

# 资源开发、要素收入分配与西部地区可持续发展

孙永平<sup>1</sup> 叶初升<sup>2</sup>

(1 湖北经济学院 经济学系; 2 武汉大学 经济发展研究中心)

**摘要:** 本文利用西部地区 10 个省市的面板数据, 全面分析了自然资源开发对西部地区要素收入分配的影响。分析表明, 西部地区的自然资源开发恶化了西部地区的要素收入分配, 但是, 资源产量和资源价格对要素收入分配的影响机制并不相同。自然资源开发数量的变化对要素收入分配变化只有短期影响, 而没有长期效应, 但是上期资源价格的提高却能够改善本期的要素收入分配。在“西部大开发”战略全面铺开的 2000 年, 西部地区的要素收入分配并没有明显变化, 但在 2003 年左右西部地区的要素收入分配开始加速恶化。因此, 在对西部地区进行大规模自然资源开发的同时, 必须改革现有的资源收益分配体制。

**关键词:** 资源开发; 要素收入分配; Chow 检验; 差分广义距估计方法

**中图分类号:** F061.3      **文献标识码:** A

## 一、引言

尽管, 自然资源并非所有生产活动的直接要素, 但却是一切生产活动的最终要素来源, 是人类经济活动的基础, 在一定程度上决定了人类经济发展的道路和模式, 尤其对经济落后国家或者地区更是如此。我国西部地区具有丰富的自然资源。据统计, 截止 2009 年末, 西部地区煤炭基础储量占全国的 50.5%, 天然气基础储量占全国的 82.9%, 石油基础储量占全国的 32.4%, 其远景储量更是极为可观<sup>①</sup>。因此, 在充分考虑西部地区自身比较优势的情况下, 在“西部大开发”中, 国家先后提出了“西电东送”、“西气东输”、“西煤东运”等资源主导型发展战略。实践证明, “西部大开发”10 年来, 西部地区经济增长速度明显加快, 基础设施建设取得突破性的进展, 生态环境逐年好转, 教育、卫生、文化、体育、社会保障和就业水平大幅提高, 人民生活水平得到根本改善, 经济发展取得了举世瞩目的成就。但是, 近几年, 伴随着资源产业的繁荣, 煤炭、石油和天然气等资源开发所引发的矛盾逐渐增多, 各种形式的“抗议”接踵而至, 大规模暴力群体事件也屡见不鲜, 引起了全社会的广泛关注。

如果我们将视野扩展到全球范围, 我们就会发现自然资源开发在很大程度上会恶化当地的收入分配(Leamer, etl., 1999; Ross, 2007), 诱发暴力冲突 (Collier and Hoeffler, 2005),

---

\*本文获教育部人文社会科学研究青年项目“资源收益流向与非资源产业培育”(12YJCZH177)、湖北省教育厅科学技术研究计划优秀中青年人才项目“湖北省资源枯竭型城市替代产业培养政策研究”(Q20112207)和湖北经济学院青年项目“资源红利与资源型城市产业结构优化升级的对接机制与政策研究”(XJ201102)资助。

<sup>①</sup>储量数据根据《2010 年中国统计年鉴》整理计算得到, 计算时只考了虑陆地储量, 未考虑海洋储量。需要强调的是西部地区的资源远景储量是非常客观的。例如, 2007 年国土资源部和内蒙古自治区政府联合发布消息称, 内蒙古查明煤炭资源储量为 6583.4 亿吨, 但《2010 年中国统计年鉴》公布的基础储量仅为 772.7 亿吨。还例如, 2011 年新疆煤炭工业管理局发布消息称, 新疆煤炭资源预测储量达 2.19 万亿吨, 占全国预测储量的 40%, 但截至 2009 年, 查明资源量不足预测资源量的 5%。

损害长期经济增长的能力，最终带来“资源诅咒”的结果<sup>①</sup>。那么，我们自然要问：西部地区的大规模资源开发是否会恶化西部地区的收入分配？为了能够直观考察资源开发与收入分配之间的关系，我们用营业盈余占劳动者报酬的比重来表示收入分配<sup>②</sup>，用人均标准煤产量表示自然资源开发的强度。需要特别说明的是，在资本稀缺和劳动力充裕的现实条件约束下，中国的收入不平等主要是“亲资本，弱劳动”的结果，白重恩也(2009)认为，当劳动收入占比下降的时候，收入分配的平均程度就会恶化。因此，资本所得（统计年鉴里主要为营业盈余，本文没有考虑资本折旧）与劳动所得（统计年鉴里主要为劳动者报酬）之比尽管衡量的是要素收入分配状况，但是也反映了收入不平等的状况。在图1.1中，我们绘制了两者的变化时序趋势图。我们看到，在2002年到2003年左右，营业盈余增速明显快于劳动者报酬增速，西部地区的要素收入分配开始不断恶化。同时，我们也看到西部地区的人均自然资源产量也大幅度上升，这就在直观上表明两者存在正相关关系。为了验证自然资源与要素收入分配之间的关系，我们又在图1.2中，呈现了西部地区资源开发与要素收入分配之间的散点图，显然，西部地区资源开发与要素收入分配之间呈现出明显的正二次相关性。这就从直观上表明，西部地区的资源开发确实恶化了西部地区的要素收入分配。

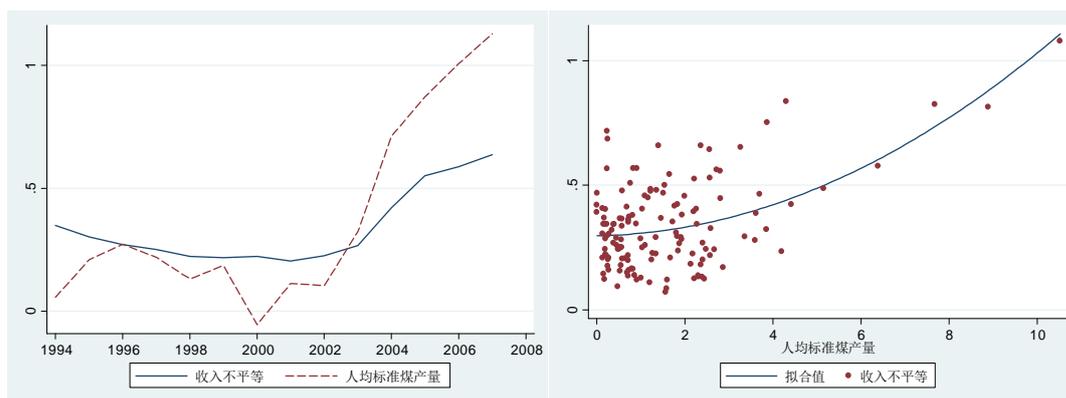


图 1.1 时序图

1.2 散点图

数据来源：《中国统计年鉴》（1995-2008），中国统计出版社。

2010年，国务院召开的西部大开发工作会议提出，未来10年把西部地区建成国家重要的能源基地和资源深加工基地，使西部地区资源优势转变为经济优势。2011年，两会审议通过的“十二五”规划也提出，要把西部地区建设成国家重要能源、战略资源接续地和产业集聚区。这就意味资源导向型发展战略仍然是未来西部地区经济发展的必然选择。但是，如果大规模资源开发恶化了西部地区的要素收入分配，那么必将激化西部地区的社会矛盾，损害西部地区的可持续发展能力，最终陷入“资源诅咒”的泥潭。既有文献很少关注资源开发

<sup>①</sup> 20世纪90年代，一些学者（Auty, 1993; Sachs and Warner, 1995）的研究表明，许多国家尽管自然资源丰裕，初级产品出口产业蓬勃兴旺，经济表现不尽如人意。Auty（1993）用“资源诅咒”来描述这一经济发展中的“悖论”。

<sup>②</sup> 在衡量收入不平等时，最常见的指标是基尼系数，但是国家统计局并没有发布各省的基尼系数，只能通过间接估计得到，但是估计的结果是存疑的。万广华（2004）认为，国内外学术界对于哪一种收入不平等度量指标是最佳指标并没有达成共识，自然也就必要去寻找所谓的最佳指标。

对要素收入分配的影响，更没有仔细分析资源开发对要素收入分配的影响机制和渠道<sup>①</sup>。从国家层面来看，尽管西部地区与东部地区的地区间收入差距早已经进入了国家宏观政策的视野，但是，资源开发对西部地区内部不平等的影响却没有引起国家层面的足够重视。因此，本文将在上述文献的基础上，探讨西部资源开发对西部地区要素收入分配的影响，以弥补已有文献的不足；更为重要的是，本文的研究结论对国家出台相关资源收益分享机制和政策，避免矛盾激化，推进“西部大开发”战略，促进西部地区可持续发展具有重要的借鉴意义。本文余下部分安排为：第二部分为文献综述；第三部分为影响机制分析；第四部分为实证分析；第五部分为稳健性检验；第六部分为结论。

## 二、相关文献综述

自然资源开发是提高国民收入的重要渠道之一。但是，Leamer等人（1999）的研究表明，拉美地区自然资源丰裕的国家，在资源开发过程中，收入分配会进一步恶化。Birdsall（2001）等人的研究表明，资源丰裕通常会导致发展初期的收入分配差距较高，从而使得人力资本积累的良性循环难以形成。Gylfason和Zoega（2003）采用跨国数据表明，自然资源丰裕对要素收入分配具有重要影响。Lo'pez-Feldman、Mora和Taylor（2007）利用墨西哥的数据分析表明，资源开发尽管可以降低贫困率，但是也会增加要素收入分配。Goderis和Malone（2008）发展了一个两部门经济增长模型，研究了资源部门繁荣对要素收入分配的影响，模型分析表明，即便在劳动力可以自由流动的条件下，资源部门繁荣在短期内会降低要素收入分配，但是会随着经济的增长而逐步下降，这个过程一直持续到资源部门繁荣对经济增长的冲击消失，其后作者的实证分析验证了上述结论。同时，不同类型自然资源对要素收入分配的影响程度是不同的。Bulte、Damania和Deacon（2005）的实证分析就发现，宝石、黄金等具有较高租金的“顶尖资源”很容易被一小部分人控制，从而恶化一国的收入分配。Welsch（2008）也认为，矿产资源禀赋增加了国内暴力冲突的风险，而农业资源却降低了这种风险。

自然资源开发并不是“单一律”地恶化收入分配，而是与政府、制度、产业类型、经济发展阶段和政治体制等其他因素具有一定的相关性。例如，Ross（2007）研究就表明，矿产资源财富既有可能恶化收入分配，也有可能改善收入分配，其中政府的作用是至关重要的。Buccellato和Alessandrini（2009）的理论模型和实证分析表明，当自然资源直接被用于出口而不是作为国内生产的中间投入品时，拥有自然资源的家庭与没有自然资源的家庭之间的收入差距将会不断恶化。Fum和Hodler（2010）通过实证分析表明，在种族差异较大的社会，自然资源会增加收入分配差距，但在种族差异较小的社会，自然资源会降低收入分配差距。

---

<sup>①</sup>大批国内文献关注了自然资源开发对经济增长的影响（徐康宁和王剑，2005；胡援成和肖德勇，2007；邵帅和齐中英，2008；邵帅，2009，2010），邵帅和齐中英（2008）还探讨了西部资源开发对西部地区经济增长的影响。另一些学者研究了改革开放以来中国要素分配份额的变化趋势和原因（白重恩等人，2008，2009，2010；罗长远，2008；李稻葵等，2009），认为产业结构、国有经济比重、税负水平、技术进步和经济发展的阶段等因素对要素收入分配具有重要影响。但是，上述两方面的文献几乎都没有考虑资源开发对西部地区要素收入分配的影响。

由于产权安排不合理或者不明晰,资源租金收入往往更易于被个别私人所获取。既得利益者为了确保当前和未来对自然资源的排他性占有,便会通过现金或者股票的形式大肆贿赂政府官员。由于自然资源的产权不明晰,自然资源所有权很容易被私人控制,导致自然资源收入无法形成国家财富,既得利益者也会通过贿赂当权者来确保自己对自然资源的占有,从而恶化一国的要素收入分配,这种状况在发展中国家尤为突出(Mehlum, Moene and Torvik, 2006; Kolstad and Wiig, 2009; Arezki and Ploeg, 2007; Bhattacharyya and Hodler, 2010)。

许多资源丰富国家常年处在武装冲突或者战火之中,但这并非偶然地巧合,很多学者的研究表明,自然资源开发恶化了收入分配,如果严重就会诱发国内冲突,甚至战争,从而拖垮国内的经济增长。Collier和Hoeffler(2005)最早开始系统研究自然资源丰富与国内战争之间的关系。他们的研究发现,自然资源丰富与国内战争爆发和持续时间之间存在显著的线性相关性,自然资源丰富不仅倾向于增加战争爆发的风险,还倾向于延长国内战争的持续时间。其后,Collier和Hoeffler(2008, 2009)的后续研究表明:自然资源丰富只对某些类型的战争有影响;在面板数据样本条件下,自然资源财富增加了爆发国内战争的风险,但是,在超过一定的临界值之后,降低了这种风险;自然资源对经济增长的影响具有较强的稳健性,并不会随着自然资源丰富度量指标的改变而改变。Billon(2001)认为,一个国家对自然资源的依赖度以及自然资源的易冲突性和易掠夺性,却在很大程度上增加了社会的脆弱性,从而提高了武装冲突的风险。Olsson(2007)探讨了钻石租金、军事冲突和经济增长之间的关系。他的研究表明,由于钻石具有高价格、不易毁坏、全球可贸易等特点,所以对钻石开采权的争夺往往诱发了国内的军事冲突,从而拖垮了国内的经济增长,其后的实证分析也表明了钻石财富与经济增长之间的负相关性。

国内学术界对自然资源与经济发展之间的关系关注的相对较晚,而且大多是实证分析。徐康宁、王剑(2006)分析认为,多数省份丰富的自然资源并未成为经济发展的有利条件,反而制约了经济增长。胡援成和肖德勇(2007)认为,人力资本是制约我国省际层面“资源诅咒”存在的关键因素。邵帅和齐中英(2008)还探讨了西部资源开发对西部地区经济增长的影响,认为自然资源开发对区域技术创新存在挤出效应。邵帅和齐中英(2009)、孙永平和叶初升(2011)还利用城市面板数据,证实“资源诅咒”在城际层面也是存在的。总体而言,国外文献已经从多角度分析了资源开发对要素收入分配的影响,但是国内文献却极少关注。希望本文的研究工作能够弥补了现有文献的不足,推动这一领域的研究。

### 三、自然资源开发对要素收入分配的影响机制分析

#### (一) 资源开发收益与劳动力流动

Corden和Neary(1982)最早通过数理模型的方法捕捉和分析了“荷兰病”的形成机理。他们的分析表明,在开放经济和允许生产要素跨部门自由流动的条件下,一国自然资源贸易的繁荣,使得可贸易的制造业部门的生产要素实际收益下降,导致要素从制造业部门流出,

制造业部门的就业和产出下降,最终导致了“去工业化”(De-industrialisation)。Sachs 和 Warner (1995)发展了一个内生增长模型,探讨了“干中学”和“荷兰病”之间的关系。Torvik (2001)在前述文献的基础上,发展了一个包括“干中学”的综合“荷兰病”模型。Goderis 和 Malone (2008)发展了一个两部门经济增长模型,研究了资源部门繁荣对要素收入分配的影响。本文将在 Goderis 等人 (2008) 已有“荷兰病”模型的基础上,分析了自然资源开发对要素收入分配的影响机制。

我们假设一个国家的经济部门包括:不可贸易部门(主要指服务业等无法跨区贸易的商品部门)、可贸易部门和自然资源部门三个部分。为了分析方便,沿用既有“荷兰病”模型的一般做法,我们也假设自然资源部门对经济的影响仅仅是能带来自然资源开发收益  $R$ , 它既不需要资本也不需要劳动。两种生产要素劳动  $L$  和资本  $K$  的数量是固定的,并被用于可贸易部门和不可贸易部门,于是我们得到:

$$L_N + L_T = L \quad K_N + K_T = K \quad (1)$$

其中,  $N$  代表不可贸易部门,  $T$  代表可贸易部门。我们假设两个部门的生产函数为 C-D 生产函数, 规模报酬不变:

$$X_N = H_N K_N^\alpha L_N^{1-\alpha} \quad X_T = H_T K_T^\beta L_T^{1-\beta} \quad (2)$$

其中,  $\alpha, \beta > 0$ ,  $H_N$  表示不可贸易部门的生产率,  $H_T$  表示可贸易部门的生产率。

假设消费者部门只消费来自可贸易部门和不可贸易部门的产品。效用函数为采用 CES 形式, 构造拉格朗日函数, 求导并经过整理, 我们就可以得到, 可贸易产品和不可贸易产品的需求分别为:

$$C_T = C_N P_N^\sigma \quad (3)$$

$$C_N = \frac{Y}{P_N(1 + P_N^{\sigma-1})} \quad (4)$$

我们假设在任何时刻, 不可贸易部门的供给总是等于需求,  $X_N = C_N$ , 经过整理, 我们可以得到不可贸易部门产品价格  $p_N$  的表达式:

$$P_N = \rho^{\frac{1}{\sigma}} \cdot \left[ \frac{K_T^\beta L_T^{1-\beta} + R}{K_N^\alpha L_N^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (5)$$

其中,  $\rho = \frac{H_T}{H_N}$ , 表示可贸易部门与不可贸易部门的生产率差异。

在利润最大化条件下, 每个部门雇佣的劳动力数量会使得劳动力在每个部门的工资等于其边际贡献。用  $w_N$  表示不可贸易工资,  $w_T$  表示可贸易部门工资。整理后, 即可得到不可贸易部门产品价格:

$$P_N = \rho \cdot \frac{(1-\beta) K_T^\beta L_T^{-\beta}}{(1-\alpha) K_N^\alpha L_N^\alpha} \quad (6)$$

为了能够更直观地表示  $P_N$  与  $L_N$  之间的相互关系, 我们把方程 (5) 和 (6) 描在以  $L_N$  为横

轴， $P_N$ 为纵轴的坐标平面内。所以图2中，代表产品市场均衡的方程(5)，就是一条向下倾斜的曲线GG；代表劳动力市场均衡的方程(6)，就是一条向上倾斜的曲线LL。

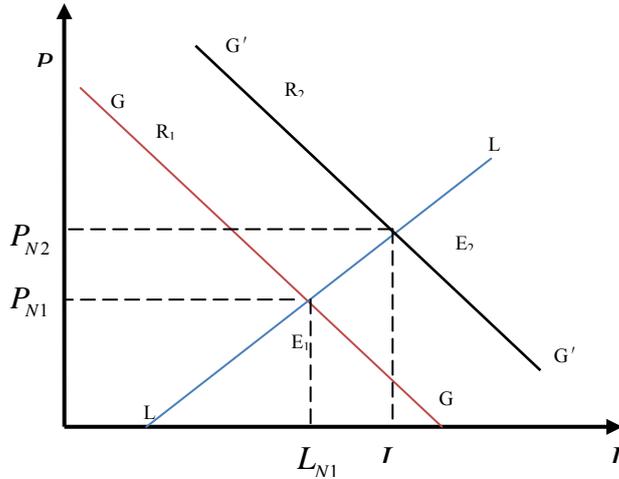


图2 资源开发对不可贸易部门劳动份额的影响

从图2中，我们可以得出，当自然资源开发收益 $R_1$ 增加到 $R_2$ 时，导致GG曲线向右平移到 $G'G'$ ，导致不可贸易部门产品价格从 $P_{N1}$ 上升为 $P_{N2}$ ，劳动力从业数量从 $L_{N1}$ 上升为 $L_{N2}$ 。我们把上述结论总结成命题1<sup>①</sup>。

**命题1：**自然资源开发收益的增加，使得不可贸易部门产品价格上升，劳动力从可贸易部门流向不可贸易部门。

## (二) 资源开发收益与要素收入分配

由于普通劳动者的收入主要来自工资，而非资本利得，所以经济中劳动报酬占GDP的比重越高，说明收入分配越平等；反之，资本收益所占比例越高，说明收入分配越不平等，所以我们用资本收益与劳动报酬之比来衡量社会收入的不平等：

$$I = \frac{rK}{wL} \quad (7)$$

我们假设在短期内，劳动生产率 $H_N$ 和 $H_T$ 是不变的，自然资源开发收益 $R$ 的冲击只能通过不可贸易商品价格 $P_N$ 的变化以及由此引起的劳动力流动来得到反应。具体而言， $R$ 的增加使得收入水平 $Y$ 提高，进而导致不可贸易商品价格上升，工资水平上升，劳动力从可贸易部门转移到不可贸易部门，不可贸易部门资本收益增加，可贸易部门资本收益下降。

我们定义 $\hat{I} = d \ln I = dI / I$ ，根据方程(7)，我们得到 $\hat{I} = \hat{r} - \hat{w}$ ，进一步整理我们得到要素收入分配程度的表达式：

$$\hat{I} = (1 - \frac{\lambda}{\gamma}) \hat{L}_T \quad (8)$$

根据命题1，我们知道自然资源开发收益 $R$ 的增加会使得不可贸易部门劳动力 $L_T$ 下降，

<sup>①</sup>详细推导过程请参阅 Goderis and Malone (2008)。

所以自然资源开发导致  $\widehat{L}_T < 0$ 。可见，要素收入分配的变化主要取决于  $(1 - \frac{\lambda}{\gamma})$  的符号。

经过整理，我们得到<sup>①</sup>：

$$(1 - \frac{\lambda}{\gamma}) = \frac{(\beta - \alpha)(1 - \lambda)}{\beta(1 - \alpha)} \quad (12)$$

由于  $\alpha, \lambda > 0$ ，所以  $(1 - \frac{\lambda}{\gamma})$  的符号完全取决于  $(\beta - \alpha)$  的大小，如果  $\alpha > \beta$ ，即不可贸易部门与可贸易部门相比更加资本密集时， $1 - \frac{\lambda}{\gamma} < 0$ ，加之资源开发收益导致  $\widehat{L}_T < 0$ ，所以  $\widehat{I} > 0$ ，即不平等程度将上升；如果  $\alpha < \beta$ ，即不可贸易部门与可贸易部门相比更加劳动密集时， $1 - \frac{\lambda}{\gamma} > 0$ ，资源开发收益又导致  $\widehat{L}_T < 0$ ，所以  $\widehat{I} < 0$ ，即不平等程度将下降。我们把上述分析结论总结为命题 2。

**命题 2：**在劳动力可以自由流动的情况下，如果不可贸易部门与可贸易部门相比属于更加资本密集时，那么资源开发收益将导致要素收入分配程度上升；如果不可贸易部门与可贸易部门相比属于更加劳动密集时，那么资源开发收益将导致要素收入分配程度下降。

### （三）劳动力跨期流动与要素收入分配

一般情况下，一国的不可贸易部门（主要指服务业）属于劳动密集型部门，所以资源开发收益将导致要素收入分配程度下降。但是，在现实情况下，劳动力的跨部门流动并非一蹴而就，需要一定的搜索、决策和调整时间，许多劳动者往往是在下年年初或者几个月之后才更换工作岗位，从一个部门流向另一个部门，因此当期的自然资源收益的冲击导致的不可贸易部门产品价格上升，并不能马上带来劳动力的迅速转移；另一方面，短期内劳动合同存在较强的刚性约束，使得不可贸易部门工人的工资并不能随着资源收益的增加而增加。因此，在短期内，如果自然资源收益增加，可贸易部门劳动力并不能快速转移到不可贸易部门，无法分享资源开发收益增加带来的好处；同时，不可贸易部门劳动力由于工资刚性的约束，也很难分享资源收益增加带来的好处，最终，自然资源收益的变化主要被资本获得，反而会进一步增加要素收入分配。

据此我们就可以得出结论：在短期内，如果劳动力无法做出迅速调整，那么即便不可贸易部门属于劳动密集型部门，自然资源收益的冲击也不会导致要素收入分配的下降，反而会增加要素收入分配。但是，上期的自然资源收益冲击会影响当期的劳动力转移，如果上期的自然资源收益增加，就会使得当期的劳动力从可贸易部门转移到不可贸易部门。一般情况下，一国的不可贸易部门往往是服务业部门，所以上期自然资源收益的正冲击就会降低当期的要素收入分配，据此我们把命题 2 修订为命题 3：

**命题 3：**在劳动力的跨部门流动无法及时实现时，如果不可贸易部门与可贸易部门相比属于更加劳动密集时，那么本期的自然资源开发收益将导致本期要素收入分配程度上升，导致下期的要素收入分配程度下降。

<sup>①</sup>详细推导过程请参阅 Goderis and Malone (2008)。

## 四、实证分析

### （一）变量选择与数据

国家统计局发布的采用收入法计算的地区生产总值构成项目中，GDP分为劳动者报酬、营业盈余、固定资产折旧、间接税四项，其中营业盈余和固定资产折旧合称为资本收入。根据上面的理论模型，本文的被解释变量要素收入分配（*inequ*），用营业盈余（*capital*）与劳动者报酬（*wage*）之比来表示，即： $inequ = capital/wage$ 。这里之所以在资本收入中剔除了固定资产投资是因为根据白重恩和钱震杰（2010）的研究，造成1995—2007年间劳动者报酬相对于资本收入下降的一个重要原因是产业结构转型，而不同产业结构之间固定资产折旧的差别是非常大的，各省的产业结构更是存在较大差异，为了提高数据的可比性，我们在资本收入中剔除了固定资产折旧，用营业盈余来表示资本收益。

本文的解释变量为资源开发力度（*resource*）和燃料、动力类购进价格指数（*price*）。由于自然资源种类较多，为了能够得到统一的计算口径，以便准确比较各省自然资源开发的差异，我们只包括了原煤、原油和天然气3种自然资源，然后采用中国科学院的下述折算公式：

$$\text{标准煤产量} = \text{原煤产量} \times 0.714\text{t/t} + \text{原油产量} \times 1.43\text{t/t} + \text{天然气产量} \times 1.33\text{t}/1000\text{m}^3$$

进行了折算，得到统一的各省、自治区的标准煤产量，由于各省人口存在较大差异，如果仅仅用总量来表示资源开发力度可能会存在偏差，所以我们又用各省人均标准煤产量来表示各省的资源开发力度。根据图1.2的直观结论，我们还控制了*resource*的二次项。我们也尝试采用了采矿业从业人员占总人口的比重和采矿业固定资产投资占总固定资产投资的比重来表示资源开发力度，但是并不显著，所以本文并没有给出相关结果。由于价格指数变化较大，所以我们以1988年为基期，对燃料和动力类购进价格指数进行了调整。

根据既有研究对造成要素收入分配程度因素的分析，本文的控制变量包括：人均GDP（*pgdp*）的对数值；对外开放度（*open*），用进出口总额占GDP的比重来表示；国有企业固定资产投资占总固定资产投资的比重（*market*），*market*越大，表明市场化程度越低；人口受教育程度，我们分别计算了初中、高中和大专及以上学历人口占总人口的比重，并用*junior*、*high*和*college*来表示，我们也计算了初中及以上学历人口占总人的比重（*edu*）。根据教育过度化理论，当接受较高等级教育的人越来越多时，小学生胜任的工作由中学生代替，中学生胜任的工作由大学生代替，可能就会出现工资收入的下降，所以，我们在回归中控制了这些变量的二次项。最后，人口压力带来的供给冲击，也会影响劳动者的工资水平，所以，我们也控制了劳动力丰裕度变量*labor*，用15-60岁人口占总人口的比例来表示<sup>①</sup>。各变量的描述性统计特征如表1所示。

<sup>①</sup>按照中国国家统计局的统计口径，0-14岁人口是儿童，不属于劳动力范畴，60岁以上人口已经进入了退休年龄，也不属于劳动力范畴，只有大于等于15岁且小于60岁的人口是劳动力范畴。

表 1 各变量的描述性统计特征

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
inequ	140	0.3377	0.1770	0.0699	1.0776
price	140	242.0429	32.28642	193.4	311.6
pgdp	140	0.6284	0.3871	0.1507	2.5327
open	140	0.0978	0.0397	0.0361	0.2960
market	140	0.5805	0.1342	0.2994	0.8728
resource	140	1.5716	1.6278	0.0018	10.5209
labor	120	0.7358	0.0309	0.6553	0.80772
junior	120	0.2759	0.0494	0.1630	0.3703
high	120	0.0918	0.0270	0.0303	0.1565
college	120	0.0375	0.0188	0.0070	0.0945
edu	120	0.4051	0.0842	0.2419	0.5615

## (二) 数据

本文所用数据均来自《中国统计年鉴》，时间跨度为1994年至2007年，之所以把1994年作为起点是因为国家统计局从1994年才开始提供各省的按收入法计算的GDP，而之所以把2007年作为终点是因为2008年发生的“华尔街金融危机”会对数据产生一个较大的冲击，改变数据的平稳性，为了数据的可比性，本文的数据截止到2007年。由于数据缺失较为严重，我们在样本中剔除了西藏自治区，为了数据的可比性，我们把重庆和四川进行了合并计算，最终本文所指的西部地区包括：陕西、内蒙古、宁夏、新疆、青海、甘肃、广西、贵州、云南、四川。国家统计局在2003年对收入法GDP的统计口径和核算方法做了两点调整。第一，个体经济业主收入从劳动收入变为营业盈余；第二，对农业不再计营业盈余，统一计为劳动报酬。统计口径和核算方法的改变使得数据的连续性受到影响，白重恩和钱震杰（2009b）认为不可能估算出与2003年在统计口径和统计核算方法上都可比的劳动收入份额，不过他们也认为，即便是进行了数据校正，中国劳动占比下降的趋势依然是存在的。同时，本文采用的是面板数据，而不是单纯的时间序列数据，统计口径和统计核算方法的调整对所有样本的影响始点和力度是相同的。所以，基于上面两个原因本文并没有对数据进行修正。

## (三) 回归结果

为了有效减少模型设定偏误造成的影响，我们进行了多方面的检验，首先，我们对个体效应的显著性进行了 Breusch-Pagan 拉格朗日乘子检验，BP 检验结果为：chi2(1)=65.07，Prob>chi2 =0.0000，这一结果明显支持随机效应模型。但是，由于固定效应模型也可以得出相同的统计结论，因此我们又进行了 Hausman 检验，最终判定采用随机效应面板数据模型还是固定效应面板数据模型，检验结果为：chi2(6)=1.57，Prob>chi2=0.9544，说明随机效应模型优于固定效应模型。最终的计量模型如下所示：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 R_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $y$  表示被解释变量,  $R$  为资源开发收益,  $Z$  表示控制变量的向量集;  $i$  表示横截面数据,  $t$  表示时间序列数据; 截距项为  $\beta_0$ ; 随机误差项  $\varepsilon_{i,t}$  代表模型中被忽略的随横截面和时间而变化的因素的影响。

本文所用软件为 stata10.0MP 版。为了能够最大限度地利用面板数据的优点, 减少可能的存在的异方差性和序列相关性, 尽量减少估计误差, 本文的所有随机效应模型的估计方法为可行的广义最小二乘法 (FGLS), 回归结果如表 2 所示。

表 2 自然资源开发对要素收入分配的影响

回归方程	被解释变量 inequ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnpgdp	0.058* (1.82)	0.056* (1.75)	0.067* (1.91)	0.056 (1.43)	0.048 (1.42)	0.062* (1.80)
open	0.036 (0.15)	-0.009 (-0.04)	0.086 (0.37)	-0.184 (-0.78)	-0.082 (-0.34)	-0.367 (-1.47)
market	0.220** (2.42)	0.254** (2.55)	0.239*** (2.60)	0.254*** (2.89)	0.220** (2.41)	0.205** (2.21)
price	0.005*** (10.56)	0.005*** (10.51)	0.005*** (10.51)	0.005*** (10.85)	0.005*** (10.47)	0.004*** (7.35)
resource	-0.037*** (-3.11)	-0.040*** (-3.22)	-0.038*** (-2.88)	-0.035*** (-2.162)	-0.043*** (-3.26)	-0.171*** (-3.78)
resource <sup>2</sup>	0.007*** (4.77)	0.007*** (4.81)	0.006*** (4.41)	0.006*** (4.13)	0.007*** (4.70)	-
labor	0.116*** (4.20)	0.107*** (3.36)	0.117*** (3.61)	0.124*** (4.65)	0.091*** (2.78)	0.121*** (3.72)
junior	-	0.582 (0.38)	-	-	-	-
junior <sup>2</sup>	-	-0.746 (-0.27)	-	-	-	-
high	-	-	-3.505** (-2.21)	-	-	-
high <sup>2</sup>	-	-	18.19** (1.98)	-	-	-
college	-	-	-	-4.388** (-2.47)	-	-
college <sup>2</sup>	-	-	-	53.345*** (3.15)	-	-
edu	-	-	-	-	-1.306* (-1.64)	-1.242 (-1.53)
edu <sup>2</sup>	-	-	-	-	1.808* (1.77)	1.635 (1.57)

resource* price	-	-	-	-	-	0.001*** (4.09)
常数项	-1.743*** (-5.76)	-1.810*** (-4.53)	-1.608*** (-5.02)	-1.796*** (-6.08)	-1.354*** (-3.68)	-1.286*** (-3.43)
样本量	120	120	120	120	120	120
Wald $\chi^2$	545.50	549.29	570.67	607.06	564.25	538.59

注：括号中的数值为 z 值；\*\*\*、\*\*和\*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平

从表 2 中我们看到，资源开发数量与要素收入分配之间存在二次相关性，一次项系数为负，二次项系数为正，且都通过了 1%的显著性水平检验，而且这种关系非常稳定。这就说明两者呈现 U 型关系，当自然资源开发规模较小时，资源开发有效降低了要素收入分配；当自然资源开发规模较大时，资源开发数量则增加了要素收入分配，也验证了图 1.1 和图 1.2 的直观结论。通过简单计算我们得到能够使要素收入分配最低的人均资源开发数量的临界值为 2.79，低于临界值人均资源开发数量可以降低要素收入分配，高于临界值人均资源开发数量反而恶化要素收入分配。造成这种现象的原因可能是由于大规模资源开发为资本投资创造了许多高回报的投资机会，从而提高了资本收益；另一方面，西部地区劳动力充裕，劳动供给往往大于需求，需要向沿海省份输出大量的劳动力，因此，西部地区资源开发收益导致的劳动力需求增加并没有带来西部地区工资水平的明显上升，从而扩大了西部地区的要素收入分配。燃料和动力类购进价格指数 price 的回归系数显著为正，说明资源价格增加带来的自然资源收益主要被资本所获得，劳动者无法平等分享，造成收入差距扩大。我们在回归方程（6）中还添加了资源数量和资源价格的乘积项，以表示资源收益变化对要素收入分配的影响，从表 2 中我们看到结果显著为正，说明西部地区的资源开发收益恶化了西部地区的要素收入分配，也与命题 3 的分析结论一致。

从表 2 中我们也看到，lnpgdp 系数为正，在回归方程（1）、（2）、（3）和（6）中通过了 10%的显著性水平检验，说明人均 GDP 越高的省份，收入差距反而越大，这就表明中国目前的收入状况仍然处于“库兹涅茨倒 U 型假说”的左半部分。我们也看到 market 系数显著为正，说明国有经济比重越高的省份，也即市场化程度越低的省份，要素收入分配程度越大。这可能是由于国有企业对劳动力需求的门槛较高，劳动合同非常稳定，阻碍了劳动力的自由流动，使得国有企业职工工资和民营企业职工工资水平出现较大差距，要素收入分配程度恶化；民营经济对劳动力的需求门槛较低，劳动力流动较为顺畅，能够有效地减少了要素收入分配。此外，我们的分析表明，对外开放程度并不是要素收入分配的显著性影响因素。本文的研究结论与白重恩和钱震杰（2010）的结论不同。当然，本文解释变量和被解释变量的度量方法与白重恩和钱震杰（2010）的方法存在明显差异，所以不具有直接的可比性。

在回归中，我们还控制了 15-60 岁人口占总人口的比例 labor，以考察劳动力相对丰裕度对要素收入分配的影响。劳动力丰裕使得中国劳动力较为缺乏谈判能力，企业利润往往被更多地归为资本收入，因此劳动力丰裕将恶化要素收入分配，这也与直观现实是非常相符的。从表 2 中我们看到，在所有回归方程里，labor 的系数都是显著地为正，这就说明人口压力

确实显著地恶化了要素收入分配。为了能够考察人口总体受教育程度对要素收入分配的影响，我们在方程（2）中添加了受过初中教育人口的比例及其二次项，我们看到两者都不显著，在国家大力普及九年制义务教育的背景下，接受过初中教育人口的比例大幅度提升，接受过初中教育并不能显著地影响收入差距。在方程（3）中添加了受过高中教育人口的比重及其二次项，在方程（4）中添加了受过大专及以上学历教育人口的比例及其二次项。从表 2 中我们看到，受过高中教育人口的比重一次项的系数为负，且通过了 10% 的显著性水平检验，二次项系数为正，但是不显著，这就说明受过高中教育人口的比重提高能够降低要素收入分配，但在高中阶段并不存在教育过度化。同时我们也注意到，受过大专以上学历教育人口比重与要素收入分配显著地呈现二次相关性，不仅一次项显著，二次项也显著，这也从一个层面表明在高等教育阶段，中国教育过度化是存在的，而且恶化了要素收入分配。

1999 年 9 月，中央明确提出实施西部大开发战略，2000 年开始，国家不仅出台了许多优惠政策，也上马了一批大项目，全面推动“西部大开发”。那么，“西部大开发”战略是否显著地改变了西部地区的要素收入分配呢？本文首先用 Chow 检验来判定 2000 年是否为一个结构突变点，采用同斜率、不同截距的面板数据形式（把截距项看成是未知参数进行处理）。以 2000 年为分界点，1994~2000 年数据为样本 1，2001~2007 年的数据为样本 2。令 SSR 为总体样本的残差平方和，SSR1 为样本 1 的残差平方和，SSR2 为样本 2 的残差平方和。如果模型不存在结构突变，则：

$$F = \frac{(SSR - SSR_1 - SSR_2)/(N + K)}{(SSR_1 + SSR_2)/[NT - 2(N + K)]} \times F(N + K, NT - 2(N + K))$$

其中 K 为解释变量的个数。同时，任何政策效应的发挥总是有一定的滞后性，因此我们用同样的方法检验了 2001、2002 和 2003 年是否存在结构突变，检验结果如表 3 所示。

表 3 Chow Test 结果

年份	LR 值	P 值
2000	6.78	0.5605
2001	9.58	0.2961
2002	15.16	0.0561
2003	31.11	0.0001

从表 3 中我们看到，2000 年，LR=6.78，P=0.5605，因此无法拒绝原假设，模型在 2000 年并不存在结构突变。2001 年也无法拒绝原假设，不存在结构突变，但是 2002 年，LR=15.16，P=0.0561，已接近 95% 的概率拒绝原假设，可以得出 2002 年存在结构突变的统计结论，但是 2003 年的 P 值更低，存在结构突变的结论在统计上更加可信。为了使结论更加可靠，我们又在回归方程（1）的基础上添加个年份虚拟变量，由于添加所有年份会带来共线性，所以以 1996 年为基准（部分数据从 1996 年开始），Stata 自动删除了 1996 年。由于篇幅有限，下面只报告了年份虚拟变量的回归结果。

表 4 年份虚拟变量回归结果

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
----	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

系数	-0.027	-0.083	-0.108	-0.078	-0.100	-0.100	-0.338	0.179	0.346	0.413	0.466
z 值	-0.80	-2.770	-3.390	-2.520	-3.040	-2.860	-0.940	3.930	5.950	5.850	5.780
P> z	0.421	0.006	0.001	0.012	0.002	0.004	0.347	0.000	0.000	0.000	0.000

从表 4 中我们看到，年份虚拟变量的系数在 2003 年之前都是负值，在 2003 年之后都是正值。这就说明 2000 年实施的“西部大开发”战略，并没有恶化当年的要素收入分配，但是在 2003 年之后，“西部大开发”战略的政策效果开始显现，西部地区的要素收入分配开始恶化。

从全国数据来看，2003-2004 年劳动收入占比突然下降了 5.25 个百分点。造成数据变化的原因是国家统计局在 2003 年对收入法 GDP 的统计口径和核算方法做了调整。因此，自然要问的问题就是：西部地区的要素收入分配恶化在 2003 年开始恶化是不是也是数据调整所致？为此我们在图 3 中比较了东部、中部、西部和全国的要素收入分配趋势，为了使图形更加直观，图 3 的纵轴表示劳动者报酬与营业盈余之比。从图 3 中我们可以清晰地看到，在 2002 年到 2003 年左右，与营业盈余（资本报酬）相比，西部地区的劳动者报酬开始快速下降，并且下降的速度明显快于东中部地区。但是，而在此之前，西部地区的劳动者报酬与营业盈余（资本报酬）之比，却明显高于东中部地区。在统计口径和统计方法一致的前提下，我们不能简单地认为西部地区收入水平的恶化是数据调整所致。

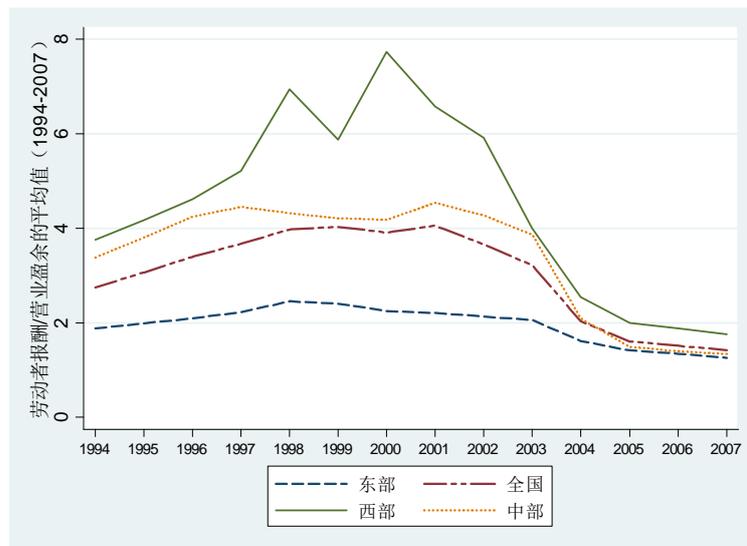


图 3 东部、中部和西部要素收入分配趋势比较

结合图 1.1 的时序图变化趋势、Chow 检验结果、年份虚拟变量的回归结果和图 3 的分地区比较结果，我们初步可以得出以下统计结论：西部大开发政策恶化了西部地区的要素收入分配，但这种政策效应在 2002 年到 2003 年左右才开始显现出来。当然，导致要素收入分配恶化的因素是比较多的，其中究竟有多大是由于西部大开发导致的还需要进一步分解，本文并不打算就此展开。

## 五、稳健性检验：动态面板数据

在上面的分析中，我们所添加的解释变量，例如，人均标准煤产量、人均 GDP、受教育水平、对外开放度、价格指数等变量都有可能依赖当期或者前期的经济增长率或者经济发展水平，因而可能具有内生性。加之，影响要素收入分配的因素较为复杂，本文所添加的控制变量和被解释变量之间可能存在联立内生性问题，从而影响模型的估计结果。为了能够有效考察资源开发与资源产品价格冲击对要素收入分配的动态影响，也考察前期要素收入分配对当期和后续各期要素收入分配的影响，验证前文的理论模型，更为了减少变量内生性对估计结果的影响，这一部分我们将使用动态面板数据重新进行估计。为此，我们把回归模型修改为：

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Z_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

其中， $\alpha_i$ 表示各省固定效应，其他变量与模型（1）相同。此外，如果用非平稳序列构造回归模型会导致虚假回归，所以在构建模型之前需要进行单位根检验，如果序列非平稳，就需要进行差分，直到序列平稳为止。由于每种检验方法都有其缺陷，所以我们采用了 IPS 和 LLC 两种检验方法，详细检验结果见附表。从附表中，我们看到，IPS 和 LLC 估计方法得出的结果都一直表明，各序列本身是非平稳序列，但是各序列的一阶差分都是平稳序列。

对于存在个体效应的动态面板数据模型，只有当 N 和 T 都趋于无穷时，才会得到一致性组内估计量，当 T 较小而 N 较大时，组内回归存在严重偏差。因此，为了消除个体固定效应，我们对模型（2）进行了一阶差分，得到：

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \beta (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \sum_{k=1}^K \gamma_k (Z_{i,t} - Z_{i,t-1}) + (u_{i,t} - u_{i,t-1}) \quad (2)$$

为了能够获得各解释变量系数的一致性估计，我们将应用Arellano和Bond（1991）等人发展起来的差分广义距估计方法（DIF-GMM）进行估计。在包含其他解释变量的动态面板数据模型中，都需要严格区分用其他解释变量是内生变量、前定变量还是严格外生变量。因为，如果添加的其他解释变量是内生变量，那么就可以采用其2阶滞后项或者大于2阶的多阶滞后项作为其工具变量；如果添加的其他解释变量是前定变量，那么就可以采用其1阶滞后项或者大于1阶的多阶滞后项作为其工具变量；如果添加的其他解释变量是严格外生变量，那么就可以采用其任意阶滞后项作为其工具变量。因此，在估计中对于内生变量、前定变量和严格外生变量的确定处理会影响工具变量的选择。

表4中给出了模型（2）的一步法（One-step）回归结果<sup>①</sup>。在回归方程（1）中，我们把lnpgdp、resource和price处理为前定变量，market、edu和open处理为严格外生变量；由于market、edu和open系数不显著，在回归方程（2）中，我们剔除了market、edu和open，我们把lnpgdp、resource和price处理为前定变量；在回归方程（3）中，我们考察了resource和price的交互项的变化对要素收入分配的影响，我们把lnpgdp、resource\*price处理为前定变量。最终回归结果如表5所示。

<sup>①</sup>尽管，两步法（two-step）的估计结果比一步法（one-step）更有效，但是，Arellano和Bond（1991）认为，在小样本情况下，用one-step估计结果进行统计推断更为可靠，因此本文没有给出two-step的分析结果。

表 5 稳健性检验结果

被解释变量: D.inequ			
回归方法	(6)	(7)	(8)
D.lnpgdp	0.419** (2.11)	0.109*** (3.67)	0.244*** (3.04)
D.open	0.077* (0.33)	—	—
D.market	0.109 (0.96)	—	—
D.edu	0.314 (1.16)	—	—
LD.inequ	0.575*** (6.90)	0.583*** (9.07)	0.620*** (10.43)
D.resource	0.021 (1.31)	0.036*** (2.87)	—
LD.resource	-0.004 (-0.26)	-0.011 (-0.75)	—
D.price	0.0018* (1.84)	0.0022*** (4.00)	—
LD.price	-0.0019** (-1.97)	-0.0020*** (-4.00)	—
D.price*resource	—	—	0.00017*** (3.45)
LD.price*resource	—	—	-0.00014*** (-2.53)
常数项	-0.016 (-1.46)	0.090 (0.67)	-0.013 (-1.60)
样本量	110	120	120
Wald $\chi^2$	1011.63	1152.31	1010.11
AR(1) test (P-value)	0.000	0.000	0.000
AR(2) test (P-value)	0.131	0.111	0.252
Sargan test (P-value)	1.000	1.000	1.000

注: L. 表示一阶滞后, D. 表示一阶差分; 括号中的数值为 z 值; \*\*\*, \*\*和\*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。

从表 5 中第 1 列, 我们可以看到, 本期的要素收入分配变化与上期的要素收入分配变化之间具有正相关性, 上期的要素收入分配变化对本期要素收入分配变化的影响系数为 0.575, 这就意味着要素收入分配会发生垂直累加, 上期的要素收入分配变化如果提高 1%, 当期的要素收入分配变化就会提高 0.575%, 要素收入分配并没有收敛, 而是继续扩大, 所以中国目前的收入分配状况仍然处于库兹涅茨“倒 U 型曲线”的左半部分, 回归方程 (6) 中人均 GDP 的系数显著为正也刚好说明了这一点, 这与 Goderis 和 Malone (2008) 等人的实证分析结论并不相同。造成这种状况的原因可能与中国劳动力丰裕而资本相对短缺, 导致

的资本收益率较高工资相对稳定有关，也可能与中国目前的税收体系有关，事实上，白重恩和钱震杰（2010）研究表明，税收负担每上升1个百分点，劳动收入份额就会下降0.8个百分点，劳动者是税负的主要承担者，其中具体原因还需要后续文章进一步深入分析，本文并不打算就此展开。无论如何，回归结果与近年来中国收入水平不断提高，要素收入分配不断恶化的现实非常吻合的。

从表5中第1列，我们可以看到，当期人均自然资源产量变化与要素收入分配变化正相关，上期人均自然资源产量变化也与要素收入分配变化正相关，但是都不显著。我们在回归方程（7）中剔除了market、edu和open三个不显著变量，重新考察人均自然资源产量变化与要素收入分配变化之间的关系，从表5第2列中我们看到，当期人均资源产量的增加与当期要素收入分配的变化之间显著正相关。我们也注意到，在回归方程（7）中，上期自然资源开发的变化对本期的要素收入分配的变化没有显著影响，可见自然资源开发数量变化对要素收入分配变化只有短期影响，而没有长期效应。

我们从表5第2列也看到，自然资源的价格的上升会恶化当期的要素收入分配，其中的影响机制与自然资源产量对要素收入分配的影响机制相同，也与回归模型（1）的回归结果相同。同时，我们也看到，上期自然资源价格的上升却会降低当期的要素收入分配。这可能是由于上期自然资源价格的上升对当期工资水平的影响，既有“收入效应”也有“替代效应”。自然资源价格上升，一方面提高了当地的收入水平，增加了消费，提高了不可贸易部门的物价水平，诱发了当期工资水平的提高，这就是“收入效应”；另一方面，上期自然资源价格的上升，也会使得不可贸易部门工资水平上升，工人从其他行业转移到不可贸易行业，这就是“替代效应”。在这两种效应的作用下，上期自然资源价格的上升就会降低当期的要素收入分配。这就很好地验证了本文理论模型中阐述的自然资源收益冲击对要素收入分配的影响机制。

在回归方程（8）中，我们考察了人均自然资源产量与自然资源价格的交互项，即自然资源开发收益的变化对要素收入分配的影响。我们看到自然资源开发收益的变化恶化了当期的要素收入分配，但是上期的自然资源开发收益的提高会降低本期的要素收入分配。这与回归方程（7）中的自然资源开发产量与自然资源价格的系数预测的方向非常吻合。回归方程中添加的其他解释变量与回归模型（1）的回归结论相同，这里不再展开。

此外，DIF-GMM估计方法要求残差项不存在二阶自相关和工具变量没有被过度识别，因此，我们进行了AR(1)、AR(2)和Sargan检验。从表5中，我们看到AR(2)假设被拒绝，不存在二阶自相关。同时，Sargan检验的结果表明，工具变量没有被过度识别，工具变量的选择也是有效的。

## 六、简要结论与启示

首先，本文阐述了自然资源开发对要素收入分配的影响机制，自然资源收益既带来“收

入效应”，导致不可贸易部门商品和劳务价格升高，从而使不可贸易部门工资水平提高；又带来“替代效用”，使劳动力从工资相对较低的可贸易部门流向工资相对较高的不可贸易部门。在劳动力流动可以及时调整的假设下，自然资源收益的正冲击可以降低要素收入分配。但是，现实中劳动力的调整决策和流动需要一定的时间，因此自然资源收益正冲击会提高了当期的要素收入分配，但是，上期的自然资源收益会降低本期的要素收入分配。

其次，本文利用西部地区 10 个省市的面板数据，构建了随机效应面板数据模型和动态面板数据模型，动用了 FGLS 和 DIF-GMM 估计方法，全面分析了自然资源开发收益对西部地区要素收入分配的影响，我们的分析表明，西部地区的自然资源开发收益确实恶化了西部地区的要素收入分配。其中，当期自然资源产量的增加恶化了当期要素收入分配，上期的自然资源产量增加对本期没有显著影响；当期的自然资源的价格提高恶化了当期的要素收入分配，但是上期的自然资源价格提高降低了本期的要素收入分配，实证分析较好地验证了理论模型分析的结论。

最后，需要指出的是，尽管本文认为西部地区的自然资源开发收益确实恶化了西部地区的要素收入分配，但是，资源丰裕是开发西部地区的最大优势，资源导向型发展道路仍然是西部地区发展的必然选择。因此，在对西部地区进行大规模自然资源开发的同时，政府必须改革现有的自然资源收益分配体制，让每个人都有机会分享自然资源开发带来的收益，促进社会和谐，增强西部地区可持续发展的能力。否则就有可能因为要素收入分配的恶化而危及西部地区的远景发展目标的实现，最终遭到资源的“诅咒”。

当然，本文在实证部分并没有分解出资源开发对收入不平的纯效应，这些都是后续研究努力的方向。

## 参考文献

- [1]白重恩,钱震杰,武康平.中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J].经济研究,2008(8): 16-28.
- [2]白重恩.抑制政企储蓄促进社会消费[N].经济参考报,2009-11-4(7).
- [3]白重恩,钱震杰.国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J].经济研究,2009(3): 27-41.
- [4]白重恩,钱震杰.劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J].世界经济,2010(12): 3-27.
- [5]胡援成,肖德勇.经济增长门槛与自然资源诅咒:基于我国省际层面的面板数据实证研究[J].管理世界,2007(4): 15-23.
- [6]李稻葵,刘霖林,王红岭.GDP中劳动份额演变的U型规律[J].经济研究,2009(1): 70-82.
- [7]罗长远.卡尔多“特征事实”的再思考:对劳动收入占比的分析[J].世界经济,2008(11): 86-96.
- [8]邵帅,齐中英.西部地区的能源开发与经济增长:基于“资源诅咒”的实证分析[J].经济研究,2008(4): 147-160.
- [9]邵帅,杨莉莉.自然资源丰裕、资源产业依赖与中国区域经济增长[J].管理世界,2010(9):147-160.

- [10] 孙永平, 叶初升. 资源依赖、地理区位与城市经济增长[J]. 当代经济科学, 2011(1):114-128.
- [11] 万广华. 收入分配的度量与分解: 一个对于研究方法的评介[J]. 世界经济文汇, 2004(1): 64-69.
- [12] 徐康宁, 王剑. 自然资源丰裕程度与经济发展水平关系的研究. 经济研究, 2006(1): 78-89.
- [13] Arellano, M. and Bond, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. Review of Economic Studies, 1991(2):277-297.
- [14] Arezki, R. and Ploeg F. Can the Natural Resource Curse be Turned into a Blessing? The Role of Trade Policies and Institutions[J]. IMF Working Paper ,No.07/55,2007.
- [15] Auty, R.M. Sustaining Development In Mineral Economies: The Resource Curse Thesis[M]. London: Rout ledge, 1993.
- [16] Bhattacharyya, S. and Hodler R. Natural Resources, Democracy and Corruption[J]. European Economic Review, 2010(5): 608-621.
- [17] Billon, P. L. The Political Ecology of War: Natural Resources and Armed Conflicts. Political Geography. 2001(20):561-584.
- [18] Birdsall, N., Pinckney, T. and Sabot R. Natural Resources, Human Capital, and Growth[A]. In Auty, R.M. (Eds.). Resource Abundance and Economic Development, Oxford: Oxford University Press, 2001.
- [19] Buccellato, T. and Alessandrini, M. Natural Resources: a Blessing or a Curse? The Role of Inequality[J]. SOAS Working Paper, No.98, 2009.
- [20] Bulte, E.H., Damania, R. and Deacon, R.T. Resource Intensity, Institutions, and Development [J]. World Development, 2005(7):1029-1044.
- [21] Collier, P. and Hoeffler, A. Resource Rents, Governance and Conflict[J]. Journal of Conflict Resolution, 2005(4):625-633.
- [22] Collier, P. and Hoeffler, A. Testing the Neocon Agenda: Democracy in Resource-rich Societies[J]. European Economic Review, 2009(3):293-308.
- [23] Collier, P. and Goderis, B. Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum[J]. OxCarre Research Paper ,No.2008-14, 2008.
- [24] Corden, W. M. and Neary, J. P. Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy[J]. Economic Journal, 1982(12):825-848.
- [25] Fum, R.M. and Roland, H. Natural Resources and Income Inequality: The role of Ethnic Divisions[J]. Economics Letters, 2010(3):360-363.
- [26] Goderis, B. and Malone, S.W. Natural Resource Booms and Inequality: Theory and Evidence[J]. CSAE Working Paper Series ,No.2008-11, 2008.
- [27] Gylfason, T. and Zoega G. Inequality and Growth: Do Natural Resources Matter?[A]. In Eicher T. and Turnovsky. S.J. (Eds.). Growth and Inequality: Theory and Policy Implications, MA: MIT Press, 2003.
- [28] Kolstad, I. and Wiig, A. It's the Rents, Stupid! The Political Economy of the Resource Curse[J]. Energy Policy, 2009(12):5317-5325.
- [29] Leamer, E.E., Maul, H., Rodriguez, S. and Schott, P.K. Does Natural Resource Abundance Increase Latin American Income Inequality? [J]. Journal of Development Economics, 1999(1):3-42.
- [30] López-Feldman, A., Mora, J. and Taylor, J. E. Does Natural Resource Extraction Mitigate Poverty and Inequality? Evidence from Rural Mexico[J]. Environment and Development Economics, 2007(2):251-269.
- [31] Mehlum, H., Moene, K. and Torvik, R. Institutions and the Resource Curse[J]. The Economic

- Journal,2006(1):1-20.
- [32]Olsson, O.Conflict Diamonds[J].Journal of Development Economics, 2007(2):267- 286.
- [33]Ross, M.How Can Mineral Rich States Reduce Inequality?[A].In Sachs, J.D.,Stiglitz, J.E. and Humphreys, M. (Eds.).Escaping the Resource Curse.New York: Columbia University Press, 2007.
- [34]Sachs J.D. and Warner, A.M. Natural Resource Abundance and Economic Growth[J].NBER Working Paper,No. 5398,1995.
- [35]Torvik, R.Learning by Doing and the Dutch Disease[J]. European Economic Review, 2001(2):285-306.

**附表：** 各变量单位根检验结果

变量名	Im-Pesaran-Shin test				Levin-Lin-Chu test				结论
	levels		differences		levels		differences		
	t-bar	P-value	t-bar	P-value	t-star	P>t	t-star	P>t	
inequ	-1.196	0.833	-2.510	0.001	0.348	0.636	-4.084	0.000	I (1)
lnpgdp	-0.730	0.992	-2.804	0.000	1.857	0.968	-3.026	0.000	I (1)
open	-1.299	0.740	-3.363	0.000	0.252	0.600	-7.360	0.000	I (1)
market	-1.135	0.876	-3.026	0.000	-1.363	0.086	-6.131	0.000	I (1)
resource	-0.384	1.000	-2.165	0.019	4.521	1.000	-1.880	0.030	I (1)
edu	-1.681	0.287	-2.784	0.000	-2.534	0.006	-5.414	0.000	I (1)