主 编 导 读

都　阳

本期文章的选择仍然继承了以前注重实证，关注中国现实问题的取向，选登了以下几篇论文。

《迁移与中国农村的家庭投资》是由两位长期研究中国问题的美国学者撰写的研究论文。曾经有学者将迁移研究的一般范式总结为“CPI模式”，即迁移的条件（condition）、过程（process）和影响（impact）。可见，在研究劳动力迁移的文献中，劳动力迁移所产生的影响是人们关心的重要内容之一。迁移劳动力在获得非农收入以后，如何使用这些收入，是两位作者关心的主要话题。对投资使用方向问题的研究，也是他们以前（Rozelle et al.，1999）研究的继续。在以前的研究中，他们曾经使用中国东北的农户调查数据，分析过迁移收入对缓解家庭经济压力的正面影响，与劳动力迁移造成农业生产劳动力短缺的负面影响之间的权衡关系。有兴趣的读者可以将两篇文章对照在一起阅读。

《出口、外国直接投资和就业：中国的案例》讨论了外资和就业的关系，本文是对于中国经济发展有很强的理论意义和实际价值的研究。之所以这么说，是因为本文探讨了当前中国经济中两个非常明显的事实：充分的劳动力供给和不断增加的外贸依存度，并将二者联系起来。文章的实证结果认为：出口增加通过利用现存资源的投入使生产扩张，并为剩余的劳动力找到了出路。本文对乡镇企业劳动力需求也做出了有益的尝试。

《中国离一元社会保障体系有多远》一文探讨的是中国农村迁移劳动力的社会保障制度建设问题，文章利用微观调查数据实证分析了进城农民工的社会保障状况。如果一元社会保障体系是我们劳动力市场和社会保障体系建设的中远期目标的话，那么，完善进城务工的迁移劳动力的社会保障，将是向目标过渡的有效途径。

《人力资本投资是否解释了父母受教育水平与孩子学习之间的关系》讨论的是中国西部农村家庭的人力资本投资问题。这篇文章也是作者以前（Brown，2004）一项研究的继续。对人力资本投资和教育问题有兴趣的读者，把这两篇文章结合起来阅读，将会对问题有更全面的了解。本文充分展示了利用微观调查数据分析人力资本问题的优越性。例如，对投入更准确、全面的度量使得作者可以更详尽地通过投入来考察父母人力资本水平对下一代教育的影响。

《中国城市已婚女性劳动力市场参与对家庭收入差距的影响》从性别视角观察了劳动力市场上的收入差距问题。性别视角是思考中国劳动力市场的一个重要维度。然而，至少在目前，性别差异问题在中国劳动力市场上并未引起足够的重视。

需要全本请访问 www.ertongbook.com

《基于占优策略均衡基础上的社会保障税费制度的改进》一文向我们展示了一个社会保障制度设计的数理分析模型。作者推导了纯粹的市场机制会在公共物品的供给过程中引起市场失灵，而政策失衡又导致不可置信的威胁，因此，通过立法手段保证社会保障的收入来源是必要的。

《人力资本培育与农村社区学习中心的国际经验》也是一篇介绍人力资本形成的文章。作者介绍了在一些南亚国家，通过建立学习型社区，提高农民人力资本水平的经验。这篇文章虽然没有实证性的分析，但它给我们展示了农村建设的另外一种模式。对于我们思考中国的城乡差距问题，当有他山之石的效果。

《微观层次的福利估计》是我们根据国外学者新近的研究成果编译的一篇方法论方面的文章。这篇论文所提供的方法正日益得到从事贫困研究的学者和关注贫困问题的决策者的重视，我们称之为“贫困地图法”。其意义在于，通过对不同来源的数据进行整合和综合利用，在更加微观的层面上，描绘出贫困状态。而其研究结果和 GIS 等其他学科手段的结合，又可以给政策制定者以一目了然的现状描绘。当然，该方法不仅适用于贫困研究，也可用于解决很多其他的劳动力市场问题。

从更现实的意义上说，抽样调查和人口普查都是耗费大量人力、物力的研究半成品，不对它们加以进一步的开发利用，实际上是资源的浪费。然而，正如有的学者（蔡昉， 2005）所指出的，“贫困定位，……既有学术意义，……更具有政策含义，但是，该方法在中国的应用却受到可用数据的制约”。因此，通过介绍此方法推动公共研究资源的开放，也算是我们推出本文的初衷之一吧。

《中国个人教育收益率的动态变化与横向比较》综述了关于中国教育收益率的一些研究成果，并进行了相应的国际比较。为年轻的学者提供展示自己研究成果的舞台，是本刊的宗旨之一。我们也希望更多的青年学者不仅成为《中国劳动经济学》的读者，也成为她的贡献者。

论　文

迁移与中国农村的家庭投资[①]

Alan de Brauw　Scott Rozelle[②]

【摘要】本文就迁移对中国农村家庭投资的影响进行了探讨。在对中国农村不同地区的投资模式进行描述之后，我们运用一个理论模型阐述了迁移和投资的关系，并提出了一系列假设；进而利用 2000 年在中国农村收集的农户数据检验了这些假设，发现迁移在较贫困的地区会促进消费性投资增长近 20%。但没有发现迁移与生产性投资之间联系的证据。

【关键词】迁移　中国农村　家庭投资

【JEL 分类号】　D1，J6，O1

迁移在经济发展中的作用是复杂的，也引起了广泛的讨论（Williamson，1988；de Haan，1999；Taylor and Martin，2001）。很多传统的关于迁移的文献主要关注迁移对迁移者（migrants）或迁入地（migrant destinations）的福利是否有积极影响（如 Ghatak etal.，1996；Borjas，2003）。近来，新劳动力迁移经济学（NELM）的文献，开始强调迁移对迁出地（source communities）发展的影响（如 Lucas，1987；Adams，1991；and Stark，1991）。

由于农村地区缺乏完善的市场制度，迁移在资金积累中的作用也是复杂的。如果农户面临不完善的信贷市场，则迁移者获得收入可以减轻资金约束。在短期内，农户可能将汇回的款项主要用于补充收入。从长期看，迁移和迁移者的汇款可能在农户的发展计划中发挥更重要的作用。如果迁移者打算返乡，他们或许会对离开期间家庭的资金积累感兴趣。很多人都知道为什么农户倾向于用储蓄或其他方式为投资筹集资金，但也很容易设想一些农户会希望借助迁移筹集资金的情形。并且，我们还不清楚打算返乡的迁移者是普遍更加关心提高当前生活水平，还是更加关心提高家庭生产能力的投资。本文将前者称为消费性投资，将后者称

① 感谢 Richard Akresh、黄季焜、Peter Pedroni、J. Edward Taylor、Jim Wilen、张林秀和两位匿名审稿人以及 Center for Chinese Agricultural Policy 的研究人员对论文初稿的意见及在实地调查中的帮助。也感谢研究助手 Qiuqiong Huang 和 Yigang Zhang 的工作。作者感谢福特基金会（北京）和美国自然科学基金会 Economics program 的支持。

② Alan de Brauw，Williams College 经济系助理教授；Scott Rozelle，加利福尼亚大学戴维斯分校农业和资源经济系教授。

为生产性投资。

这方面的文献虽然不多，但对迁移在资金积累中的作用却有着不同的观点。很多关于迁移的经济学文献研究了从墨西哥涌向美国的移民潮。这些研究一般都发现，墨西哥移民返乡并积累消费性投资的可能性大于进行生产性投资的可能性。在描述一个墨西哥农村的生活时，Mines 和 de Janvry（1982）指出，尽管迁移者没有将他们的收入投资到生产性活动上，但他们将这个村庄看作生儿育女和休养生息的地方。更近一些，Durand 等（1996）和 Taylor 等（1996）验证了墨西哥的迁移者更可能投资于住宅而不是增加家庭生产的活动。相反，Woodruff 和 Zenteno（2001）估计投资于墨西哥小企业的资金中有 20%左右来自汇回的收入。除了墨西哥，Dustmann 和 Kirchkamp（2001）研究了从德国返乡的土耳其移民，发现这些移民返乡后更愿意成为活跃的企业家，并且主要是用他们在德国挣得的积蓄投资兴办企业。因此，迁移会促进生产性投资还是消费性投资没有一个固定答案，答案可能取决于当地的具体情况。

中国为进一步检验迁移和投资之间的关系提供了优秀的案例。中国农村迁移行为的迅速增加是 20 世纪 90 年代影响农村经济的最强大的变革力量之一（Knight and Song，1999；Rozelle et al.，1999；Zhao，1999）。在 20 世纪 90 年代期间，迁移取代其他非农活动成为非农劳动力市场增长最快的组成部分（de Brauw et al.，2002）。随着劳动力从农村流出，迁移者的汇款也增加了，2001 年达到农村收入的 9%（Deininger et al.，2003）。在迁移迅速增加的同时，劳动力的“回流”也开始增加，带着其资源返回中国农村。许多研究者（如 Murphy，1999；Ma，2001；Zhao，2002）指出，汇款和回流到农村的迁移者是农村社会赖以发展的重要源泉。实际上，令关心农村社会收入增长和条件改善的政策制定者们非常感兴趣的是：迁移如何影响迁出地的资金积累（农业部，2001）。

尽管迁出地呈现出重大的变革和发展前景，却很少有研究者试图弄清楚迁移对中国农村家庭投资的准确影响。Murphy（1999）和 Bai（2001）记述了返乡后进行生产性投资的迁移者，但他们的工作很大程度上是描述性的，并且没有考虑其他因素。Zhao（2002）发现迁移和农户投资总体上呈正相关关系，但她使用的是横截面数据，她的模型也没有对无法观测的差异性进行任何控制。如果未观测到的因素与农户层次上的迁移相关，她的结论会受到影响。

中国巨大的地区性差异可能使观测到的迁移和投资之间的关系复杂化。中国不同地区的发展在财富和投资机会上都存在显著差异（Nyberg and Rozelle，1999），这些因素可能会影响迁移和投资之间的关系。例如，新劳动力迁移经济学假设农户会利用迁移作为减轻信贷约束的策略。然而，信贷约束的严重性在中国不同地区之间必定存在差异。在快速发展的沿海地区和快速发展的城市周边的郊区，农民在日益富裕，这意味着他们可能不需要通过迁移为投资筹集资金。他们或许能够为投资自筹资金或者更容易获得贷款。实际上，Park 等（2003）发现，在比较富裕的地区，银行已经逐渐开始增加对农村企业的贷款。并且，这些地区的企业也更容易获得非正规渠道的借款作为投资的资金来源。相反，较贫困地区的农民一方面由于相对贫困而不具备自筹资金的条件，另一方面又受制于信用机构的贷款配额而无法获得正式贷款。此外，投资机会的性质也因地而异（Mohapatra，2003），这可能会影响迁移者或回迁者是对生产性活动还是消费性活动进行投资。

本文的主要目的是检验迁移行为如何影响中国农村的家庭投资。为了达到这个目的，我们有三项具体的任务。首先，我们将考察不同地区之间，以及参与和未参与迁移的农户之间在投资模式上的差异。其次，我们将构造符合新劳动力迁移经济学的理论模型，对农户迁移决策促进投资的机制进行解释。该理论模型将给出实证检验的若干假设，在这些假设中，我们特别考察了探讨迁移如何以及在何种条件下能带来农户投资增加的假设。第三，我们对这些假设进行了实证检验，以确定迁移是不是农户增加生产性或消费性投资的机制之一。为了考虑迁移和投资之间可能存在的内生关系，我们用农户固定效应模型（household fixed effects）和工具变量（IV）法对回溯性（retrospective）的面板数据进行了分析。

一、数据

本文使用的数据是作者在中国6省农村随机选择的60个样本村中收集的，基本上能代表中国的情况。这些省份是河北、辽宁、陕西、浙江、湖北和四川。为了保证每个省内的覆盖面，按工业生产总值将各省的收入分为五等份，从每一等份中随机选择一个县。图1—1给出了这些县。再在每个县中随机选择两个村。调查队使用了村的花名册，并对没有包括在村农户名单中的农户进行了调查。最后从中随机选择了20户，既包括本村户口的居民，也包括无户口的居民。农户调查搜集了长期以来关于人口、财富、农业生产、非农活动和投资的详细信息。调查队共调查了1 199家农户。

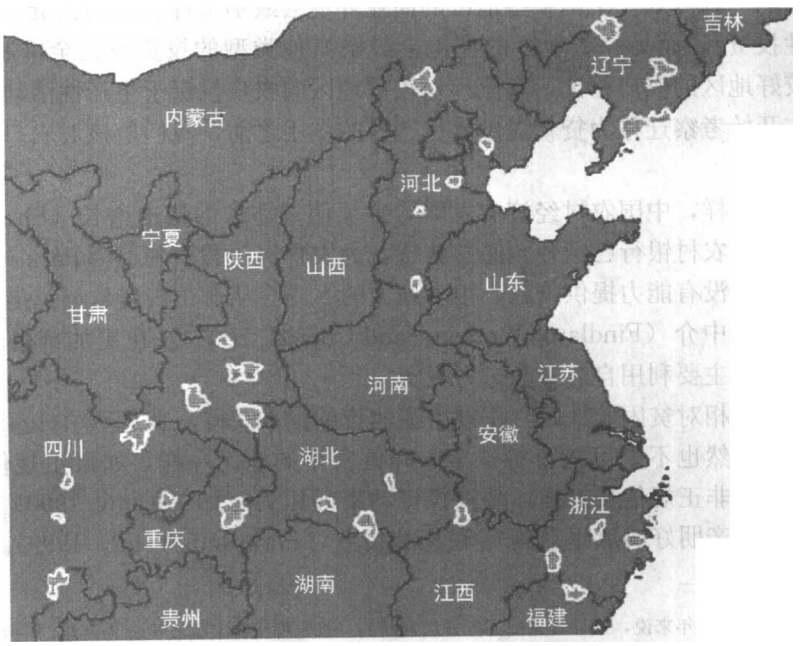

图1—1　中国农村调查（2000）抽取的县

注：用白色圈定的区域是进行调查的县。

该农户调查的几个部分是为搜集关于生产和消费性投资的综合信息而设计的。我们对样

需要全本请访问 www.ertongbook.com

本中所有农户就他们过去 10 到 20 年进行的投资进行了一系列提问。投资要么被视作生产性的要么被视为消费性的，下一部分将对各类的定义进行详细说明。由于我们掌握了农户自 1995 年以来所有的投资和消费的数据，我们设计了一个变量度量自 1995 年以来的总投资，并称之为累积投资。

调查的另一个部分集中关注农户家庭成员和户主的子女当前和过去的迁移经历。调查员询问了所有家庭成员参与非农活动的情况，包括其雇主所在地（本地还是外地）、工资、是否被看作迁移者、迁移者 2000 年是否汇回过任何款项。① 此外，调查员还为各村大约一半农户的每个家庭成员及户主的每个子女完成了一份 20 年工作经历的表格（1 199 家中的 610 家）。我们还从样本中排除了在过去 5 年内新成立的家庭，剩下 585 户。这部分调查包括的农户是随机分配的。这份表格搜集了从 1981 年至 2000 年每一年的信息，包括从事的非农工作（如果有）的主要类型、工作期间户口所在地（在本村还是在村外，即在本地还是迁移）、工作地点、是否自我雇用及与务农的相关程度。我们将迁移者定义为任何没有正式离开家、从事非农工作、工作期间不在家生活的个体。进而，我们可以将回迁者（return migrants）定义为过去曾经迁移但后来回到家中的家庭成员。②

二、投资和迁移

在这一部分，我们将主要描述投资和迁移的类型及二者之间的联系。迁移无论如何只是农户筹集资金的一种方式。中国某些地区的商业环境会鼓励某种类型的投资（例如，生产性投资或消费性投资），而另一些地区的环境会鼓励其他类型的投资或完全抑制投资。例如，与商业环境较好地区的农户相比，商业环境较差地区的农户投资于生产性活动的可能性就更小。因此，在开始考察迁移为贷款提供替代选择的作用之前，我们应该对农户所生活的环境作更细致的描述。

和其他国家一样，中国农村经济的发展导致了信贷需求的快速增长（Shen，1999）。在一些较富裕地区，农村银行已经开始愿意放贷，为农户提供投资机会（Park et al. ，2003）。即便银行不愿意或没有能力提供贷款，很多地方的农户会从非正规贷款渠道借款，如放债者或其他非正规金融中介（Findlay，Watson，and Cheng，2003）。在更加富裕的地区，足够富有的农户甚至能主要利用自有资金进行投资。

而在中国农村相对贫困的地区，正规渠道的贷款很难获得，满足不了日益增长的信贷需要。贫困的农户显然也不太可能自筹资金。和更富裕的地区一样，如果正规信贷机构不存在，就产生了创建非正规信贷机构，减轻投资约束的压力（如 Aleem，1990）。在中国很多地方，农户常常从亲朋好友那里获得零利息的借款（Park and Wang，1999）。尽管这种类

① 就调查年份即 2000年来说，迁移者是按如下方法判断的。首先将所有家庭成员分为两组，一组是连续 3 个月或更久不在家住的，另一组是户主尚未正式离家组建家庭的子女，但每年有 2 个月或更久不在家。在前一组中，在村外拥有非农工作、工作期间不在家住的人被认为是迁移者。在后一组中，因为就业而不是上学或其他与工作无关的原因而离开家的被认为是迁移者。

② 在使用这些关于过去迁移和回迁活动的信息、数据以及任何其他随时间变化的信息时，本文所指的将是工作经历调查样本中的 585 家农户，这些家庭不是在过去 5 年中形成的。

型的借款很常见，它们几乎无一例外是为了满足由于意外打击造成的需要而筹措的，很少被用于资助生产性和消费性的投资。在一些地方出现的小额信贷（microcredit schemes），为农民提供了一种新的投资贷款渠道，但这些项目并不是很普遍（如 Park and Ren，2001）。在缺乏正规信贷渠道的贫困地区，迁移收入作为中国农户一种潜在的资金来源引起了诸多讨论（Bai，2001；Zhao，2002；Murphy，1999；Rozelle et al.，1999）。

我们的样本数据显示，2000 年，部分中国农村地区的信贷市场仍然相当不发达，在相对贫困的地区尤其如此。具体地说，贫困地区的农户一方面难以从信贷市场获得资金，另一方面，即使得到借款，数量也非常有限。只有 10%的农户能从正规渠道借款。并且，贫困地区银行借款的平均数量比富裕地区的一半还要少。而来自非正规渠道（大都是亲戚和朋友）的投资借款的数量也显著高于富裕地区。

由于富裕地区和贫困地区的农户获得资金的能力可能是不同的，我们认为农户转向替代性筹资机制的倾向在富裕地区和贫困地区有所不同。因此，在随后的分析中，我们将在考虑农户所在地区财富水平的情况下分析迁移对投资的影响。此外，将样本划分为富裕地区和贫困地区可能有助于考察投资的类型。例如，在贫困地区，农户或许不太可能通过迁移来为生产性投资筹集资金，因为这种投资的预期回报有限。

（一）中国农村投资的测量

不考虑投资资金的来源，在 20 世纪 90 年代，中国农村家庭的投资行为非常活跃。本文将其划分为生产性投资和消费性投资。可以将生产性投资定义为用于农业或非农活动，能增强农户获得收入的潜力的投资。① 消费性投资是直接改善家庭成员生活质量而不是通过增加生产帮助他们提高收入的投资。这类投资指在住房和耐用品上花费 500 元人民币以上的投资。在本文的其余部分，我们主要使用我们获得的自 1995 年以来农户投资总额的数据。② 在此基础上，我们可以计算相当于生产性投资和消费性投资之和的总投资。

在计算样本农户自 1995 年到 2000 年的投资总和时，我们发现，截至 2000 年，大部分

①我们将生产性投资作如下分类：农业投资包括改良农业用地地力、购买农业生产资料和商业性农业投资。土地改良投资包括为提高粮食和蔬菜产量而进行的土地改良。农业生产资料包括用于农业生产的拖拉机、耕犁或耕牛的购买商业性农业投资包括用于果园、鱼塘、林木以及其他改变土地用途使农民得以生产价值更高的特色作物的投资。所有其他农户参与经营的企业都被视为非农企业。中国农村的这种企业形式多样，从农村小商店到较大规模的加工工厂都有。在搜集关于农户企业的数据时遇到的一个困难是一些投资（例如：房屋）既可以用于消费性目的，也可以用于生产性目的。当发现农户拥有家庭企业并进行了住宅投资时，调查员会请农户估计住宅投资被用于生产的比例，进而在非农企业调查部分对此进行说明。

② 本文出现的所有名义价值都通过农村消费者价格指数（CPI）被标准化为其 2000 年的价值（CNSB，2000）。2000 年的官方汇率大约是 8.27 人民币比 1 美元。在多数投资类型上我们有更长时期的数据，但我们选择了加总自 1995 年以来的投资，原因有两点。其一，在更短的时间范围内，进行复杂的折旧处理的必要性就不那么强了。并且，由于我们没有追踪资产的利用情况，如果使用更少年份的数据，我们的总资产基数就能防止更多的误差。实际上，我们证实了如果只用 5 年的投资数据，我们的测量应该是相当准确的。在 2000 年，只有不到 1%的农业生产资料被出售或废弃，意味着如果我们低估了 2000 年之前年份农户持有的生产资料的数量，由于忽略资产出售或废弃而导致的这种低估的幅度是很小的。此外，在整个样本中，只有 5 家农户完全丧失了他们自 1980 年以来投资过的土地。在农户失去他们投资过的土地的其他个案中，他们得到了某种形式的补偿。其二，或许也是最重要的，数据集包括的其他关于农户的信息自 1995 年或 1996 年开始发生了变化，使我们能够生成有关迁移行为、投资及农户其他经济和人口统计方面的追溯性面板数据。

农户都进行了生产性投资或消费性投资（见表 1—1，第 4 和第 8 行）。随着进行了生产性和消费性投资的农户比例的上升，投资量的平均数和中位数也上升了（生产性投资类见第 1 和第 3 行；消费性投资类见第 5 和第 7 行）。消费性投资的平均数和中位数远大于生产性投资相应的统计值，表明农户很大程度上选择提高生活质量而非增加收入的投资。由于消费性投资的价值以住宅为主，这一观测是与对 20 世纪 80 年代农村投资的一个描述相一致的（Feder et al.，1992）。①

表 1—1　　中国样本农户平均累积投资（按类型和年份）　　单位：元

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
生产性投资						
均值	3 627	6 194	6 627	7 973	9 222	11 920
	(7 360)	(26 205)	(24 980)	(26 410)	(27 520)	(40 510)
中位数	928	980	1 590	1 990	2 580	3 206
投资农户（%）	18.7	28.5	35.9	45.2	52.1	61.5
消费性投资						
均值	16 770	17 690	17 510	18 830	20 670	22 600
	(47 900)	(43 410)	(39 680)	(41 570)	(46 350)	(47 580)
中位数	3 341	3 700	4 531	5 132	6 347	7 893
投资农户（%）	19.3	33.4	42.9	51.8	60	64.2
总投资						
均值	12 230	15 560	16 770	19 480	22 970	27 420
	(38 340)	(45 310)	(45 240)	(23 470)	(61 060)	(72 720)
中位数	2 180	2 820	4 190	5 130	7 100	8 800
投资农户（%）	32.1	49.3	59.0	69.0	77.2	83.0

注：本表只包括了那些能够获得其工作经历信息的农户。所有数据均用 2000 年的价值表示。括号中的数字是标准差。均值是按实际发生的投资计算的，排除了任何低于 500 元的农业投资或耐用品购买。

资料来源：作者的调查。

不论用什么衡量标准，自 1995 年以来总投资（生产性和消费性投资之和）都是不断扩大和增长的（见表 1—1，第 9～12 行）。给定已经发生的投资，2000 年中位家庭在过去 5 年内的投资约为 8 800 元（见表 1—1，第 6 列，第 11 行）。如果假设有四口人的中位家庭人均收入是 2 000 元并保持不变（CNSB，2000），投资率就在 16% 左右。并且，我们的数据显示中国大多数农户（83%）都进行了某种类型的投资。因此，大多数农户资产的快速增长是与观测到的 20 世纪 90 年代后期以来农村地区日益提高的生活水平相一致的。②

（二）地区间的投资差异

尽管 20 世纪 90 年代大多数农户进行了投资，累积投资的规模在样本省份之间和各省内

①在住宅投资中，77%都是新房屋，其他 23%是扩大或修缮。只考虑了 3 000 元以上的修缮。

② 中国国家统计局（CNSB，2000）估计人均收入年均增长率约为 5%。

部的各县之间有显著的不同（见表 1—2）我们发现浙江省的农户进行的投资多于其他省份的农户。浙江 1995 年至 2000 年间的样本农户平均累积投资在 53 070 元左右（见表 1—2，第 2 列，第 1 行），比其他省份平均值的两倍还多（见表 1—2，第 1 行，第 2 和第 3 列）。考虑到浙江农村人均收入是中国最高的，浙江更高的投资水平并不出人意料（CNSB，2000）。

表 1—2　　中国富裕县和贫穷县样本农户平均累积投资（2000）

类别	所有省份	浙江	所有其他省份
所有县	27 420	53 070	22 170
	(72 720)	(11 7520)	(58 380)
最富裕的县	52 000 (139 720)	134 900 (228 600)	33 780 (104 700)
所有其他县	21 340 (40 150)	31 520 (42 850)	19 340 (39 340)

注：括号中是标准差。所有数据都是 1995 年至 2000 年间的累积投资，按实际发生的投资计算。

资料来源：作者的调查。

在各省内部，不同县的投资也有显著差异，如果我们按财富水平对其进行排序的话这一点就更加明显。为了按财富水平对各县进行排序，我们用国家统计局提供的各县的平均工业生产总值（GVIO）来帮助我们抽样。然后我们将各省工业生产总值最高的县标记为富裕县，而将其他县标记为贫困县。在所有省份中，富裕县的平均投资水平都是贫困县的 2.5 倍左右（见表 1—2，第 3 和第 5 行，第 1 列）。在浙江和其他样本省份也发现了相同的模式（见表 1—2，第 2 和第 3 列）。如前所述，对于较富裕地区的投资水平高于贫困地区，我们并不意外，因为至少他们有更多可支配的资金来源。例如，较富裕地区的农户更有能力为投资活动自筹资金。他们也很可能比贫困地区的农户更易获得贷款。然而，我们非常想知道迁移是否会影响投资，所以我们必须寻找富裕地区和贫困地区的不同模式。

（三）迁移农户①的投资

中国目前正在经历世界历史上最大规模的劳动力迁移。20 世纪 80 年代早期迁移者还不到农村劳动力的 4%，而我们的工作经历数据显示，到 1995 年，大约 10%的农村劳动力进行了迁移，到 2000 年，这个比例接近 20%（见表 1—3，第 1 和第 2 列）。参与迁移的劳动力的比例在富裕地区一贯都略高于贫困地区（见表 1—3，第 3～6 列）。我们的数据还进一步显示，随着近年来迁移的快速增长，劳动力也加速向农村回迁。在我们的样本中，迁移者一般在大约 5 年之后回到农村。迁移和回迁发生的频率在富裕地区和贫困地区相当接近，至少在我们的样本中是如此。

①本文中，“迁移农户”一般是指有迁出者或迁出之后又回迁者的农户，在与“回迁农户”并列或对比时特指迁出的农户；“回迁农户”是指迁出之后又回迁者的农户；而“非迁移农户”则是指“迁移农户”和“回迁农户”之外的农户——译者注。

表 1—3　　迁出者和回迁者在劳动力中所占的比重　　(%)

(分富裕地区和贫困地区，1995年和 2000年)

类别	所有农户		富裕地区农户		贫穷地区农户	
	1995	2000	1995	2000	1995	2000
迁出者	9.7	19.0	13.0	20.9	9.0	18.5
回迁者	4.9	9.1	7.9	11.9	4.1	8.4

注：分别按所有调查到的 1995 年和 2000 年迁出或回迁的农户成员数计算。

资料来源：作者的调查。

从农户的角度来看，不论是迁移者不在的时候还是返乡之后，迁移都能影响投资。尽管迁移者和回迁者影响投资的方式可能存在差异，但我们在文中未加区分。在我们下一部分的理论模型中，我们集中关注迁移总体上影响投资的方式。为此，我们隐含地假设迁移者和决定返回迁出地是同一个过程的组成部分，并且，我们的假设没有区分这两个阶段的迁移。在本节的描述和第 4 部分的经济计量分析中，我们定义了两个变量，每年家庭成员中参与劳动力迁移的人数（迁移者数量）和回迁者数量，尽管我们对两者中谁将对投资有更大或更小的影响没有先验的（a priori）预期。

在考察 2000 年富裕地区和贫困地区迁移与累积投资之间的关系时，我们发现迁移农户的平均投资水平通常高于非迁移农户（见表 1—4，第 1 列）。在富裕地区，有迁移者和回迁者的农户总投资水平比非迁移农户高大约 70%。在贫困地区，迁移农户的总投资水平也要高出 20%以上。

表 1—4　　2000 年迁移状况及富裕地区和贫穷地区的农户投资水平　　单位：元

类别	总投资	消费性投资	生产性投资
富裕地区农户			
回迁农户	25 900	14 720	11 180
	(35 390)	(27 310)	(18 820)
迁移农户	24 630	18 990	5 640
	(45 700)	(40 850)	(10 160)
非迁移农户	19 980	8 010	6 900
	(31 930)	(12 660)	(26 810)
贫穷地区农户			
回迁农户	21 510	13 770	7740
	(24 640)	(20 120)	(11 600)
迁移农户	17 730	12 030	5 700
	(29 750)	(26 210)	(8 890)
非迁移农户	15 800	8 380	7 420
	(24 050)	(14 270)	(15 070)

注：投资数大于 20 万元的农户的奇峰值被排除了。“迁移农户”一类不包括家中有回迁者的农户。括号中是标准差。“富裕地区”包括各省最富裕的县。

在分析迁移参与情况考察投资水平时，我们发现生产性投资模式与消费性投资模式差别很大（见表 1—4，第 2 和第 3列）。平均来看，迁移农户和回迁农户用于住宅和耐用品的投资在富裕地区和贫困地区都比非迁移农户多得多。消费性投资的模式和总投资的模式惊人地相似。相反，生产性投资没有呈现出清楚的模式。在富裕地区，回迁农户的平均生产性投资水平看起来高于非迁移农户；而在贫困地区，非迁移农户的生产性投资是最高的。

根据上述的描述发现，情形可能是这样的——如果迁移和投资之间存在正相关关系，那么这种关系就是迁移和消费性投资之间的，而不是迁移和生产性投资之间的。因此，在考察了迁移农户和非迁移农户平均投资水平的点估计差异之后，根据我们的数据，有理由认为中国农村家庭可能通过迁移为投资筹集资金。然而，描述性分析有若干缺陷。点估计的标准误差较大。某些农户的大规模投资也造成了平均值的偏移，这在投资或收入数据中是很普遍的。因而，关于差异的统计真实性就值得怀疑。① 不过，最重要的是，几乎可以确信存在若干其他与迁移和投资共线进而使其关系变得模糊的因素。在下一部分，我们将提出二者之间的理论关系。

三、迁移和投资的一个两期模型

虽然已有文献的描述性分析和观察显示，在迁出地，迁移农户的投资水平通常高于非迁移农户，但它们没有说明迁移是如何影响农户的投资行为的。迁移和农户投资之间的关系错综复杂。尽管农户最终能够实现更高的收入（来自汇款或迁移支持的投资），在决定是否将迁移纳入家庭发展计划时，他们面临一些取舍。迁移毫无疑问意味着农户在当地生产可用的劳动力减少了，至少在迁移者返乡之前是这样的。尽管我们在描述性数据中观测到了相关性，迁移本质上也可能对投资只有很小的影响或没有影响。例如，有可能迁移农户原本就更富有（或本身更有能力），因而能够进行更多的投资。也可能迁移农户与非迁移农户处于他们人生周期的不同时点，进行投资的情势更加有利。

在这一部分，我们根据新劳动力迁移经济学构造了一个模型（NELM；Stark，1991）。Stark 等人（如 Lucas and Stark，1985；Katz and Stark，1986；Rosenzweig and Stark，1989）指出，家庭与迁出地对于迁移者及其离开和（或）返乡的决定有非常重要的影响。一些论文认为，人们进行迁移是将其作为风险应对策略的一个组成要素（如 Stark and Levhari，1982；Rosenzweig and Stark，1989；Paulson，2000），而我们则试图确定参与迁移是否使迁出地农户的信贷约束得以放松。我们在 NELM 框架的基础上进行了扩展，明确地将当前和未来消费之间的跨期替代（tradeoff）纳入了模型中。我们的模型考虑了迁移给农户带来的跨期成本并考察了农户的财富多寡会如何影响将迁移作为一种筹资方式的倾向。我们先对模型进行描述，然后得出有关迁移和投资间联系的实证假设并将在下一部分检验这些假设。

假设某农户的特征为 X，劳动力禀赋为 L，资本禀赋为 K，在两个时期内利用其资本和劳动力、运用生产技术 $f(K, L, X)$ 生产一种产品。该农户从每一期的消费中获得效用，

①然而，当我们用中位数而不是平均值来构造表 1--4 时，我们在迁移农户和非迁移农户之间发现了类似的差异模式

需要全本请访问 www.ertongbook.com

效用函数为 U（C_1，C_2），其中 C_i 是第 i 期的消费，$i=1$，2。假设该农户消费的价值与其生产的价值等量，即消费与收入相等。

由于我们最初假设没有其他可供选择的信贷渠道，迁移成为农户能借以增加其第 2 期消费的唯一机制。[①] 在无法获得贷款（或自筹资金）的情况下，农户可以在第 1 期派出迁移劳动力 M 来获取收入（汇款）R，以增加其第 1 期的消费；或追加投资、增加能在第 2 期带来更高收入（消费）的资本存量。汇款 R 是迁移的函数，$R=g$（M，Z），其中 Z 表示影响汇款行为的其他家庭层次的因素。为简单起见，我们假设迁移总能够给农户带来汇款。在第 1 期，农户可以选择要么立即将汇款用于消费，要么将其一定比例 φ（$0\leqslant\varphi\leqslant1$）投资于第 2 期可用的资本品。[②] 因而，如果农户派出了迁移者，第 2 期资本的货币价值就等于 $K+\varphi R$，如果没有，就等于 K。从第 1 期的角度看，第 2 期的相对产出价格是 p_2。假设两个函数 f（…）和 g（…）都是凹的、连续的和二阶可导的。

农户面临的约束决定着其在最大化决策中面临的重大权衡。第 1 期的消费等于农户生产的价值和汇款中用于消费的部分之和，即 $C_1=p_1f$（K，$\bar{L}-M$，X）$+$（$1-\phi$）g（M，Z）。第 2 期的消费就等于农户生产的价值，即 $C_2=p_2f$［$K+\phi g$（M，Z），$\bar{L}$，X］。因而，如果派出了迁移者，农户第 1 期的消费或收入可能会下降，因为家庭生产中的劳动力减少了。[③] 然而，这一损失可能经由汇款的即期消费部分地甚至全部地得以弥补。在第 1 期派出迁移者并将部分汇款用于生产性、消费性投资的农户将在第 2 期经历收入的或消费的直接增长，因为资本增加了。给定这些条件，农户面临的问题是通过选择参与迁移的程度 M 和汇款中用于投资的比例 φ 来实现效用的最大化：

$$\max_{M,\ \phi}\quad U\{p_1f(K,\bar{L}-M,X)+(1-\phi)g(M,Z),\ p_2f[K+\phi g(M,Z),\bar{L}-X]\}$$
$$s.t.\quad 0\leqslant\phi\leqslant1 \qquad \text{式（1—1）}$$

我们在附录 A 中给出了模型一阶条件的求解。

图 1—2 说明了模型中由迁移引起的第 1 期消费（C_1）和第 2 期消费（C_2）的替代。如果农户不参与迁移，其预算约束是 B_n，该农户的消费位于跨期无差异曲线 IC_n 与预算约束线的切点。然而，参与迁移的农户或许能按如下方式达到更高的无差异曲线：如果农户收到迁移者的汇款并至少将其部分地用于投资（即 $\varphi>0$），其预算约束会变为 B_m，进而可以达到无差异曲线 IC_m 不过，为了达到无差异曲线 IC_m，农户必须放弃第 1 期（$C_1^n-C_1^m$）部分的

① 值得注意的是农户也可以在第 1 期进行储蓄用于第 2 期的投资，或者他们可以在第 1 期借款进行投资而在第 2 期偿还借款。在模型中引入储蓄不会有助于我们对投资和迁移之间关系的理解，但会显著增加代数运算的复杂性。因此，储蓄没有被明确地纳入模型中。我们在附录 A 中放松了这一假设，引入了借款。

②在我们的公式中，资本品既可以被用于生产也可以被用于消费。我们可以设想农户要么用其生产技术来创造收入，要么用它来提供消费服务，而后者也可以被视为收入。实际上，我们假设技术生产的产品是生产方面的产出和消费方面耐用品（包括住宅）的服务组合。住宅或耐用品能同时增加消费和收入的假设被广泛采用（如 Benjamin and Brandt，2001）

③我们隐含地假定农户不能通过雇用劳动力来替代迁移的劳动力。尽管在后面的实证发现中我们会回到这一假定并对其进行简单的分析，正如本文引言所述，对这一命题的检验超出了本文的研究范围。

消费以实现第 2 期（$C_2^m - C_2^n$）部分的更高消费。

我们的理论隐含了三个可检验的假设，我们将在下一部分对其进行检验。[①] 首先，我们的模型有助于解释第一个可检验的假设：如果没有可供选择的信贷渠道，派出迁移者的农户预期迁移者将寄回或带回钱款用于家庭固定资产的投资。根据这个模型，我们可以看到如果用于投资的汇款的最优比例（φ^*）是正的，迁移就对投资有积极的影响。这个分析参见附录 A 中的方程式（1—4）和方程式（1—5）。

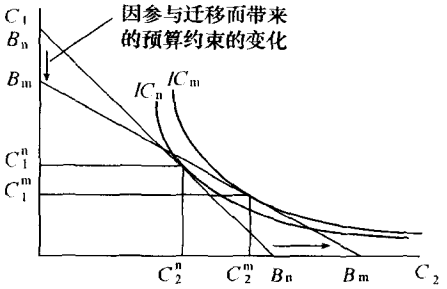

图 1—2　由迁移引起的消费的跨期替代

然而，如果在模型中引入借款或储蓄，如附录 A 中的方程式（1—8）和方程式（1—9），有几种类型的农户可能不需要借助迁移作为一种筹资渠道。第一，有些农户本身就相当富有。第二，本地非农劳动力市场活跃的地区往往更加富裕（Mohapatra，2003），因而农户可能不需要派出迁移者去寻找非农工作机会。最后，能够获得其他信贷渠道的农户资本的边际价值可能更低。总之，较为富裕的农户能够在当地找到工作。或者说，能够获得贷款的较富裕农户或许有能力在不参与迁移的情况下为他们的投资自筹资金。由于所有这三种农户往往都分布在较富裕的地区，我们的第 2 个可检验的假设是：在较富裕的地区，农户通过参与迁移筹集投资资金的倾向更弱；相反，在较贫困的地区，我们预期迁移和投资之间将具有更强的相关关系。

不论投资资金是不是通过迁移筹集的，一个地区的财富水平除了影响投资的决定，也会影响投资的类型。如果农户的投资面临约束因而选择只进行一种类型的投资（生产性或消费性），其决定将取决于每种投资的相对边际效用。按照这一逻辑，我们得出了第 3 个可检验的假设：如果贫困地区生产性投资的预期回报由于相对较差的商业环境而偏低，我们预期农户将进行更多的消费性投资。

四、实证检验的方法和结果

为了检验上述三个假设，我们构造了一个实证模型来估计迁移对投资的影响：

$$W_{ht} = \alpha_h + \rho W_{h,t-1} + \beta_M M_{h,t-1} + \beta_R R_{h,t-1} + \beta_z Z_{ht} + \varepsilon_{ht} \qquad \text{式（1—2）}$$

被解释变量是现期（t）的累积投资 W_{ht}。我们引入了两个家庭层次的变量试图测量迁移对投资的影响，一个是代表成为迁移劳动力的迁移者的数量（$M_{h,t-1}$），另一个是成为家庭劳动力的回迁者的数量（$R_{h,t-1}$）。[②] 为了考虑迁移和投资发生的不同时间，在基本模型

①不过，我们没有检验从模型得出的初步预测之一——派出迁移者的农户在迁移者离开的时期可能遭受消费或收入的损失。de Brauw（2002）用同样的数据对这一假设进行了检验，没有发现劳动力减少影响收入的证据。原因可能是迁移农户能够用资本替代劳动，要么如模型所预测的以汇款的形式，要么在农业生产中充当租赁经营者（rental factors）。随着时间的推移，租赁经营者日益普遍（Jacoby et al.，2002），迁移对农户的收入没有显著影响也就不那么出人意料了。

② 我们也尝试过将被解释变量定义为超出 1995 年资产水平的投资量。在这种定义下，我们的结果本质上是类似的。

中，我们使用了滞后 1 年的迁移变量。①

为了解释农户在第 t 年的累积投资，我们在方程式（1—2）中引入了另外几个控制变量。② 首先，我们引入了滞后的被解释变量 $W_{h,t-1}$ 以控制农户以前投资的影响。我们还进一步控制了其他随时间变动的变量（向量 Z_{ht}）。在我们所有的实证模型中，Z_{ht} 都包括农户劳动力的人口统计学特征和农户的土地禀赋。③ 为了排除任何生命周期对累积投资的影响，我们还在模型的一些回归方程中引入了户主的经验水平及其平方项。④ 最后，正如我们的理论模型所指出的，如果农户考虑通过派出迁移者或召回迁移者来筹集投资资金，其决策可能会受到家庭及以上层次的若干观测到和未观测到的因素的影响。例如，农户的收入获得能力只能通过诸如教育等代理变量在某种程度上观测到，但它无疑会影响投资决策。为了控制所有不可观测到的、家庭层次上的不随时间变动的因素所产生的影响，我们在所有回归方程中引入了家庭固定效应 α_h。

遗憾的是，由于模型的右边包含了滞后的被解释变量，仅仅用标准的固定效应估计量来估计方程式（1—2）会导致 ρ 的估计不一致，存在 1/T 左右的渐进偏误（Hsiao，2003）。而如果估计值 $\hat{\rho}$ 是有偏的，估计的迁移变量的参数值 β 也就是不一致的，因为它们对前一期投资有影响。为了克服这一动态内生性问题，我们采用了两种不同的方法。第一，我们用二阶滞后变量 $W_{h,t-2}$ 作为滞后投资水平 $W_{h,t-1}$ 的工具变量。虽然这种方法将有助于减轻有关参数的偏误，但仍有缺陷，即工具变量仍然可能与同期误差 ε_{ht} 项相关。第二，我们运用 Anderson-Hsiao（1981）的技巧，先对方程式（1—2）求差分，再用二阶滞后投资作为差分滞后投资的工具变量：

$$W_{ht}-W_{h,t-1}=\rho\,(W_{h,t-1}-W_{h,t-2})+\beta_M\,(M_{h,t-1}-M_{h,t-2})+\beta_R\,(R_{h,t-1}-R_{h,t-2})+\beta_z\,(Z_{ht}-Z_{h,t-1})+(\varepsilon_{ht}-\varepsilon_{h,t-1}) \quad \text{式 (1—3)}$$

为了估计方程式（1—3），我们采用了两阶段最小二乘法，用 $W_{h,t-2}$ 作为工具变量，因为它与 $\varepsilon_{ht}-\varepsilon_{h,t-1}$ 不相关（Anderson—Hsiao，1981）。⑤ 尽管用这一方法能得到和理论上一致的估计值 ρ，所得的估计值与通过蒙特卡罗模拟得出的类似方程的估计量相比显得不稳定（Kiviet，1995）。考虑到两种方法的优点和缺点，我们先在后面的实证分析中使用两种估计量。又由于使用两种估计量时我们关心的变量的参数估计值是不变的，在本文的其余部分我们用方程式（1—2）来估计 β_M 和 β_R。⑥ 我们的描述性结果显示迁移更可能影响消费性投资

① 为了检验我们的结果相对于基本模型中滞后期长度的稳定性，我们用 0 期、2 期和 3 期滞后进行了敏感性分析。我们的主要结果对引入同期变量和滞后期更长的变量是稳定的。

②模型中所有解释变量的描述性统计见本文附录 B 中附表 B.1。

③ 土地禀赋被定义为村分配给农户的土地，以亩衡量。1 亩约等于 1/15 公顷。农户劳动力被分解为 6 个变量：16 至 35 岁的男性和女性的数量、36 至 60 岁的男性和女性的数量以及 60 岁以上男性和女性的数量。

④我们将经验水平定义为自户主完成其学业以来的年数。如果户主是文盲，我们用户主的年龄减去 6 年，这与 Mincer（1974）的定义是一致的。

⑤在实际估计方程式（1—3）时，我们排除了 Z 的一系列变量，因为它们缺乏可变性。

⑥ 在估计 ρ 时产生的进一步的问题是初始投资水平 W_0 是未知的。工具变量估计量和 Anderson-Hsiao 估计量都考虑了 W_0 是观测不到的。我们还构造了一个 1995 年农户财富水平的代理量，并用其作为 W_0 估计了一个模型，它不会影响参数 β 的估计（见本文附录 B 中附表 2）。

而不是生产性投资，因此，我们的分析从检验迁移（迁出和回迁）对消费性投资的影响开始（表 1—5）。首先，我们用标准的固定效应估计量（第 1 列）、工具变量估计量（第 2 列）和 Anderson-Hsiao估计量（第 3 列）估计方程式（1—2）。我们还尝试用户主的经验水平及其平方项来控制生命周期效应（第 4 和第 5 列）。结果，模型拟合得非常好。正如我们所料，因为使用了 5 期的数据，用标准的固定效应模型所得的滞后投资变量的参数（0.57）和工具变量法的估计值（0.80）之差接近 1/T。最后，在包含固定效应的所有回归方程中，所有固定效应为零的假设被拒绝，表明未观测到的效应确实会影响消费性投资。我们还发现，其他控制变量（如反映家庭土地禀赋的变量和反映劳动力构成的变量）很少显著区别于零。实际上，这并不奇怪，因为这些变量大多数是不随时间变动的，所以它们对投资的任何影响都被固定效应吸收了。

在使用标准固定效应估计量时（见表 1—5，第 1 列），我们发现了支持第一个假设的经验证据。有关变量的参数都相当稳定并有较高的 t 统计值。具体地，我们发现农户每多派出一个迁移者，下一期的消费性投资会增加 3 062 元；一个迁移者回到家中会使该投资增加 4 027元。两个变量的参数都具有 5%水平上的统计显著性。不过，如前所述，迁移变量的参数有可能因动态内生性而被高估。①

表 1—5　　上一期迁出和回迁对累积消费性投资变动的影响

	回归方程				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
滞后投资	0.56	0.80	1.27	0.78	0.76
	(32.73)**	(13.86)**	(2.59)**	(12.43)**	(12.27) **
上一期迁出和回迁（滞后 1 期）					
迁出者数	3 062	2 617	2 619	2 136	2 130
	(4.22)**	(2.94)**	(1.88)*	(2.35)**	(2.35)**
回迁者数	4 027	1 803	2 693	922	914
	(2.89)**	(1.02)	(1.01)	(0.51)	(0.51)
其他控制变量					
土地禀赋（亩）	−200	−112	−34.8	−23.4	
	(0.78)	(0.35)		(0.11)	(0.09)

①由于内生性问题，当期的迁移变量也可能是有偏差的，即仍可能存在某种与迁移正相关并随时间变动的因素导致我们估计的参数因迁移变量而被高估。为了解决这个问题，我们构造了村迁移网络变量作为我们模型中迁移变量的工具变量（正如 Taylor and Martin 于 2001年所提出的）。该变量被定义为 5年前曾经是迁移者的村劳动力的百分比，是用村里其他农户的可用数据构造的。然后，我们用该变量代替上述模型中的在迁移变量进行简化形式的回归。在所有回归方程中，该变量的参数都是正的并且 t 统计值显著；在我们首选的包括经验及其平方项的方程中，t 统计值为 2.34。因此，我们至少可以下这样的结论：内生性偏误没有造成迁移和消费性投资之间的虚假相关关系。

续表

	回归方程				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
16～35 岁男性	747	−73.0		−214	−197
	(0.82)	(0.06)		(0.19)	(0.17)
16～35 岁女性	−1 235	−1 354		−1 415	−1 394
	(1.55)	(1.31)		(1.38)	(1.35)
36～59 岁男性	1 352	23.0		−468	−396
	(0.95)	(0.01)		(0.27)	(0.23)
36～59 岁女性	79.0	1 265		777	833
	(0.06)	(0.82)		(0.50)	(0.53)
60 岁及以上	1 112	−226		−1 044	−1 051
男性	(0.95)	(0.09)		(0.40)	(0.40)
60 岁及以上	1 052	1 337		292	300
女性	(0.53)	(0.55)		(0.12)	(0.12)
户主经验				490	367
				(1.83) *	(0.80)
户主经验平方					1.96
					(0.22)

注：*表示在 10%的水平上显著；**表示在 5%的水平上显著。每个方程中都包括了农户固定效应。方程式（1—1）没有将滞后投资变量工具化；方程式（1—2）、（1—4）和（1—5）用投资的二阶滞后变量作为一阶滞后的工具变量；方程式（1—3）采用了以二阶滞后投资为差分一阶滞后的工具变量的差分估计量，该方法是由 Anderson 和 Hsiao（1981）提出的。方程式（1—1）的样本容量是 2 925，所有其他方程的样本容量是 2 340。方程式（1—4）和（1—5）见附录 A。

为了解决内生性问题，我们用滞后投资变量的二阶滞后变量作为其工具变量，并重新估算了固定效应估计量（见表 1—5，第 2 列）。结果稍微有所变化，但仍然支持“迁移会影响消费性投资”的假设。迁移者数变量的参数减小到 2 617，但在统计上仍然显著。因此，其结果验证了在样本的所有农户中，迁移通常会带来农户消费性投资的增加。然而，回迁者对投资的影响消失了。尽管描述性统计显示，回迁农户的累积消费性投资高于非迁移农户，在控制了动态内生性和农户层次的未被观测到的因素之后，这种差异不复存在，回迁不会带来更高的消费性投资。

我们对工具变量估计量进行了两种进一步的检验。第一，我们使用了 Anderson-Hsiao 估计量（见表 1—5，第 3 列）。尽管迁移变量参数估计值的 t 统计值变小了，迁移者数变量的参数估计值（2 619）几乎和用工具变量估计量所得的估计结果（2 617）完全相同。由于

使用不同估计量所得的结果是一致的，出于前面讨论过的统计原因，我们倾向于选择工具变量估计值。第二，我们向工具变量法的基本方程中增加了其他控制变量以控制生命周期可能对投资造成的影响（见表 1—5，第 4 和第 5 列）。我们担心一个农户在其整个生命周期中可能系统地改变其投资行为，并且，生命周期可能与迁移机会相关。生命周期变量的引入在某种程度上使迁移变量的参数估计值进一步减小了，但总的来说，不同回归方程之间的总体结果是一致的。

总而言之，我们的第一组结果显示迁移和消费性投资之间存在正相关关系，这和描述性统计给出的模式是一致的（假设 1）。根据估计的迁移对投资的影响（见表 1—5，第 5 列），2000 年消费性投资处于中位水平（7 890 元）的农户如果派出一个迁移者，其消费性投资将增加 27.4%。派出迁移者的农户似乎是借助汇款和迁移者送回家的无形资产来提高他们在迁出地的生活质量。这一结果也是对新劳动力迁移经济学的假设的支持，因为我们的结果是与农户利用迁移为至少一种形式的投资积累资金的理论相一致的。

与消费性投资不同，本文的分析显示不论迁出或回迁对生产性投资都没有明显的影响（见表 1—6）。运用工具变量估计量和与表 1—5 第 5 列相同的回归方程，我们发现迁出者数和回迁者数变量的参数都不是显著不为零的（见表 1—6，第 1 列，第 2 和第 5 行）。重要的是，用其他回归方程也得出了同样的结论。我们的分析还显示迁移对总投资也没有统计上显著的影响，这无疑是受到生产性投资相关结果的强烈影响。

表 1—6　　前一期迁出和回迁对累积投资变动的影响

（分投资类型及富裕和贫穷地区，排除了 1995—2000 年 5 年内形成的家庭）

投资类型	所有农户	富裕地区农户	贫穷地区农户
迁出的影响：			
消费性投资	2 073	3 877	2 374
	(2.04) *	(0.98)	(3.10) *
生产性投资	−133	1 159	−82
	(0.13)	(0.19)	(0.24)
总投资	1 215	4 274	1 823
	(0.81)	(0.54)	(2.01) *
回迁的影响：			
消费性投资	784	775	1 700
	(0.44)	(0.10)	(1.12)
生产性投资	−2 450	−1 487	−750
	(0.21)	(0.12)	(1.04)
总投资	−2 172	−1 263	−228
	(0.72)	(0.08)	(0.12)

注：* 表示在 5%的水平上显著。使用的方程与表 1—5 第 5 列相同。每个方程中都包括了农户固定效应，以二阶滞后投资作为滞后投资的工具变量。样本容量是 2 340，其中 484 户位于富裕地区，1 856 户位于贫困地区。

需要全本请访问 www.ertongbook.com