

农村公共支出结构与 代际收入流动实证研究

韩军辉*

【摘要】目前关于代际收入流动的研究，一般认为子女成年后的经济收入是其禀赋和家庭人力资本投资的函数。论文认为，政府公共支出是除家庭以外的另一种对子女进行人力资本投资的渠道。以9省（区）农户家庭子女作为分析对象，论文运用三水平面板数据统计模型重点分析了农村公共支出结构对子女收入的影响。研究发现支农支出与服务性支出比例的增加会影响子女收入。结果同时表明，近年来农村地区代际收入虽然呈现出一定继承性，但流动性在缓慢增加。最后，论文建议政府增加公共服务性资源的供给，提供更多的职业培训，从而为农村子女发展创造更多的平等机会。

【关键词】代际流动 三水平统计模型 政府公共支出

【中图分类号】F062.6 【文献标识码】A

【文章编号】1674-2486（2010）01-0106-13

一、问题的提出

代际收入流动关注的是父辈收入或社会经济地位与其子女在成年后经济收入之间的关系。更为一般的，我们把它描述为两代人收入之间的联系或影响。两代人之间若存在比较强的代际收入相关性，则意味着比较弱的代际收入流动性，即父辈收入对子女收入的

* 韩军辉，西南交通大学经济管理学院，博士研究生；重庆科技学院经济管理学院，讲师。感谢匿名评审人的意见。

影响非常大。这种情况实际上是一种“有其父必有其子”（Like father, like son）（姚先国、赵丽秋，2006）的“世袭”社会；反之，则表明社会为下一代子女提供了更多的平等竞争机会。代际流动的相关文献暗示我们：在同质禀赋的假设下，对下一代子女进行人力资本投资会增加其未来的经济收入。若这一结论成立，那么对子女进行人力资本投资的途径就不仅仅局限于家庭。但在目前的研究中，大多数学者只是把家庭投资作为研究的重点，而没有过多地关注政府公共支出对子女收入的影响。达斯（Das，2007）指出父母对子女的投资在代际收入流动方面起着重要的作用，但贫困家庭的父母不仅在“能力方面”比较缺乏，而且也不太“情愿”为子女进行更多的人力资本投资，这在一定程度上导致了贫穷在代际间的延续。事实上，许多国家的政府公共支出对贫困家庭的人力资本投资起到了重要的补充作用（本文暂时不考虑公共支出对家庭投资的挤出效应），而将公共支出变量纳入代际流动分析框架且运用到农村地区进行检验的文献更是凤毛麟角。韩军辉（2010）虽然对农村公共支出与代际收入流动之间的关系做过简单考察，但所使用的公共支出为一加总变量，没有考虑公共支出结构变化。另一方面，韩军辉（2010）所使用的数据为截面数据，忽略了时间效应。一般来说，带有经济性的投资性支出与具有明显社会公益性的服务性支出所发挥的效果存在较大差异，公共支出结构对支出效果有重要影响。我国农村地域广阔，人口众多，且各省（区）历年农业公共支出结构变化不等，省（区）间也存在较大差异。因此，支出结构的变化可能会对各省（区）子女收入产生不同的影响。

本文正是基于以上理论假设和事实展开研究的。我们主要运用三水平面板数据统计模型研究我国农村地区农户家庭代际收入流动的变化情况以及这种代际相关性是否受公共支出结构的影响。需要说明的是，在本文用到的数据（China Health and Nutrition Survey, CHNS）中，父亲为大多数家庭的户主，故本文中户主与父亲意义相同。

二、文献回顾

研究代际收入流动的基本模型一般为：

$$\ln Y_i^c = \alpha + \beta \ln Y_i^p + \varepsilon_i$$

该式中 $\ln Y_i^c$ 代表子女持久收入的对数； $\ln Y_i^p$ 代表父辈持久收入的对数； i 代表父辈和子女所在的家庭； ε_i 为随机扰动项，并且 $\varepsilon_i \sim N(0, \delta^2)$ ， β 系数为父辈收入与子女收入之间的弹性，而 $(1 - \beta)$ 就是测量代际流动性大小的指标。若 β 系数为 0，则父辈对子女的收入完全不“负责”，子女的收入全部由其自然禀赋来决定；若 β 系数为 1，则情况正好相反，这说明子女收入完全依赖其父辈。上式表明，子女在成年后的收入是父辈持久收入与全社会子女平均禀赋的函数。子女禀赋主要包括由生理基因等因素所形成的特征，比如智商、人种等。

索伦（Solon，1992）和齐默尔曼（Zimmerman，1992）利用 OLS 回归方程在仅考虑父辈单独年份收入的情况下对美国的代际收入流动性进行了较早研究，发现估计结果偏低。沿着索伦和齐默尔曼的思路，马诸姆德（Mazumder，2001）以父辈 16 年的平均收入对数作为持久收入，最后得出的代际收入弹性为 0.6 左右。另外，齐默尔曼（1992）利用邓肯量表（Duncan Index）中的社会地位作为工具变量，代际收入弹性系数估计值大大提高。但利用工具变量也存在一些不足之处，因为每个与父亲收入高度相关的变量几乎均与子女的经济情况相关。事实上，一个不理想的工具变量将会导致估计结果的向上偏倚，而真实的代际收入弹性可能介于两种估计方法所得出的系数之间。因此，对于持久收入的测量是当前研究的一个难点。

另外，在理论方面，贝克尔和汤姆斯（Becker & Toms，1979）将人力资本理论拓展到微观经济分析中，并且提出了关于代际转移这一问题的人力资本模型，从理论上解释了人力资本在代际收入分

配中所发挥的作用。贝克尔认为家庭是一个生产尊严、荣誉、财富以及特殊耐用消费品——子女的工厂。父辈的“生产”决策目标就是家庭效用函数的最大化。效用的大小取决于父辈的消费、子女的数量和质量。子女的质量可以利用其成年时期的收入作为衡量指标。按照贝克尔和汤姆斯（Becker & Toms, 1979）的理解，我们也可以把上面基本模型中的 $\ln Y_i^p$ 看作是父母对子女所进行的人力资本投资量的替代变量。很显然，当子女从父辈得到更多的人力资本投资时，他（她）们的收入将会增加。索伦（Solon, 2004）首先注意到父辈投资不是增加子女人力资本的唯一来源，他重新构建了一个包括投资回报率、家庭投资与政府公共投资的代际收入模型。该模型表明政府公共投资对成年子女收入以及代际收入流动具有重要影响。但该模型并没有应用到实证研究中去。此后，麦依和鲁普（Maye & Lopoo, 2007）利用 PSID（Panel Study of Income Dynamics）和美国各州公共支出的相关数据研究了政府公共支出与代际收入流动之间的关系，结果表明在公共支出比较高的州存在较大的代际流动性。

国内的相关实证研究非常少，而且大多采用最小二乘法估计代际收入弹性系数。王海港（2005）利用 1988 - 1995 年中国社会科学院“城乡居民收入分配课题组”的调查资料，得到 1988 年和 1995 年代际收入弹性分别为 0.384 和 0.424。何晓琦和邓晓岚（2006）则利用福建某贫困县的资料对这一问题进行考察，发现父亲收入以及教育程度都对子女收入产生重要影响。姚先国和赵丽秋（2006）利用 CHNS 数据估计了我国的代际收入弹性系数约为 0.7，高于欧美发达国家，而且国内大多数文献没有考虑公共支出及其结构与代际收入流动之间的关系。

综上所述，本文拟从以下两方面对该问题进行完善。首先，在文献中大多采用父亲 3 至 5 年收入的简单平均值作为持久性收入的替代变量或采用工具变量法。本文采用频谱滤波方法，将得到的趋势要素序列作为持久性收入的替代变量，以解决由于测量误差而引

起的估计偏误。其次，以往研究都是选择代表样本个体特征的微观低层次（水平）的变量，即使涉及到高层次（水平）的变量，也没有考虑调查数据的分层结构。显然，子女和父辈总是生活在一定的经济社会环境中，代际间收入流动不仅受样本个体特征变量的影响，同时还受到社区以及周边地区经济变量的影响，也就是说被研究的对象除了有自身的“个体效应”之外，还存在着“背景效应”或“组效应”。如上所述，目前的文献大多只强调父母投资是提高子女人力资本的唯一来源。试想两个孩子的自然禀赋相同，那么其中得到更多人力资本投资的一个孩子可能在成年后获得较高的经济地位和收入。因此，能够增加子女人力资本投资的任何来源都应该与其未来收入“息息相关”。本文正是基于以上思路，不但考虑了农户家庭代际收入流动的变化情况，而且把公共支出结构变量作为第三水平变量重点考察了它与代际相关性之间的关系。之所以考察公共支出结构主要是基于各项支出所发挥的职能不同这一事实：农业投资性支出具有政府投资的性质，带有更多的经济性，对于增加农户及其子女收入具有“补血”、“输血”的功效以及见效快、效率高的特性，它主要包括支援农村生产支出和农林水利气象等部门事业费；而服务性支出具有较为明显的社会或者准社会公益性，相对而言则具有“造血”的功能，是增加农户及其子女收入的根本之策。

三、数据来源及三水平面板统计模型设定

（一）数据来源

研究代际流动问题对数据的要求非常苛刻。因为它至少需要包含生活在同一家庭的两代人的相关信息，比如说教育状况、收入状况、职业以及家庭规模等变量。本文所用数据主要包括两部分：一部分数据主要涉及各省（区）农村公共支出，本部分数据来源于1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006年的《中国统计年

鉴》、《中国农村统计年鉴》和《中国教育经费统计年鉴》，涉及历年各省（区）财政用于支援农业生产支出、农林水利气象部门事业费、农村中小学教育经费总投入、农村社会救济和自然灾害救济资金等五项指标，我们把后三项指标加总作为农村公共服务性支出的替代变量。另一部分的数据来自美国北卡罗莱纳大学和中国预防医学科学院联合执行的中国健康和营养调查（CHNS）^①。该数据通过采用多层次随机抽样方法，以家庭为样本单位，除了选取每个省的省会城市和较低收入的城市外，在每个省依据收入分层（高、中、低）和一定的权重抽取4个县。每个县抽取县城和按收入分层抽取了3个村，每个村20户。本数据库主要对全国8个省（区）（辽宁省、江苏省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广西区和贵州省）进行抽样调查。2000、2004以及2006年的数据还包括了黑龙江省。本文选取了1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006年的上述9省（区）农村地区家庭的调查数据。主要涉及9省（区）农村家庭户主与子女的收入变量，以及子女的职业、教育程度、年龄及健康状况。收入变量包括调查问卷中的工资收入、奖金、补贴（包括副食补贴、保健补贴、洗理费、书报费、房屋补贴和其他补贴）、务农收入、家庭园艺收入、畜牧收入、渔业收入等项目。由于文中涉及不同年份间的数据，每年有新的住户加入调查，同时也有一些住户退出调查，所以我们实际上得到的是一组非平衡面板数据。本文所采用的具体选取样本的办法是先保留那些在7轮调查中至少出现3次的样本，然后再保留每轮调查中的其他家庭数据。需要指出的是，当某位户主拥有2个或2个以上子女时，我们只保留了长子或长女的相关信息（邢春冰，2006）。这样选取样本数据可能会影响估计结果，因为在农村“重男轻女”的现象比较严重，父亲更愿意对儿子投资。若忽略了“次子”的信息，那么“长女”

① 参见美国北卡罗莱纳大学网站：<http://www.cpc.unc.edu/projects/china>。

的收入很可能不是父亲的真实投资意愿的表达。

（二）三水平面板统计模型设定

本研究考虑了数据的分层结构。某一家庭中的成年子女在被调查年份中的收入存在一定的相关性。因此，从时间水平上来看，某家庭成年子女的收入存在一定的相似性。另外，数据中个体、家庭、社区和省（区）也存在隶属嵌套关系。换句话说，被研究的对象除了有自身的“个体效应”之外，还存在着“背景效应”或“组效应”，即同一组内的个体在很多方面相似。比如某个省份的居民收入相对于其他省份而言，可能更为接近，呈现出一种“窝别效应”。在统计学中，这种现象称为组内同质，即组内个体间是非独立的，而组内同质也意味着组间异质，即个体在组间存在变异。这一特征显然违背了经典的线性统计模型所要求的等方差性和独立性的基本假设。多层数据中存在的非独立性特征可以用组内相关系数（Intraclass Correlation Coefficient, ICC）来测量，研究显示，即便是很小的 ICC 也会在统计检验中导致犯第一类错误的可能性，从而错误地拒绝真的统计假设（王济川等，2008）。因此，如果数据集的 ICC 或组间方差统计显著，应当考虑对其进行多水平数据的分析。

由于本文所用数据属于面板数据（panel data），因此在分析中应该对个体（子女）从属的不同调查时间进行处理。本文以调查时间作为第一水平，以个体（子女）作为第二水平，以省（区）作为第三水平尝试建立三水平（层次）统计模型。本文的思路是首先建立三水平空模型，以确定数据是否存在显著的组内相关；然后依次建立基准模型、基准模型 + 公共支出模型和完整模型。

利用空模型或截距模型进行检验是设定多水平模型的前提。因为，只有在确定了数据存在显著的组内相关后，才有必要继续进行多水平模型的建模。因此，本文首先建立三水平空模型。利用 SAS9.0 软件计算得到的结果见表 1。

表 1 固定效应部分显示三水平空模型的固定效应的估计。因为

该模型在高水平和低水平都没有设定解释变量,唯一的估计效应就是截距估计,即历年个体(子女)对数收入的总均值为 7.274。随机部分显示三个水平方差具有统计学意义,这说明数据在不同水平上体现出一定的聚集性,其层次结构不能忽视。因此应该进一步引入其他变量进行拟合。

表 1 三水平空模型

	参数	估计值	标准误	P 值
固定部分	截距	7.274	0.066	< 0.0001
随机部分				
水平三	方差	0.023	0.020	0.0313
水平二	方差	0.005	0.002	0.0221
水平一	方差	1.445	0.042	< 0.0001

下面我们分别建立两水平基准模型、基准模型 + 公共支出模型来研究户主收入与公共支出对子女收入的影响,同时考虑时间因素。

基准模型形式如下:

$$\text{第一水平模型为 } Y_{ij}^s = B_{0j} + B_{1j} \times Year_{ij} + e_{ij}$$

$$\text{第二水平模型为 } B_{0j} = C_{00} + C_{01} \times Y_j^f + u_{0j}$$

$$B_{1j} = C_{10} + C_{11} \times Y_j^f + u_{1j}$$

基准模型 + 公共支出模型形式如下:

$$\text{第一水平模型为 } Y_{ijk}^s = B_{0jk} + B_{1jk} \times Year_{ijk} + e_{ijk}$$

$$\text{第二水平模型为 } B_{0jk} = C_{00k} + C_{01k} \times Y_{jk}^f + u_{0jk}$$

$$B_{1jk} = C_{10k} + C_{11} \times Y_{jk}^f + u_{1jk}$$

$$\text{第三水平模型为 } C_{00k} = D_{010} + D_{011} \times GS_{jk} + v_{01k}$$

$$C_{01k} = D_{100} + D_{101} \times GS_{jk} + v_{10k}$$

$$C_{10k} = D_{110} + D_{111} \times GS_{jk} + v_{11k}$$

公式中的下标 i 表示第一水平,即调查年份; j 表示第二水平,

即被调查的家庭； k 表示第三水平，即被调查的 9 省（区）。 B 、 C 、 D 分别表示第一、第二和第三水平模型中的回归参数。若该三个参数下标均为 0 或 1，则表示相应水平模型的固定截距或固定斜率，其他情况则表示被处理为随机截距或随机斜率。 e 、 u 和 v 表示相应的随机扰动项。 $Year$ 表示时间， Y^s 和 Y^f 分别表示子女及其父亲历年的持久收入对数。本文收集了 9 省（区）历年财政用于支援农业生产支出、农林水利气象部门事业费、农村中小学教育经费总投入、农村社会救济和自然灾害救济资金五项指标。我们把后三项指标加总作为农村公共服务性支出的替代变量。用各项指标除以总的农业财政支出得到 GS ，该变量表示某项农村公共支出比重。

在基准模型 + 公共支出模型中，我们以户主收入作为第二水平变量，分别把支农支出比重、农业事业费比重、服务性支出比重作为第三水平变量建立三个模型，以此来研究公共支出结构对个体（子女）收入的影响。

在上述模型基础上，我们可以控制个体（子女）属性（诸如教育、职业、健康状况、年龄等）的影响，进一步建立完整模型。由于在加入控制变量后的完整模型中，参数估计结果与基准模型 + 公共支出模型所得结果无明显差异；所以在下面的分析报告中，将基准模型 + 公共支出模型与完整模型的结果在表 3 中一并列出。教育变量为子女最高受教育程度，小学毕业为 1，初中毕业为 2，高中毕业为 3，中等技术学校、职业学校毕业为 4，大专或大学毕业为 5；子女的职业变量按照 Goldthorpe 职业分类表（Erikson & Goldthorpe, 2002）进行等级分类；子女健康变量采用国际通用的健康指数，具体计算方法为体重（kg）与身高（cm）平方的比值；年龄变量做了中心化处理。

四、估计结果

本文利用 SAS9.0 软件对基准模型进行估计，具体结果如表 2：

表2 基准模型

参数	估计值	标准差	<i>P</i> 值
截距	4.240	0.306	< 0.0001
父亲收入对数	0.398	0.039	< 0.0001
时间	0.106	0.0344	0.0021
时间 * 父亲收入对数	-0.007	0.004	0.0670
-2 Res Log Likelihood	7 090.8		

从表2的基准模型估计结果可以看出,户主的收入变量对因变量的主效应为0.398,在0.001水平上高度显著。这说明父亲收入与子女收入之间存在较强相关性,即代际收入流动性较弱,收入财富呈现出一定的代际继承性。从时间变量来看,个体收入是持续增加的。跨层交互作用效应(父亲收入 $\times$ 时间)为负值,并且在0.1水平上显著,这意味着代际继承性受时间变化的影响,在1991-2006年间,收入流动性在缓慢增加。

表3给出了加入控制变量后的基准模型+公共支出模型的估计结果。如上所述我们分别把支农支出比重、农业事业费比重、服务性支出比重作为第三水平变量建立模型一、模型二和模型三,以此来研究公共支出结构对个体(子女)收入的影响。从表3可以看出,控制了子女的个体属性变量后,三个模型中父亲的收入变量对因变量的主效应大约为0.4,并且代际相关性受时间变量的影响,这也进一步验证了基准模型中的结果。在控制变量中,除子女健康变量在统计上不显著外,其余变量高度显著,尤其是子女所受教育程度与所从事的职业。在水平三变量中,支农支出与服务性支出对子女收入有明显影响,分别在0.01和0.05水平上显著,事业费支出对个体收入影响为负,且无统计显著意义。在报告的交互作用结果中“支农支出 $\times$ 时间”与“服务性支出 $\times$ 时间”两项交互效应在统计上显著,这说明随着时间的推移,支农支出和服务性支出比重对个体收入的影响在增加。“支农支出 $\times$ 户主收入”,“服务性支

◆ 论 文

出“户主收入”和“农业事业费 * 户主收入”三项交互效应中，前两项在 0.1 水平上显著。

表 3 基准模型 + 公共支出模型

因变量	模型一	模型二	模型三
子女收入			
水平一变量			
时间	0.116 *** (0.035)	0.097 ** (0.039)	0.135 *** (0.036)
水平二变量			
户主收入	0.400 *** (0.039)	0.401 *** (0.039)	0.405 *** (0.038)
子女教育	0.098 *** (0.026)	0.099 *** (0.026)	0.098 *** (0.026)
子女健康	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	0.008 (0.006)
子女职业	0.097 *** (0.012)	0.097 *** (0.011)	0.097 *** (0.012)
子女年龄	0.033 *** (0.003)	0.033 *** (0.003)	0.033 *** (0.003)
子女年龄 * 子女年龄	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
水平三变量			
支农支出	0.835 *** (0.309)		
农业事业费		-0.624 (0.359)	
服务性支出			1.137 ** (0.597)
交互作用			
户主收入 * 时间	-0.008 ** (0.004)	-0.008 ** (0.004)	-0.008 ** (0.004)
支农支出 * 时间	0.0229 ** (0.031)		
农业事业费 * 时间		0.015 (0.032)	
服务性支出 * 时间			0.1008 * (0.069)
支农支出 * 户主收入	0.007 * (0.003)		
农业事业费 * 户主收入		0.023 (0.014)	
服务性支出 * 户主收入			0.016 * (0.03)
截距	3.924 *** (0.308)	4.563 *** (0.373)	4.280 *** (0.309)
-2 Res Log Likelihood	6 035.1	6 037.2	6 033.1

注：*** 表示 $P < 0.01$ ，** 表示 $P < 0.05$ ，* 表示 $P < 0.10$ 。括号内为相应的标准差。

五、总结与讨论

本文以9省（区）农村地区农户家庭子女作为分析对象，运用三水平面板数据统计模型分析了影响子女收入的因素。主要得到以下结论：

第一，收入流动性在缓慢增加。在控制了子女的教育、职业、性别、年龄、健康等属性变量后，“户主收入*时间”的交互效应为负值，并且在0.1水平上显著，这意味着代际继承性受时间变化的影响，在1991-2006年间，收入流动性在缓慢增加，但子女收入仍然受父亲收入的影响较大。换句话说，就是社会为农村地区家庭子女提供了较少的发展机会，而是更多地依赖其父辈和家庭，尤其是对于一些贫困家庭来说，贫穷很可能在代际之间重复。

第二，支农支出比例和服务性支出比例的增加对子女收入有一定影响。“支农支出*户主收入”、“服务性支出*户主收入”两项交互效应显著，这说明代际收入关系受宏观（高水平）解释变量支农支出比重与服务性支出比重的影响。这也同时说明农村公共支出结构对代际收入流动有一定影响。针对此情况，建议政府优化支出结构，适当增加公共服务性资源的供给，提供更多的职业培训，加强通讯、交通等基础设施建设（Mayer & Lopoo, 2007），使得“输血”与“造血”并举，从而为农村子女发展创造更多的机会，以增加代际间的流动性。

农村代际收入流动是一个相当复杂的问题，涉及许多相关因素。本文只是简单考虑了一般性公共政策的影响。实际上，同样的公共政策可能会对富裕家庭与贫困家庭产生截然不同的效果。但这是否意味着高收入家庭的子女有更多的发展机会呢？具体结论需要进一步研究才能得出，这也将是本文下一步研究的方向。

◆ 论文

参考文献

- 韩军辉 (2010). 农村公共支出视野中的代际收入流动研究. 北京理工大学学报, 1.
- 何晓琦、邓晓岚 (2006). 跨代收入流动及其评估. 统计研究, 6: 39 - 43.
- 王海港 (2005). 中国居民收入分配的代际流动. 经济科学, 2: 18 - 25.
- 王济川、谢海义、姜宝法 (2008). 多层统计分析模型——方法与应用. 北京: 高等教育出版社.
- 邢春冰 (2006). 中国农村非农就业机会的代际流动. 经济研究, 41 (9): 103 - 108.
- 姚先国、赵丽秋 (2006). 中国代际收入流动与传递路径研究: 1989 - 2000. 第六届中国经济学年会入选论文. 浙江大学劳动保障与公共政策研究中心网: http://www.lepp.org.cn/s oft/images/100296_1. pdf.
- Becker, G. & Toms, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *The Journal of Political Economy*, 87 (6): 1153 - 1189.
- Das, M. (2007). Persistent Inequality: An Explanation Based on Limited Parental Altruism. *Journal of Development Economics*, 84 (1): 251 - 270.
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. H. (2002). Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 16 (3): 31 - 44.
- Mayer, S. E. & Lopoo, L. M. (2007). Government Spending and Intergenerational Mobility. *Journal of Public Economics*, 92 (1 - 2): 139 - 158.
- Mazumder, B. (2001). Earnings Mobility in the US: A New Look at Intergenerational Mobility. Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper: 18.
- Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *American Economic Review*, 82 (3): 393 - 408.
- Solon, G. (2004). A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place. In Corak, M. Ed. *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Zimmerman, D. J. (1992). Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. *American Economic Review*, 82 (3): 409 - 429.

(责任编辑: 林 骏)