

金融发展收入分配效应的实证研究 ——基于中国省际数据的面板门限回归^①

苏鹏¹ 孙巍²

(1. 中国矿业大学管理学院, 江苏徐州, 221116; 2. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012)

摘要: 基于我国省际面板数据对金融发展和收入不平等关系进行了检验, 结果发现: 我国金融发展扩大了收入不平等, 但是具有显著的双门限的非线性特征, 随着金融发展水平的提高, 其对收入不平等的拉大作用逐渐减弱。说明我国金融发展尚处起步阶段, 金融发展的城乡不均衡及金融结构的高度国有化导致收入不平等加剧, 所以在金融改革进程中, 应多向农村及弱势群体倾斜, 同时打破现有的市场垄断, 提高金融的普惠性。

关键词: 金融发展 收入不平等 面板门限回归

Empirical Study of Financial Development Effects on Income Inequality ——Evidence from China Provincial Data by Panel Threshold Model

Abstract: Based on the Provincial Panel Data of China, the relation of financial development and income inequality has been tested, and find that China's financial development leads to the expansion of income inequality, but with significant non-linear characteristics of double threshold: its income inequality is widening effect gradually weakened with increasing levels of financial development. Description of financial development is still in its infancy, and rural financial development is not balanced and highly nationalized financial structure leads to income inequality, so the financial reform process should be more inclined to rural and disadvantaged groups, and to break the existing market monopolies, make the finance to be more inclusive.

Keywords: Financial Development Income Inequality Panel Threshold Regression

引言

改革开放以来, 中国经济迅速增长, 已经成为世界第二大经济体, 但是伴随着经济发展, 收入的不平等问题日益恶化。据中国家庭金融调查的数据显示, 2010年中国家庭收入的基尼系数高达0.61, 城市内部的基尼系数0.56, 农村的基尼系数0.60(甘犁, 2012), 而据国家统计局统计, 2012年中国居民收入基尼系数也达到了0.474, 高于0.4的国际警戒线。对于收入不平等, 目

^①基金项目: 教育部重点研究基地重大项目(项目编号:)

作者简介: 苏鹏(1985-), 男, 山西壶关人, 中国矿业大学管理学院经济系讲师, 研究方向为微观计量分析; 孙巍(1963-), 男, 吉林市人, 吉林大学数量经济研究中心、商学院教授、博士生导师, 研究方向为微观计量分析。

前许多学者从分配制度、行业垄断、教育不平等及地域因素等多方面进行了讨论（白雪梅，2004；张原、陈建奇，2008；傅娟，2008 等）。但对作为现代经济的核心变量的金融发展如何影响收入分配的研究并不多见，而且已有的研究无论是在理论方面还是在实证检验方面均存在着相当大的分歧。鉴于此，本文拟基于中国省际面板数据，对金融发展的收入分配效应予以再检验，为我国金融体系及收入分配领域的改革提供理论依据。

对于金融发展如何影响收入分配问题的研究，在理论上的分歧主要体现在如下三种观点：一是认为金融的发展会缩小收入差距，如 Galor 和 Zeira（1993）从人力资本投资的角度考虑，认为随着金融发展，其市场竞争加剧，会更多地向穷人开放，从而使得穷人也能够通过融资进行人力资本投资，进入高收入的行业；而第二种看法则与之截然相反，Maurer 和 Haber（2007）便认为，金融服务尤其是信贷服务随着金融业的发展，会更加倾向于富人或具有特殊优势的企业，故会进一步提高高收入者的福利，而牺牲掉低收入者和中产阶层的利益，最终使得收入差距进一步拉大；最后一种观点认为二者之间会随着经济和金融的发展呈现出一种倒 U 型的关系，前期由于金融门槛的存在，会导致收入差距的扩大，随着经济发展，越来越多的人跨过这一门槛，可以享受到金融服务的便利，收入差距缩小，直至到平等的水平（Greenwood 和 Jovanovic，1990；Townsend 和 Ueda，2006）。

目前实证检验上的差异主要表现在国外与国内学者得到的结果的不一致上。国外学者的结果多支持金融发展减小收入差距的观点，如 Clarke 等（2006）的利用 83 个国家的面板数据证实，金融发展和基尼系数间存在显著的负向关系。Beck 等（2007）使用 1960-1995 年的 72 个国家数据进行的研究显示，金融发展会更有利于促进穷人收入的增长，其具有减贫效应。与上述多关注发达国家不同，Jeanneney 和 Kpodar（2011）的研究对发展中国家的检验结果显示，金融的发展会通过麦金农导管效应减少贫困，进而缩小当地的收入差距，但其同时也指出金融的不稳定性可能或抵消掉部分积极效果。而国内学者目前的实证研究结果则多支持金融发展拉大了收入差距这一结论，较有代表性的有杨俊等（2006）和叶志强等（2011）的研究，少数学者也采用我国数据对金融发展和收入不平等间的库兹涅茨效应进行了检验（陈伟国和樊士德，2009；胡宗义和刘亦文，2010 等）。

综上所述，虽然上述研究得到的结果有很大差异，但依然对本文提供了很多有益的参考。而且考虑到已有的实证检验多基于二者间的线性假设来展开，这是难以准确刻画金融发展和收入不平等间的复杂的内在联系的（Townsend & Ueda，2006），故本文将采用 Hansen（1999）给出的依靠样本数据自身的内生方式刻画非线性特征的面板门限回归模型，对中国金融发展和收入不平等之间的相关性进行重新检验，准确刻画二者之间的非线性关系，对我国金融业发展和收入分配所处现状给出一个较为准确的定位。本文接下来的内容安排如下：首先是研究方法，对本文使用的面板门限回归模型予以介绍，并给出本文选取指标的构造过程及其相关数据说明；其次是给出本文的实证结果，主要包括门限个数的确定及检验和门限模型的回归结果；最后给出本文的研究结论及其相关的政策建议，并给出本文现有的不足及其后续研究方向。

1 研究方法

1.1 面板门限模型

由上述分析可知随着金融的发展，其对收入分配的影响很有可能是非线性的，即存在金融门槛效应。而 Hansen（1999）提出的面板门限回归（Panel Threshold Regression, PTR）模型一个重要的应用便是基于连续分布门限变量对实证样本进行区制划分，进而度量因变量和自变量间的非线性关系。同时门限回归模型完全依赖于样本数据本身的内生性来确定门限值及其个数，避免了人为划分带来的偏误。因此，本文接下来的讨论将基于面板门限模型进行，其单一门限设定如下：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示地区和时期， q_{it} 为门限变量， γ 表征特定的门限值， $I(q_{it} \leq \gamma)$ 和 $I(q_{it} > \gamma)$ 是示性函数，另外由 μ_i 的下标不含有时间表明 Hansen（1999）针对的其实是面板个体固定效应模型。进一步假设 $\beta = (\beta_1' \beta_2')'$ ， $x_{it}(\gamma) = (x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \ x_{it} I(q_{it} > \gamma))'$ ，则式（1）可改写为如下形式：

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

对式（2）进行估计之前首先需要消除个体效应 μ_i ，Hansen 给出的是每个观测值减去其组内平均值的处理方式，模型此时重新设定为：

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (3)$$

将所有数据堆积，可得到式（3）的矩阵形式：

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + \varepsilon^* \quad (4)$$

对门限变量的任意一个观测值作为一个 γ 代入式（4），进行最小二乘回归（OLS），得到系数估计值： $\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^*$

同时由回归残差向量 $\hat{\varepsilon}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$ ，可得到残差平和的估计：

$$S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}^*(\gamma)' \hat{\varepsilon}^*(\gamma) \quad (5)$$

接下来只需对式（5）进行最小化过程，便可得到门限 γ 的估计值，即：

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \quad (6)$$

后续仍需进行两方面的检验，即门限效应的显著性检验和门限估计值得真实性检验。在 Hansen(1999)的研究中的建议是通过一个“自举法（Bootstrap）”过程，构建渐近分布及其似然比统计量 LR，此处不再赘述。对于多重门限模型，只需固定住已得到的门限值，重复上述过程即可。

1.2 数据说明和模型设定

1. 收入不平等指标（CR）。在国内相关研究中多采用城镇居民人均可支配收入和农村居民人

均纯收入之比来表征收入不平等，与反映收入不平等的其他指标相比，城乡收入比更加方便、直接，因此本文亦使用该指标。

2. 金融发展指标 (FD)。本文用银行机构贷款余额与 GDP 的比值来度量，以往衡量金融发展的指标常用 M_2/GDP 的麦氏指数，然而国内学者对其能否准确度量我国金融发展产生质疑(王毅, 2002)，Arestis 等 (2001) 在对不发达国家金融发展进行研究时，设计出了用银行贷款占 GDP 的比重这一指标来度量金融的发展规模，考虑到我国银行对于经济来说其作用远大于股市这一银行导向型的金融结构特征，Arestis 的指标更为符合我国实际。

3. 控制变量。本文的控制变量主要包含以下四个因素：(1) 经济发展 (RGDP)，用人均 GDP 表示，换算为 1985 年不变价，同时为避免异方差性的存在，采用其自然对数值 (LnRGDP)，另外考虑到经济增长对收入分配的库兹涅茨假说 (Kuznets, 1955)，在回归方程中同时引入人均 GDP 自然对数的平方形式。(2) 开放度 (OPEN)，用进出口总额与 GDP 的比值来表示；(3) 产业结构 (AGR)，用第一产业农业的增加值占 GDP 的比重来度量；(4) 通货膨胀 (INF)，采用居民消费价格指数的定基指数 (以 1985 年为基期) 的变化率来表示。

至于数据的来源，本文选择 1986-2012 年我国 27 个省份的相关统计数据进行分析，其中剔除了海南、西藏、四川和重庆 4 省市的数据，原因是海南和西藏的数据严重缺失，而重庆和四川由于合并问题可能造成前后调查结果的样本选择性偏差，故也不予考虑。其他指标数据均来源于各省份考察期内历年的统计年鉴，各变量相关的统计信息见表 1。

表 1 模型中各变量的统计指标

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CR	729	2.654	0.690	1.145	4.759
FD	729	0.964	0.289	0.545	2.555
RGDP	729	7.681	0.836	6.094	9.841
OPEN	729	0.304	0.452	0.021	3.709
AGR	729	0.183	0.105	0.006	0.435
INF	729	6.314	7.060	-3.200	29.400

于是，本文拟采用的回归方程表达式的单门限形式为：

$$CR_{it} = \mu_i + \beta_1 FD_{it} I(FD_{it} \leq \gamma) + \beta_2 FD_{it} I(FD_{it} > \gamma) + \theta_1 RGDP_{it} + \theta_2 RGDP_{it}^2 + \theta_3 OPEN_{it} + \theta_4 AGR_{it} + \theta_5 INF_{it} + e_{it} \quad (7)$$

2 计量结果及分析

2.1 门限个数的确定及检验

依据 hansen (1999) 的思路，依次在单一门限、双重门限、三重门限下进行式 (6) 的残差平方和最小化过程，对于门限显著性的检验则借助于自助法 (300 次)，表 2 为检验结果。由结果可知，单一门限的 F 统计量 $14.050 > 13.645$ (5% 的临界值)，且 P 值也低于 0.05，所以在 5% 的水平下通过检验。对于双重门限模型，其 F 统计值仅在 10% 水平下显著，这时需看其对应的 P 值进一

步判断，由于 P 值为 0.057，较为接近 0.05 即 5% 的显著水平，故本文仍认为双重门限模型优于单门限模型。但是三重门限模型并未通过检验，其 F 统计量低于 10% 临界值，且自举得到的 P 值高达 0.610，故排除三重门限的可能性。因此，本文后续的实证检验将采用双重门限模型进行。

表 2 门限个数的检验结果

模 型	F 统计量	P 值	BS 次数	临 界 值		
				1%	5%	10%
单一门限	14.050**	0.040	300	22.134	13.645	10.673
双重门限	11.394*	0.057	300	15.928	11.831	9.241
三重门限	4.397	0.610	300	28.289	18.101	14.931

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信水平下显著。

下一步便是确定具体的门限值，本文为保证门限值的稳定可靠性，采用的连玉君的 Stata 培训教程^①中给出的优化搜索方法，具体分三步：首先第一个门限值 γ_1 在搜索其过程中，即回归残差平方和最小化时便已获得；其次把 γ_1 固定住，重复上述步骤搜索第二个门限值 γ_2 ，这其实是 Hansen 的作法；最后则固定住 γ_2 ，再次搜索第一个门限值，此时的结果记为 γ_1^* ，若 γ_1^* 和 γ_1 差异较大，则在双门限设定前提下，重复搜索多次，直至得到的修正值趋于稳定，具体过程可由图 1-图 2 对门限值置信区间的估计中清晰地看到。

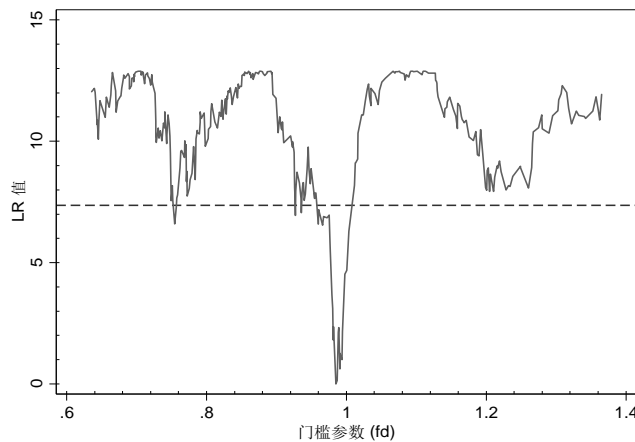


图 1 单一门限下门限的置信区间

图 1 中的曲线所示的是单一门限下的似然比值，虚线则表示 95% 置信水平上的似然比临界值 7.35^②。由似然比的最小值点，确定第一个门限值位于金融发展水平 $FD = 0.985$ 处，而且由在 0.7-0.8 之间有一个明显的下降，由此我们可以初步判断，很有可能存在另一个门限值，这一点其实从表 2 的检验结果中也已得到证实。

^① 参照人大经济论坛 (<http://bbs.pinggu.org/forum.php>)。

^② Hansen (1999) 给出，90% 的临界值为 6.53，95% 的为 7.35，99% 的为 10.59。

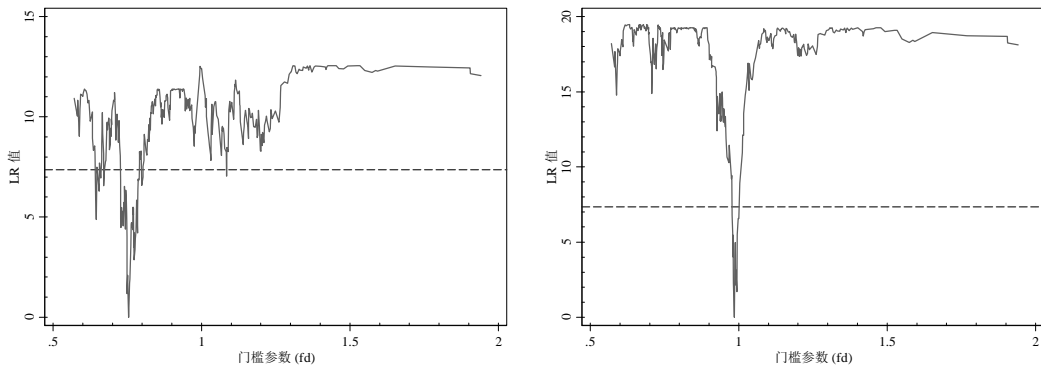


图 2 双重门限下第二门限（左）和重新搜索的第一门限（右）的置信区间

图 2 显示的是在双重门限下分别给出第二门限和重新搜索的第一门限的 LR 曲线，水平虚线的意义与图 1 一样。当我们固定住 $\gamma_1 = 0.985$ 后，第二门限似然曲线图（图 2 左）显示存在第二个门限，门限值为 $FD = 0.755$ ，另外虽然第二门限值左侧看似仍有一个门限，但未通过表 2 的检验。再固定住该门限值，重新搜索第一个门限，图 2（右）显示其结果与图 1 的结果完全一致，这证明了我们找到了两个稳定的双门限模型，同时也确保了后续估计的可靠性。表 3 按门限值得大小排序，给出了两个门限的最终估计值及其 95% 的置信区间，门限值大小分别为 0.755 和 0.985，均落在置信区间内，显示出门限划分的合理性。

表 3 门限估计值及其置信区间

门 限	估计值	95% 置信区间
γ_1	0.755	[0.644, 1.084]
γ_2	0.985	[0.977, 1.001]

2.2 双重门限模型的估计及分析

在确定了门限个数及其估计值后，本文最终的回归方程形式为如下的双门限形式：

$$\begin{aligned}
 CR_{it} = & \mu_i + \beta_1 FD_{it} I(FD_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 FD_{it} I(\gamma_1 < FD_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 FD_{it} I(FD_{it} > \gamma_2) \\
 & + \theta_1 RGDP_{it} + \theta_2 RGDP SQ_{it} + \theta_3 OPEN_{it} + \theta_4 AGR_{it} + \theta_5 INF_{it} + e_{it}
 \end{aligned} \quad (8)$$

对式（8）的回归结果见表 4。为控制异方差的存在，特选择“OLS+稳健标准差”的处理方式^①。

表 4 双重门限模型的参数估计结果

变 量	系 数	稳健标准差	t 值	P 值
CONSTANT	-3.779***	1.276	-2.96	0.003
RGDP	1.331***	0.290	4.59	0.000
RGDPSQ	-0.069***	0.017	-4.00	0.000
OPEN	0.070	0.051	1.36	0.175

^① 对于异方差，陈强（2010）认为“OLS+稳健标准差”的处理方式，对回归系数及标准差的估计都是一致的，并且不需要知道条件方差的函数形式，操作也很方便。

AGR	-2.376***	0.359	-6.62	0.000
INF	0.011***	0.002	7.08	0.000
FD*I($q \leq \gamma_1$)	0.806***	0.122	6.62	0.000
FD*I($\gamma_1 < q \leq \gamma_2$)	0.676***	0.092	7.33	0.000
FD*I($q > \gamma_2$)	0.581***	0.071	8.14	0.000

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信水平下显著。

对于控制变量的回归结果，人均 GDP 的自然对数及其二次项系数估计值均在 1% 的水平下显著，意味着我国的经济对收入分配的确具有非线性特征，而且二次项的系数估计值小于 0 (-0.069)，可知库兹涅茨假说的倒 U 型关系在这里也得到了验证。对外开放程度 OPEN 的系数估计并不显著，说明该项对于当地的收入差距影响并不大，但从估计值得方向上看，如果考虑其累积效应，也存在拉大收入差距的可能性。农业增加值占 GDP 的比重的产业结构表征项的回归结果显著为负，表明加强农村农业现代化发展，提高农村居民收入是会极大的缩小现有的收入不平程度度的，这可作为后续讨论金融信贷取向时依据之一。通货膨胀对于收入差距有显著的正向拉大作用，其实通货膨胀会使得居民收入缩水，而高收入者则会更多的受惠于金融投资来规避这一风险，同时高收入者更多的是负债人，通货膨胀对于贷款的一方是有利的，我们的回归结果符合相关的经济联系。

对于金融发展指标的 FD 的回归结果，可知对于两个门限划分下的三个区间，不妨设为金融发展水平低、中、高三个区间，其估计系数均在 1% 水平下显著为正，表明我国 1986-2012 年的金融发展对于收入差距始终具有正向的拉大作用。但是，对于三个不同的金融发展阶段，系数估计值又显著不同，在金融发展水平的低阶段估计值为 0.806，中阶段为 0.676，高阶段为 0.581，即随着金融发展水平的提高，其扩大收入不平等的效应会逐渐减弱。进一步考虑到我国金融发展尚处于初级阶段，如果 Greenwood 和 Jovanovic (2000) 的金融发展和收入水平的倒 U 型假设成立的话，由此结果可判断我国当前的金融发展尚处于 U 型曲线的左侧，随着金融进一步发展，会逐渐的靠近与拐点，而后才会进入减小收入不平等的阶段。

2.3 进一步的讨论与分析

本文得到的结论可总结为 1986-2012 年期间我国金融的发展扩大了收入不平等，但是具有显著的双门限的非线性特征，随着我国金融的不断发展，其扩大收入差距的收入分配效应会逐渐削弱，我国金融发展仍处于初级阶段，尚未达到缩小收入差距的拐点。对于这一结果从以下几方面结合我国的金融发展现状展开进一步的讨论分析。

首先，我国金融资源多集中于城市，农村始终处于一种金融抑制的状态。由于国家长期实行具有城市倾向的经济发展策略，虽然农村人口占我国人口的大多数，但据《新中国 60 年统计资料汇编》的数据显示，截止 2008 年农业贷款占总贷款的比重始终低于 15%，需要指出的是即便是农业贷款也多与国有农业机构和乡镇企业有关，基本上与农户无关。以利润最大化的商业银行也纷纷选择从农村战略性撤退，造成农村金融几乎处于贫血状态。这一状态直接影响农业的发展，由前面的回归结果也可看出，农业的增加值能极大的缩小城乡收入差距，所以在后续金融的发展过程中，信贷的投向结构应该多向农村倾斜。

其次，我国的金融结构也在一定程度上导致了其不利于整体收入的公平性。首先我国金融体系高度国有化，在金融体系中银行融资占据主导，而四大国有银行在银行里又占据绝对的垄断地位。这种金融结构在分配金融资源时会倾斜于国有工业部门等与其有“裙带关系”的部门，这必然损害金融体系的效率，使更加需要资金的中小企业和个体经营者难以分享到金融带来的利益，进而加大收入不平等。

最后，随着我国金融改革和深化的不断推进，尤其是 2013 年上海自贸区的设立，随着市场竞争的加剧，金融效率必将进一步提高，中小企业和个体经营者获得信贷资金的门槛也将会有所降低，可以推断，随着改革力度的进一步加大，金融发展扩大收入不平等的效应必然会逐步消失，很有可能提前到达倒 U 型拐点处，最终实现步入金融发展减小收入不平等的阶段。

3 结论及政策建议

本文基于 1986-2012 年 27 个省份的面板数据，采用 Hansen (1999) 的面板门限回归，对金融发展的收入分配效应进行了再检验，计量结果表明目前我国金融发展扩大了收入不平等，但是具有显著的双门限的非线性特征，随着金融发展水平的提高，其对收入不平等的拉大作用会逐渐减弱。进而在库兹涅茨效应理论下，可判断我国当前的金融发展尚处于 U 型曲线的左侧，随着金融进一步发展，会逐渐的靠近于并跨过拐点，而后才会进入减小收入不平等的阶段。

结合我国金融发展现状，金融发展加大收入不平等程度，一方面很有可能源于我国金融城乡发展不均衡，农村金融长期处于抑制状态；另一方面金融结构的高度国有化导致金融资源配给时的不公，金融体系尤其是银行具有明显的“国有化倾向”，这不利于广大中小企业获得发展融资，导致金融效率的损失。但是，随着上海自贸区的建立等金融改革的推进，金融发展扩大收入不平等的效应会逐渐消失，很有可能提前到达倒 U 型拐点处，最终实现步入金融发展减小收入不平等的阶段。

结合上述结论，在后续的金融发展改革进程中需注意以下几个方面：（1）注重金融资金流向的调控，应多向农村或者农业倾斜，激活农村金融市场，加快农村经济的发展速度，缩小与城市的差距；（2）适度放宽金融市场的进入门槛，进而增强金融的市场竞争性，最大化其对资本的配置效率；（3）要努力建立普惠性的金融体系，最大限度地保证每个经济个体的金融权利的平等性，关注金融体系下容易被忽视的群体。

参考文献

- 白雪梅. 2004. 教育与收入不平等：中国的经验研究. 管理世界, (6): 53~58.
- 陈强. 2010. 高级计量经济学及 Stata 应用. 北京：高等教育出版社.
- 陈伟国, 樊士德. 2009. 金融发展与城乡收入分配的库兹涅茨效应研究——基于中国省级面板数据的检验. 当代财经, (3): 44~49.
- 甘犁. 2012.11.20. 收入不均与拉动内需. 第一财经日报, 2012 年 11 月 20 日, 第 A07 版.
- 胡宗义, 刘亦文. 2010. 金融非均衡发展及城乡收入差距的库兹涅茨效应研究——基于中国县域截面数据的实证分析. 统计研究, 27(005): 25~31.
- 傅娟. 2008. 中国垄断行业的高收入及其原因：基于整个收入分布的经验研究. 世界经济, (7): 67~77.

- 王毅. 2002. 用金融存量指标对中国金融深化进程的衡量. 金融研究, (1): 82~92.
- 杨俊, 李晓羽, 张宗益. 2006. 中国金融发展水平与居民收入分配的实证分析. 经济科学, (2): 23~33.
- 叶志强, 陈习定, 张顺明. 2011. 金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据. 金融研究, (2): 42~56.
- 张原, 陈建奇. 2008. 人力资本还是行业特征: 中国行业间工资回报差异的成因分析. 世界经济, (5): 68~80.
- Arestis P, Demetriades P O, Luintel K B. 2011. Financial development and economic growth: the role of stock markets. *Journal of money credit and banking*, 33(1): 16~41.
- Beck T, Demirgüç-Kunt A, Levine R. 2007. Finance, inequality and the poor. *Journal of economic growth*, 12(1): 27~49.
- Clarke G R G, Xu L C, Zou H. 2006. Finance and income inequality: what do the data tell us. *Southern Economic Journal*, (72): 578-596.
- Galor O, Zeira J. 1993. Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, 60(1): 35~52.
- Greenwood J, Jovanovic B. 1990. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *The Journal of Political Economy*, 98(5): 1076~1107.
- Hansen B E. 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of econometrics*, 93(2): 345~368.
- Jeanneney S G, Kpodar K. 2011. Financial development and poverty reduction: Can there be a benefit without a cost. *The Journal of Development Studies*, 47(1): 143~163.
- Kuznets S. 1955. Economic growth and income inequality. *The American economic review*, 45(1): 1~28.
- Maurer N, Haber S. 2007. Related lending and economic performance: Evidence from Mexico. *Journal of Economic History*, 67(3): 551~581.
- Townsend R M, Ueda K. 2006. Financial deepening, inequality, and growth: a model-based quantitative evaluation. *The Review of Economic Studies*, 73(1): 251~293.