第一种方法。在大样本情况下，Slutsky 定理保证两种方法的结果趋向于一致。

2、离散变量的边际效应分析

设农户 i 的特征变量值 $Z_i = (Z_{0i} | Z_{iT})$ ，其中 Z_{iT} 是标量，属于离散变量； Z_{0i} 为向量，代表除 Z_{iT} 之外的所有自变量。设 Z_{iT} 的定义域为 $\{a, b\}$ 。问题转化为，当总样本中所有 $Z_{iT} = a$ 的农户的 Z_{iT} 值变为 b ，对总样本的耐用品占有率的影响。

以 Z_{iT} 的值为标准，可以将总样本分成两类，并重新排列如下：

$$\{X_j | Z_{iT} = a, j = 1, 2, \dots, m\}, \{X_j | Z_{iT} = b, j = m + 1, m + 2, \dots, n_1\}$$

代表第一类样本的典型农户的特征可以记作

$$E_T = 1; Z_T = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Z_j,$$

其中， $Z_T = (Z_{0T} | Z_{iT})$ ，且 $Z_{iT} = a$ 。

农户的 Z_{iT} 值变为 b ，对总样本的耐用品占有率的影响为

$$\hat{\nabla}_1 = \frac{m}{n} \hat{\nabla}_{T1} = \frac{m}{n} \left[\hat{\text{Pr ob}}(D_i = 1 | E_T = 1; Z_{0T}, Z_{iT} = a) - \hat{\text{Pr ob}}(D_i = 1 | E_T = 1; Z_{0T}, Z_{iT} = b) \right]$$

文中表 6.1 所示数据由此方法算出。

另外一种方法是，选取总样本的典型农户，对应特征变量值为

$$E_T = 1; Z_T = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} Z_i,$$

当 Z_T 都变成 b 后，对总样本的耐用品占有率的影响为，

$$\hat{\nabla}_2 = \frac{n_1}{n} \hat{\nabla}_{T2} = \frac{n_1}{n} \left[\hat{\text{Pr ob}}(D_i = 1 | E_T = 1; Z_T) - \hat{\text{Pr ob}}(D_i = 1 | E_T = 1; Z_{0T}, Z_{iT} = b) \right]$$

文中表 6.2 所示数据由此方法算出。

参考文献：

北京大学中国经济研究中心宏观组，1999，“正视通货紧缩压力，加快微观机制改革”，《经济研究》，第 7 期。

林毅夫，1999，“我国通货紧缩的成因与对策”，北京大学中国经济研究中心内部讨论稿，99.12

- 林毅夫、蔡昉、李周：“中国的奇迹：发展战略与经济改革”，上海三联书店与上海人民出版社 1994 版。
- 林毅夫，1998，“深化市场改革是解决农民问题的根本出路”，《经济研究》第 11 期。
- 宋国青，1998，“债务一通货紧缩”，联办研究报告，98001 号，1.9
- 余永定，1999，“打破通货收缩的恶性循环——中国经济发展的新挑战”，《经济研究》，第 7 期。
- Aitchison, J. and Brown, J.A.C. 1957. *The lognormal Distribution*. Cambridge: Cambridge University press.
- Akerlof, G. 1970. The market for 'lemons'. *Quarterly Journal of Economics* 84(3), August, 488-500.
- Aldrich, J. and F. Nelson. 1984. *Linear Probability, Logit and Probit Models*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Amemiya, T. 1981. Qualitative response models: a survey. *Journal of Economic Literature*, 19.4, 1981, pp. 481-536.
- Bain, A.D. 1963, *The Growth of TV ownership in U.K.* Cambridge: Cambridge University Press.
- Beaud, Michel 1983. *A History of Capitalism 1500~ 1980*, Monthly Review Press, New York.
- Bernanke, B. & Gertler, M. 1996. Agency costs, net worth, and business fluctuations, *AER*, Vol. 79, No. 1.
- Bonus, H. 1973. Quasi-Engel curves, diffusion and the ownership of major consumer durables. *Journal of Political Economy* 81(3). May-June, 655-77.
- Cecchetti, S. 1986. The frequency of price adjustment: a study of the newsstand prices of magazines. *Journal of Econometrics*. 31, pp. 255-274.
- Chow, G. 1957. *Demand for Automobiles in the US: a study in consumer durables*. Amsterdam: North-Holland.
- Cragg, J. and R. Uhler. 1970. The demand for automobiles. *Canadian Journal of Economics*, 3, pp. 386-406.
- Cragg, J.G. 1971. Some statistical models for limited dependent variables with applications to the demand for durable goods, *Econometrics*, vol 39, pp. 829-44.
- Cramer, J.S. 1957. A dynamic approach to the theory of consumer demand. *Review of Economic Studies*. 24, February 73-86.
- Cramer, J.S. 1962. *A statistical Model of the Ownership of Major Consumer Durables*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Deaton, A. and Muellbauer, J. 1980. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Dhrymes, P. 1984. Limited dependent variables. In Z. Griliches and M. Intriligator, eds., *Handbook of Econometrics*, vol,2, Amsterdam: North Holland.
- Diewert, W.E. 1971. An application of the shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy* 79(3), May-June, 481-507.
- Dubin, J.A. and McFadden, D. 1984. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. *Econometrica* 52(2), March, 345-62.
- Farrell, M.J. 1954. The demand for motor cars in the United States. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A 117(2), 171-201.
- Finney, D.J. 1947. *Probit Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Fisher, I. 1930. *The Theory of Interest*. New York: The Macmillan Company.
- Fisher, Iving 1933, The debt-deflation theory of the great depression. *Econometrica*, October.
- Friedman, M. & A. J. Schwartz, 1963. A monetary history of the United States, 1867-1960, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- King, Mervyn 1994. Debt deflation: theory and evidence, *European Economic Review*, 38, pp. 419-445.
- Jorgenson, D.W. 1963. Capital theory and investment behaviour. *American Economic Review*, Papers and Proceedings 53, May, 247-59.
- Greene, W.H. 1997, *Econometric Analysis*, Third Edition. New Jersey: Prentice Hall.
- Heckman, J. 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*. 47, pp. 153-161.
- Johnson, N. and S. Kotz. 1970. *Distributions in Statistics, Continuous Univariate distributions-2*. New York: John Wiley and Sons.
- Maddala, G. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York : Cambridge University Press.
- McFadden, D. 1974. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In *Frontiers in Econometrics*, ed. P. Zarembka. New York: Academic Press.
- McFadden, D. 1981. Econometric models of probabilistic choice. In *Structural Analyses of Discrete Data*, ed. C. Manski and D. McFadden, Cambridge, Mass: MIT press.
- Muellbauer, J. 1981. Testing neoclassical models of the demand for durables. In *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, ed. A.S. Deaton. Cambridge: Cambridge University Press.
- Muellbauer, J. and P. Pashardes 1982, 1987, Tests of dynamic specification and homogeneity in a demand system. Discussion paper 125, Birkbeck College, 1982; revised as Institute of Fiscal Studies discussion paper, 1987.
- Nerlove, M. 1957. A note on long-run automobile demand. *Journal of Marketing* 21, July, 57-64.
- Paroush, J. 1965, The order of acquisition of consumer durables. *Econometrica*, vol.33, pp. 225-35.
- Pyatt, G. 1964. *Priority Patterns and the Demand for Household Durable Goods*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Spinnewyn, F. 1979. The cost of consumption and wealth in models with habit formation. *Economics Letters* 2(2), 145-8.
- Spinnewyn, F. 1981. Rational habit formation. *European Economic Review* 15(1), January, 91-109.
- Stone, R. and Rowe, D.A. 1957. The market demand for durable goods. *Econometrica* 25, July, 423-43.
- Tobin, J. 1958. Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica* 26, January, 24-36.
- Weissenberger, E. 1984. *An intertemporal system of dynamic consumer demand functions*. Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper No. 186.
- Wu, De-Min 1965, An empirical analysis of household's durables goods expenditure, *Econometrics*, vol.33, pp.761-780.
- Zavoina, R. and W. McElvey. 1975. A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology*, Summer, pp. 103-120.