

中国农村耐用消费品需求研究

荣 昭 盛来运 姚 洋*

摘 要 本文利用国家统计局1999年农户家计调查的横截面数据,采用改进的probit模型,对影响中国农户家电需求的因素进行了计量分析。与传统文献讨论耐用品需求的思路有所不同,本文重点讨论了影响农户家电购买因素中与基础设施有关的部分。在此基础上,本文试图遵循统计学的原理,将样本中得到的结论推广到整个农村地区,并提出相应的政策建议。

关键词 需求研究, 计量模型, 农村发展

一般认为,农村消费需求不足的主要原因在于农户的收入水平低下,因而开发农村大市场努力多年,效果不佳。林毅夫(1999)提出,开发不利的主要原因不在于农民的收入太低,而在于基础设施的提供不足。找出农村市场开发不利的主要原因对于目前生产能力严重过剩的家电行业至关重要。城市的主要家电需求已经趋于饱和,无法消化过剩的生产能力。如果农村消费需求不足的原因主要在于农户收入水平低,而其收入水平在短期内又无法有较大提高,那这将意味着家电业必须面对长时间的行业萧条。如果原因主要在于基础设施投入不足,则通过提高农村的配套基础设施水平以刺激农户的家电需求,有可能迎来家电行业发展的第二个高潮。本文试图通过对农户购买家电决策的计量分析,为这一争论提供实际的数据支持。

文献在利用横截面数据讨论耐用品需求时,由于数据在时间纬度上的限制,被迫放弃耐用品的一些重要特征,转而重点关注购买耐用品决策的不连续性。其中,最早系统地将probit技术运用于分析0-1变量的方法引入到耐用品需求研究的是Farrell(1954)。他对不连续选择的讨论方法已经十分接近效用理论的方法。在之后的文献中,这种方法得到了完善,并涌现出一批优秀的文献,其中包括Cramer(1962)、Bain(1964)、Wu(1965)、Cragg & Uhler(1970)。Dubin & Macfadden(1984)讨论耐用品的选择和对电力的引致需求的计量分析也采用了这种方法。本文在耐用品需求的计量分析方法上仍沿用了这一传统,只是从技术上对probit模型做了某些改进以适应本文所关心的解释变量。但是,本文关注的角度和传统文献讨论耐用品需求的思路有所不同。结合中国经济的特征以及中国经济所关注的问题,本文重点讨论了影响农户家电——彩电、冰箱、洗衣机——购买的因素,特别是与公共设施有关的因素。在此基础上,本文试图遵循统计学的原理,把从样本中得到的结论推广到全国农村地区,从而得到一些具有普遍意义的结论。

* 荣昭,北京市国有资产经营有限责任公司;盛来运,国家统计局农调队;姚洋,北京大学中国经济研究中心。通信作者及地址:荣昭,北京市西城区金融大街35号国际企业大厦C座10层,100032,电话:(010)88092828转1018,Email:rongzhao74@263.net。感谢林毅夫、赵耀辉和宋国青对本文所提供的建议,感谢王春华在数据方面的帮助。

本研究旨在回答以下问题:除传统讨论的收入低下的因素外,制约农户耐用品消费的因素还有哪些,影响程度如何?我们还将进一步讨论短期内启动农村耐用品市场的对策及潜力。本文计量分析利用的是国家统计局“1999年农村住户耐用消费品专项调查分户资料”中所提供的数据。文章结构安排如下。第一部分利用改进的probit模型建立了分析农户耐用品消费的计量模型。第二部分介绍所用变量的情况,并比较专项调查数据的一些主要指标同《1999年中国统计年鉴》所公布的指标的一致性,以保证专项调查数据对全国农村的代表性。第三部分列出回归结果,并深入讨论了各个因素影响农户家电购买的机理。第四部分进一步分析回归结果,直观地显示了各变量的变化将对全国农村家电市场需求的影响。第五部分总结了计量模型的建构方法以及回归的主要结论,并提出了相应的政策建议。

一、估计方法

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,必须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。耐用消费品的需求按购买特征可以分为两部分:一类是为了更新原有耐用品而形成的购买;另一类属于第一次购买或添置一台以上的同种家电。在数字特征上,第一类购买不会反映为平均拥有量的变化,而第二类购买则表现为住户平均拥有量的增加。启动农村市场的购买潜力关键在启动第二种类型的购买,特别是首次购买。原因有两方面:首先,农村耐用品市场发展较晚、普及率较低,首次购买的增长空间很大;其次,首次购买和再次购买之间有很大差异,首次购买是从无到有,存在质的飞跃,而再次购买只是量的变化,改善基础设施对再次购买的影响较小。我们关注的是短期内启动农村耐用品市场的潜力,因此重点考虑首次购买需求。

基于以上分析,我们将其他情况的购买都简单地处理为首次购买,而放弃其可能具有的其他特征。从中国农村目前的消费水平看,这种处理方法不会影响结论的可信程度。这样,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。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,农户是怎样决定是否拥有某种家用电器的。我们将把注意力集中在耐用品购买量的离散性上。¹在购买量不连续的情况下,文献中一般采用二元决策的probit模型。²

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:

$$D_i^* = \alpha \cdot E_i + \beta \cdot Z_i + e_i, \quad (1)$$

¹ 在没有信贷约束的情况下,购买的离散性可以不予考虑,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。中国农村的情况更接近于后一种。

² Deaton & Muellbauer(1980)提供了一个简单的耐用品需求决策的静态模型,从效用出发推导出probit模型。本文沿用这种思路,但将得出的probit模型进行了线性化处理。这种处理方法可以从数学分析方法中找到支持,在技术上也易于处理。

其中, D_i^* 为决策变量, 如果 $D_i^* > 0$, 农户 i 就购买; 如果 $D_i^* \leq 0$, 则不买。³ 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 是农户基本情况的一个列向量, 包括可能影响购买决策的主要变量。 e_i 是服从标准正态分布⁴的随机变量,⁵ 代表被模型忽略的但对决策产生影响的其他因素的总体效果。 α 、 β 分别为待估计的系数和系数行向量。潜在决策模型中, E_i 之所以单独列出来, 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 之外的可能影响购买决策的因素。

“是否有电”对家用电器购买的特殊影响在于, 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, 我们必须增加如下假设: 如果不通电, 农户 i 一定不去购买电器。即当 $E_i = 0$ 时, 必有

$$D_i^* = \beta \cdot Z_i + e_i \leq 0, \quad (2)$$

即

$$e_i \leq -\beta \cdot Z_i.$$

为了符合这一假设, 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:

$$f(e_i) = \phi(e_i) / \Phi(-\beta Z_i), \quad (3)$$

其中 $e_i \in (-\infty, -\beta \cdot Z_i)$, $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别代表标准正态分布的密度函数和分布函数。

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, 给定农户的其他基本条件 Z_i 的情况下, 其购买可能性可表示为:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i) &= \text{Prob}(D_i^* > 0 | E_i = 1; Z_i) \\ &= \text{Prob}(e_i > -\alpha - \beta \cdot Z_i) \\ &= 1 - \frac{\Phi(-\alpha - \beta \cdot Z_i)}{\Phi(-\beta \cdot Z_i)}. \end{aligned} \quad (4)$$

在相同给定条件下, 农户决定不购买耐用品的可能性为:

$$\text{Prob}(D_i = 0 | E_i = 1; Z_i) = 1 - \text{Prob}(D_i = 1 | E_i = 1; Z_i) = \frac{\Phi(-\alpha - \beta \cdot Z_i)}{\Phi(-\beta \cdot Z_i)} \quad (5)$$

购买可能性和不购买可能性的表达式 (4)、(5) 成立的前提是农户已经通电, 即 $E_i = 1$ 。因此, 在下文中推导出的似然函数中, n_1 是指总样本中已经

³ 由于 D_i^* 包含有常数项, 阈值不一定要选为 0。

⁴ 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、方差不等于 1 的正态分布 (见 Greene, 1997)。

⁵ 在计量经济学的应用中, probit 模型和 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。

通上电的农户数量。值得注意的是,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。因此,观察到样本 (D_1, D_2, \dots, D_n) 的对数似然函数可以写成:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n_1} \left\{ (1 - D_i) \cdot \ln \left[\frac{\Phi(-\alpha - \beta \cdot Z_i)}{\Phi(-\beta \cdot Z_i)} \right] + D_i \cdot \ln \left[1 - \frac{\Phi(-\alpha - \beta \cdot Z_i)}{\Phi(-\beta \cdot Z_i)} \right] \right\}, \quad (6)$$

似然函数(6)的一个优点是,即使 Z_i 中包含常数项, α 也可以被识别出来。由于这一参数是本文所关注的重点,对其进行识别是非常重要的。利用(6)式作各参数的最大似然估计,⁶ 将得到参数拟合系数,再将拟合系数代回(4)式,即可得出拟合的农户耐用品购买可能性函数。

二、数据及所选变量的说明

本次研究所用数据,是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年农村住户调查分户资料”的有关部分。分析中,除价格指数外,所有变量均为分户数据。内生变量为农户三种家电的拥有量(只区分买和不买,不关心买多少以及购买时间)。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、电视信号接收塔等相关信息。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。⁷ 家庭变量中的人均纯收入⁸ 衡量其预算约束,其他变量控制家庭的效用函数。地区变量中,“是否通电”是0-1变量,相当于理论模型中的 E_i 。有关电视信号和供水的变量也是0-1变量,但不是购买家电的必要条件。⁹

本次研究所用数据来源于专项调查的农户样本,该样本从农调总队的农户总样本中选取,样本数是2万多户,其中实际用于回归分析的是18796户。农调队农户样本总数有68300多户,是我国目前最权威的关于农村住户情况的数据集,能够较好地反映全国农户的整体状况。为了保证此次专项调查的结果能够代表全国范围的情况,以确保研究结果可以推广到全国范围,我们首先必须比较专项调查数据所用样本与农调队的全国农户调查数据对应的总样本在收入、消费等方面的特征是否一致。

⁶ 回归所用软件为 GUASS。

⁷ 变量说明参见附录一。

⁸ 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们这一点)。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,从而使消费能更好地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。抱着谨慎的态度,作者对两种方法的结果进行了对比。结论表明,两种方法没有实质性的差别,或者说,现有方法的结论已经足够好了。

⁹ 以“是否通自来水”为例,没有自来水,农户仍然可以用洗衣机清洗衣物,或者通过水塔提供水,或者直接用水桶将水倒入洗衣机内。

表1. 专项调查样本和统计年鉴所用样本基本情况比较

	专项调查样本	统计年鉴所用样本
样本数	18796	68300
家庭人口数	4.25	4.3
家庭人均纯收入(千元)	2.15	2.16
彩电占有率	38%	32.60%
电冰箱占有率	9%	9.25%
洗衣机占有率	23%	22.80%

表1列出了两个样本的一些相关指标。其中，专项调查中住户的人均纯收入为2150元，与国家统计局公布的1998年农村人均纯收入2161.98元十分接近。两个样本的平均人口数分别为4.25和4.3，误差很小。从三种主要家电的拥有比例看，除彩电外，洗衣机和冰箱的拥有量基本趋同。彩电拥有量的较大差异是由于两个样本在统计时间上的差别造成的，因为专项调查的时间为1999年10月之后，包括了比99年末统计结果多10个月的购买量。

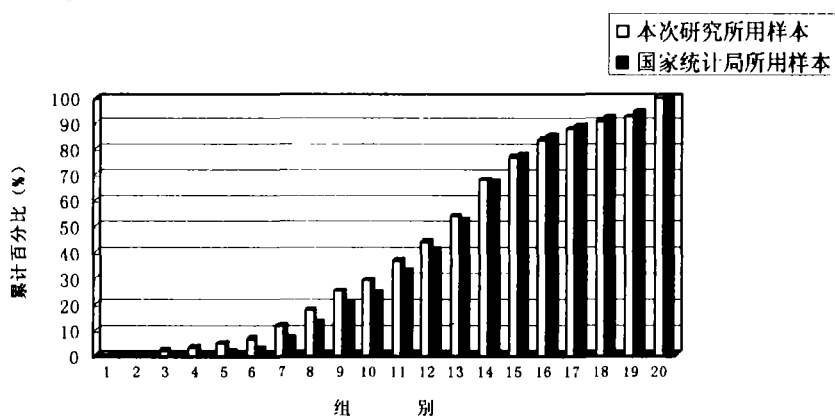


图1. 按收入分组的累计分布情况比较

为了更进一步了解专项调查样本的代表性，我们把样本按收入进行分组。分组标准参照《1999年中国统计年鉴》农户收入分组的尺度。按年鉴中的收入分组标准，专项调查样本被划分成20个组，以对应年鉴提供的收入分组数据。结果如图1所示，图中比较了两组样本中收入不高于该组水平的累积比例的情况，其中深色柱状代表总体样本情况，浅色柱状代表专项调查样本。从图1中可以看出专项样本在低收入群和高收入群的选择比例高出，因而中间水平的样本较少。从整体而言，两条分布曲线拟合较好。综上所述，专项样本能够很好地代表总体样本。

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,估计结果如表2所示。

表2. probit 改进模型的估计结果

变量名	18796					
	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	
是否通电	1.4262	0.0863	0.9779	0.0631	0.5163	0.0903
常数项	-4.1081	0.1699	-4.6855	0.2354	-3.184	0.2476
平均年龄	-0.2101*	0.1123	0.0976**	0.1656	-0.8416	0.1854
受教育年限	0.099	0.0064	0.1029	0.0095	0.1539	0.0151
人口数	0.0529	0.0101	0.0431	0.0146	0.047	0.0163
男性比例	-0.1535	0.0444	-0.2987	0.0715	-0.2819	0.0736
居住地	-0.2533	0.0315	-0.2081	0.0395	-0.2363	0.0524
人均纯收入	0.1443	0.0038	0.1763	0.0037	0.1803	0.02
供电状况	0.0747	0.0289	0.115	0.0479	0.2502	0.0481
电价	-0.5394	0.0217	-1.1756	0.05	-1.6091	0.1326
是否通自来水					0.5347	0.0618
水价					0.0015**	0.0133
是否建有水塔					0.1514	0.0555
自行车价格指数	0.0986	0.0387	0.267	0.0578	0.4082	0.0654
房屋价格指数	0.2271	0.0261	0.1995	0.0335	0.1952	0.0438
化肥价格指数	0.26504	0.03029	-0.04075**	0.05533	0.7541	0.07465
食品价格指数	1.5397	0.0802	1.8392	0.0897	1.2086	0.1519
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					-0.1585	0.064
电视信号是否清晰	0.238	0.0339				
是否有电视接收锅	0.1446	0.0366				
平均对数似然函数值	-0.58272		-0.445321		-0.445303	

注: (1) **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。其他没有标注者均在2%的置信水平上显著地不等于0。

(2) 系数之间的相关系数矩阵通过一阶导数矩阵叉乘的方法得出。

(二) 对回归结果的说明

绝大部分解释变量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。其中,体现农户基本特征的“受教育年限”、“人口数”对三种家电购买可能性有正向的作用。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家电。家庭人口

越多，购买家电摊销到每个人头上的平均成本越低，并且越能发挥家电的规模效应。所以，这两个因素的提升都有利于农户购买家电。应该指出的是，由于农户的基本特征在短期内无法改变，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。

“居住地”、“男性比例”呈现出负的影响。“居住地”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，在其他条件不变的情况下，农户离城市越远，其购买家电的可能性越小。造成这个结果的原因是，“居住地”一方面体现了农户居住区基础条件综合情况的好坏，另一方面也体现了农户购买耐用消费品的难易程度。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，因此减小了当期的家电购买。

“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2表示了在其他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。

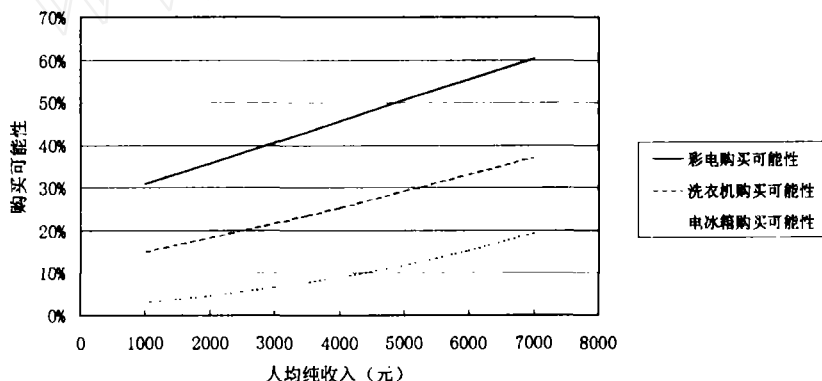


图2. 收入对三种电器购买可能性的影响

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。在三种电器购买可能性的回归结果中，“电价”和“供电状况”两个变量的拟合系数显著地不等于零，意味着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。回归结果也显示，“电视信号是否清晰”、“是否有电视接收锅”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），表明各种商品降价时的替代效应大于收入效应，会使家电购买可能性减少。

回归结果中仍存在部分关键解释变量的回归系数不显著的问题，必须予以说明。首先，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,家电平均价格对应的原始数据是各样本农户实现购买时的价格。这和静态模型中假设的农户作购买决策时所面对的价格并不等价。消费者在选择家电时,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家电。这种正向的关系,造成家电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)。两种方向作用的结果导致家电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,在洗衣机购买可能性的回归结果中,变量“水价”对应系数不显著。与这两个变量不显著形成鲜明对比,“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。后一结果说明自来水具有洗衣机的互补品的特征。互补品的价格会影响到用户对某商品的购买:当其他条件不变,互补品相对价格升高时,消费者会减少对这种商品的消费。也就是说,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,农村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,以至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。

四、结果的推广

利用最大似然估计的方法,我们得到了单个农户对三种家用电器购买可能性的决策函数。为了更简便地理解各个自变量对农户彩电购买可能性的影响,并进一步推出对整个农村市场的影响,我们假设存在一个典型农户,¹⁰其特征可以近似代表样本的平均水平,从而能近似代表全国的水平。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解释变量的值。这些解释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3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,对应特征的不同状态。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

为了研究离散变量的变化对购买可能性的影响,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——来描述该变量对农户购买决策的影响。该典型农户的购买可能

¹⁰ 在计算边际效应时,可以利用数据的样本均值代入表达式中计算,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。

性变化代表了该样本群的整体变化水平，典型农户的选取存在两种不同的方式：一种方式是将典型农户设置为代表总体样本的平均水平；另一种方式是将典型农户设置为代表缺乏特定特征的样本组的平均水平。由于某一离散变量的变化只对缺乏该特征的农户起作用，因此第二种方式更为合理。现以影响彩色电视购买可能性的因素“是否经常停电”为例，对数据的处理过程加以说明。考虑到改善“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，将典型农户设定在“有了电，但供电状况不佳”的样本群内。如表3所示，“是否经常停电”这一特征的改善，可以使典型农户的彩电购买可能性提高0.023，即2.3%。这意味着，当供电状况改善之后，每百户这样的农户将增加2.3户购买彩电。如果抽样调查的样本群很好地概括了全国的农户分布和状态，即全国这部分农户所占比例接近样本比例的9.3%，则意味着“是否经常停电”的改善将使全国农村额外增加 $2.3 \times 0.093 \times 2.34 = 0.50$ （百万）台彩电的需求量。

表3. 以缺乏对应有利特征的样本为基础计算的典型农户

家电名称	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	全国可增加的购买力
洗衣机	是否通自来水	0.120	0.214	0.095	0.680	15.04
	是否建有水塔	0.164	0.192	0.028	0.861	5.63
彩电	是否经常停电	0.089	0.125	0.035	0.093	0.77
	是否有电	0	0.188	0.188	0.0073	0.32
冰箱	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
	是否有电	0	0.364	0.364	0.0073	0.62
电冰箱	是否经常停电	0.018	0.024	0.006	0.093	0.12
	是否有电	0	0.05	0.05	0.0073	0.09

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 $\times 234 \times$ 不具有对应特征的农户所占比例（百万台）

从表3中可以看出，农村基础设施的改善对于农户家电购买决策有十分积极的影响。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1.50千万部和1.03千万部，相当于1999年全年洗衣机和彩电总产量的1倍和四分之一。¹¹改善供电状况对于三种主要家电的购买力也有不同程度的促进作用。降低供电价格的影响将在后面连续变量的讨论中予以重点讨论。

¹¹ 据中国家用电器协会《1999年中国家用电器工业发展回顾》提供的数据，1999年我国彩电产量为3862万台，电冰箱产量为1199万台，洗衣机产量为1342万台。其中，电冰箱和洗衣机的全国生产能力利用率约为50%。

(二) 对连续变量作用的分析

当考虑连续变量的变动对消费需求的影响时,一般采取求导或者计算弹性的方法。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,而不是对购买量的影响。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,因而我们可以沿用计算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 4. 农户家电购买可能性对各解释变量的弹性

	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	-0.269	-1.19	-0.063	-0.54	0.061	0.07
平均受教育程度	0.867	3.81	0.518	4.41	1.128	1.32
人口数	0.201	0.88	0.21	1.79	0.358	0.42
男性人口比例	-0.158	-0.69	-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	-1.287	-5.66	-0.401	-3.42	-1.831	-2.14
水价	0.000	0.00				
自行车价格指数	0.415	1.83	0.093	0.79	0.529	0.62
房屋价格指数	0.190	0.84	0.206	1.75	0.379	0.44
化肥价格指数	0.793	3.49	0.259	2.21	-0.083	-0.10
食品价格指数	1.248	5.49	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性的情况下,解释变量提高10%导致全国农村市场购买力的变化,全国的农户数按2.34亿户计。

表4列出了以整个样本为基础的典型农户三种家电购买可能性分别对各个连续解释变量的弹性。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农村家电市场需求的影响,表4中第二列显示了,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4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1999年总产量的10%;洗衣机的购买量将增加约5.66百万台,相当于1999年总产量的50%;电冰箱的购买量将增加约2.14百万台,相当于1999年总产量的20%。

五、主要结论与政策建议

本文遵循了利用横截面数据讨论耐用品需求的文献传统，利用国家统计局农调队提供的家计调查的横截面数据，运用 probit 模型对中国农村家电需求的影响因素的作用进行了拟合。由于中国农村某些地区仍然存在未通电的情况，在技术上必须对原有的 probit 模型进行调整以适合实际的需要。在我们赖以建立计量模型的耐用品决策的静态模型中，如果没有电，住户将无法从家电上得到任何效用，因此将选择不购买任何电器。为了将这一前提假设落实到计量模型中，本文将残差的分布定义为截断的正态分布，进而推导出改进的 probit 模型。

同传统文献不同，本文重点讨论了影响中国农户家电——彩电、冰箱、洗衣机——购买的因素，特别是与公用设施有关的因素。这些方面的因素包括供水、供电的情况，水、电价格，电视信号是否清晰，是否建有水塔、电视信号接收塔等与三种家电有关的公用设施提供质量和价格方面的信息。在发达国家，公用设施的城乡差距已经很小，并且一般家电基本普及。研究公用设施提供对家电购买的影响没有多大现实意义，因此没有文献关注这一问题。而在发展中国家，公用设施提供的地区差异很大，并且确实影响到住户对家电的购买。但由于缺乏有效的数据，很难将其对家电购买的影响数量化。本文之所以能完成这项工作，很大程度上得益于国家统计局提供的家计调查数据。

无论是在国内还是在国外，家计调查数据的取得都十分艰难。象本次研究可以调用近2万户的家计调查数据作为最大似然估计的样本更是难得。由于本文所选样本如此巨大，研究所得结论在统计意义上将很好地满足无偏性。强大的数据支持使本文有可能将样本中得到的结论推广到全国农村地区，使文章的结论可以应用于全国。在推广的过程中，本文严格遵循统计学原理，比较了多组备选的加总方案，并从统计和计量学中找到了理论支持。因此，本文得出的结论是值得信赖的。

从模型回归的结果可以看出，我国农户家用电器拥有量之所以显著低于同等收入的城市住户水平，主要原因在于与家用电器配套的基础设施严重不足以及单位价格相对偏高。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。推算的结果表明，如果基础设施的质量价格比得到改善，农户对三种主要家电的需求将大幅度提高。

回归的结果同时显示，收入水平低下对农村家用电器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。1998年农村人均纯收入为2162元，仅相当于当年城镇水平的40%，年增长率仅为3.4%。诚然，收入的稳步提高将有力地促进农村家电消费量的增长。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，短期内实现农村电价的调整和基

基础设施的改善完全有可能起到带动内需、消化过剩生产能力的的作用。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5中列举了,为了达到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积极作用相当于农村人均纯收入提高892元。并且,目前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数据,我们计算出某些省份的平均电价以及标准差。利用简单平均计算的结果表明,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间的分布很不均衡,体现在农村电价标准差显著高于城镇电价标准差。以上数据显示,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。由此可见,改善农村基础设施不仅间接地提高了农村的整体收入水平,而且其政策效果的发挥空间巨大。

表5. 收入和电价对农户家电需求作用的比较

	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	-1.61
与电价下调0.1元/度等价收入上涨量(元)	370	667	892

注:拟合系数摘自表2。

收入上涨量 = 电价对应系数 / 人均纯收入对应系数 * 100 (人均纯收入的单位为千元/人)

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电的积极性。国家统计局1999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收装置;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3)。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电的积极性。

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家电市场,使我国经济走出当前生产能力过剩的困境。实施扩张性财政政策短期内实现农村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,体现了经济效率;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,体现了公平原则。

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：反映农户成员的人均年龄，等于该农户常住人口的年龄的算术平均值。
3. 受教育年限：反映农户成员的平均受教育程度，等于该农户常住人口中劳动力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，等于该农户的常住人口数。
5. 男性比例：该农户男性成员的比例，等于该农户男性人口数除以常住人口数。
6. 居住地：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，赋值为1；如果农户住在城镇郊区，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，等于该农户的1998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，源于国家统计局农调队1999年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，等于至1999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，赋值为0；如果农户通上了自来水，赋值为1。
11. 水价：反映在通自来水的情况下农户的用水成本，等于至1999年连续三年所在村水价的算术平均值，单位为元/吨。
12. 是否建有水塔：反映农户用水的方便程度。值得注意的是，通自来水和建水塔不会同时成立。因此，一旦通了自来水，必须有对应的水价。而建了水塔，则不能出现水价。
13. 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作为价格指数。
14. 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。
15. 电视信号是否清晰：反映农户对电视接收信号好坏的评价。当农户认为电视信号清晰时，赋值为1；否则，赋值为0。做出信号是否清晰的判断不依赖于自身是否有电视机。
16. 是否有电视接收锅：农户所在村是否建了电视接收锅，直接影响农户收看电视节目节目的效果。没有建电视接收锅，赋值为0；建有电视接收锅，赋值为1。

参考文献

- [1] Aldrich. J. and F. Nelson, *Linear Probability, Logit and Probit Models*, Beverly Hills: Sage Publications, 1984.
- [2] Bain, A.D., *The Growth of TV ownership in U.K.*, Cambridge: Cambridge University Press, 1963.
- [3] Cragg. J. and R. Uhler, "The demand for automobiles", *Canadian Journal of Economics*, 1970, 3, 386-406.
- [4] Cramer, J.S. 1962. *A statistical Model of the Ownership of Major Consumer Durables*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [5] Deaton, A. and Muellbauer, J., *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- [6] Dubin, J.A. and McFadden, D., "An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption", *Econometrica*, 1984, 52, 345-362.
- [6] Farrell, M.J., "The demand for motor cars in the United States." *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 1954, 117, 171-201.
- [7] Finney, D.J., *Probit Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press, 1947.
- [8] Greene, W.H., *Econometric Analysis*, Third Edition, New Jersey: Prentice Hall, 1997.
- [9] 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, C1999029, 1999.
- [10] Maddala. G., *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York : Cambridge University Press, 1983.
- [11] Wu, De-Min, "An empirical analysis of household's durables goods expenditure", *Econometrics*, 1965, 33, 761-780.

A Study of the Demand for Electronic Appliances in Rural China

ZHAO RONG

(*Beijing Stateowned Assets Management Co. Ltd.*)

LAIYUN SHENG

(*National Statistical Bureau*)

YANG YAO

(*Beijing University*)

Abstract Using data from a subsample of a large 1999 rural household survey, this paper studies the factors, especially the provision of public services, that affect the demand for electronic appliances in rural China. An innovative econometric approach to analyze the effect of a necessary public service (such as the provision of electricity) is developed. Results from the econometric analysis are used to make inferences for the whole country. An important policy recommendation is that the provision of public services will have a huge positive effect on the demand for electronic durables in rural China.

JEL Classification C25, D12, O23