

转移支付促进区域市场整合了吗?

——以京津冀为例

谢 姗¹, 汪卢俊²

(1. 南开大学 经济学院, 天津 300071; 2. 南京财经大学 财政与税务学院, 江苏 南京 210046)

摘 要:文章基于京津冀整合进程的历史和现状,利用河北省11个城市1995—2012年的面板数据,分析了外商直接投资、财政分权度、国有企业就业比重、地区间的技术差距、地理距离和转移支付对河北与京津市场整合的影响。以转移支付为重点的实证研究表明:(1)中央对河北省的转移支付总量对河北与京津市场整合的促进作用并不显著;(2)在转移支付构成中,专项转移支付显著促进了河北与京津的市场整合;(3)税收返还则显著地妨碍了市场一体化进程;(4)一般性转移支付的促进作用不显著。这说明中央的专项转移支付为河北融入京津市场一体化提供了一个突破口,据此,文章针对中央和河北省提出了相应的政策建议。

关键词:税收返还;一般性转移支付;专项转移支付;市场整合;京津冀

中图分类号:F812.4;F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)10-0031-14

一、引 言

陆铭等(2004)认为:在收益递增条件下,较发达地区在高技术产业方面具有比较优势,且技术进步速度较快,能够在分工谈判中获得较大收益;而落后地区则倾向于选择暂不加入分工体系,独自发展高技术产业,虽然在短期内丧失了分工的好处,却可以提高在未来分工收益中的谈判地位。然而,当落后地区选择暂不参与分工对自身更有利时,会造成社会总产品的减少和资源配置效率的损失。而中央的转移支付能够促使落后地区参与分工,具有资源配置的功能。范子英(2010)进一步提出,市场分割是各地区在财政分权体制下的一个理性选择,给予落后地区更多的转移支付,使其分享发达地区经济增长的好处,并且当转移支付的量能使得落后地区参与分工的效用超过市场分割的效用时,落后地区也会采取策略性分工政策,促进国内市场规模经济的形成。范子英(2010)利用1995—2005年的省级面板数据进行了实证检验,发现转移支付确实能够显著促进国内市场整合,且在三项转移支付中,专项转移支付的促进作用最大,一般性转移支付和税收返还的作用并不明显。

2014年,习近平提出“加强环渤海及京津冀地区经济协作,实现京津冀协同发展是一个重大国家战略”,“京津冀三地要建立科学长效机制,加强顶层设计,并从财政政策、投资政策等方面拟定具体政策”。来自最高层的关注使京津冀地区一体化成为继我国创建深圳经济特区、开发上海浦东新区之后的又一“一号工程”。尽管京津冀三地地域毗邻、语言风俗相似,具有良好的经济合作基础。然而,长期以来河北省为京津提供资源和流动性要素,但从京津地区分享到

收稿日期:2015-07-22

基金项目:国家社科基金重大项目(11&ZD049)

作者简介:谢 姗(1988—),女,河南清阳人,南开大学经济学院博士生;

汪卢俊(1985—),男,安徽安庆人,南京财经大学财政与税务学院讲师。

的经济好处较少,河北与京津发展差距较大,环京津贫困带触目惊心,京津冀市场一体化水平也较低。随着京津冀经济一体化战略的提升,缩小河北与京津的发展差距,促进河北与京津的市场一体化得到了决策层的高度重视。因此,针对促进河北省与京津市场整合进程的研究具有极强的现实意义和政策价值。在陆铭(2004)和范子英(2010)研究的基础上,本文以京津冀地区为样本,分析中央对河北省(落后地区)给予更多的转移支付是否能够显著地促进其与京津(发达地区)的市场整合,并进一步分析税收返还、一般性转移支付和专项转移支付对河北与京津市场整合的影响。本文将京津冀作为研究对象,并从河北的视角分析其与京津的市场整合问题,对于缩小河北与京津发展差距,实现河北与京津的市场整合具有重要现实意义;分析不同转移支付项目对河北与京津市场整合的影响,对中央实行京津冀顶层财政政策设计和河北省省内的转移支付安排具有一定的政策启示。

二、理论基础

关于市场分割的测量方法有很多,通常采用的有贸易法(Mccallum,1995 等)、生产法(郑毓盛和李崇高,2003)、经济周期法(Mody 和 Wang,1997;Xu,2002)、问卷调查法(李善同,2004 等)及相对价格法(Engel 和 Rogers,1996;Parsley 和 Wei,2002)。不同的研究基于不同的理论和方法得到了不尽相同的研究结论。贸易流量法的流量数据较难获得,特别是我国现有的历年统计年鉴没有包括各地区的贸易量,即便贸易数据可以获得,也因为地区间贸易容易受规模经济、技术创新和商品替代弹性等因素的影响,贸易量的变化并不完全是市场一体化上升(下降)造成的贸易流量增加(减少)。生产法的应用缺乏统一的生产结构标准,且我国的产业结构趋同也可能是由快速的工业化进程本身造成的。影响经济周期的因素还包括自然灾害、政治事件等,仅以经济周期的相关程度判断市场处于整合或分割状态,会存在较大的偏误。问卷调查法的研究周期较长,数据的准确性很大程度上取决于问卷设计的质量和受访者的配合程度,数据收集难度大,在实际中应用的较少。由于价格中包含较多的信息,不论是商品市场还是要素市场的整合程度都可以通过商品的价格信息予以反映,因此,相对价格法的应用较为灵活。且相对其他方法而言,不论贸易是否发生,产品的可替代程度、市场规模和要素禀赋如何,相对价格法都可以直接反映出市场一体化程度的变化(李晓敏,2009)。此外,相对价格法以商品的零售价格指数为计算基础,较容易获得面板数据,便于计量分析和实证检验。本文采用相对价格法构造市场分割指数,描述河北各城市与京津的市场一体化状况。

我国 1994 年实行的财税体制改革,将大部分财政收入划归为中央收入,打破了财政包干体制下弱式中央政府的局面。随着财权的上移,事权的下放,国家有足够的财力实行转移支付政策,同时中央对落后地区给予转移支付,平衡区域经济发展成为我国现阶段经济发展战略上的重要选项。对转移支付的均等化效应研究,有两种不同的观点。一种认为财政转移支付的均等化效应明显,如李齐云和刘小勇(2009)、吴泽胜(2008)、张玉荣和冯毅(2010)等。另一种研究结论认为财政转移支付的均等化效应不明显,比较有代表性的是郭庆旺和贾俊雪(2008)、胡德仁和刘亮(2008)等。不同研究得到的结论之所以不同,主要是因为我国财政转移支付项目的变化较大,难以保持连续性,且由于不同学者在研究过程中基于不同的研究目的,采用的计量经济模型和数据也不尽相同,从而得到了差别较大的研究结论。

关于转移支付与经济一体化的研究并不多见,最早的研究是从公共财政的视角进行分析的,认为转移支付制度是财政分权体制的一个重要补充,通过转移支付可以实现国家层面

的经济一体化目标。这类研究包括：Persson 和 Tabellini(1996)认为在一个包含两层政府的财政分权体制下，通过适当的政府间转移支付制度安排，可以在实现国家宏观政策目标的同时，实现地区经济目标；Keen(1998)提出转移支付具有地区间收入再分配的功能，可以实现区际和国家层面的经济一体化目标；Boadway(2004)进一步指出，转移支付可以弥补由财政分权体制造成的地区间财力差距，通过转移支付中的均衡项目实现区际财力均等化，进而加快区域经济一体化的形成。自从新经济地理学兴起后，分析区域财政政策的空间效应成为新的研究热点，其中不乏有关政府转移支付政策与经济一体化的研究，比较有代表性的有：Owens 和 Sarte(2002)认为在一个资本可以自由流动和市场势力较强的模型中，政府间的转移支付可以形成一个更有效率的企业空间配置，从而加快区域经济一体化的形成；Forsild(2003)在三地区自由资本模型下分析了区域转移支付政策和经济一体化的互动关系，尤其关注了基础设施投资和对落后企业的补贴这两项转移支付所产生的区位效应；Hindriks 等(2005)利用 Hotelling(1929)的空间竞争模型进行研究，发现政府间转移支付可以防止落后地区通过税收优惠等方式进行恶性竞争，也可以避免各地区之间通过竞相降低税率而出现的“囚徒困境”局面；Sheard(2008)认为通过转移支付鼓励落后地区的产业集群，培育区域性增长极，可以促进落后地区和先进地区的经济一体化。国内学者范子英和张军(2010)研究了转移支付对 1995—2005 年中国省级市场一体化进程的作用，认为中央对落后地区的转移支付能够促进国内的市场一体化。

本文认为税收返还、一般性转移支付和专项转移支付对区域市场整合的影响机理是不同的，可分别从收入效应和支出效应来考察。不同转移支付项目对区域市场整合的影响如表1所示，“+”号表示促进了区域市场整合，“-”号表示妨碍了区域市场整合。

表 1 不同转移支付项目对区域市场整合的影响

	收入效应	支出效应	总效应
税收返还	—	—	—
一般性转移支付	+	—	+或—
专项转移支付	+	+	+

对税收返还而言，从转移支付的收入效应看，税收返还倾向于扩大地区间财力差距，有着较大税基的地方政府能够获得更多的地方补助，是一种非均等化补助。财力差距的扩大必然导致各地方政府在公共服务供给上出现差异，这在客观上会扩大地区差距，加剧地区市场分割。这也是该项补助在我国转移支付结构中地位日趋下降的原因。从税收返还的支出效应看，税收返还属于无条件补助，地方政府完全承担该公共服务的支出方向、结构和类型，也就是中央政府向地方政府让渡了该项转移支付的所有自治权，可看作是增量的财政分权。在区域市场中，虽然落后地区在财政分权体制下采取市场分割策略是一个理性选择(范子英和张军，2010)，但该项转移支付在支出上的分权效应妨碍了区域市场整合。

一般性转移支付用于均衡地区间财力差距，弥补落后地区的财政缺口。从收入效应看，一般性转移支付增加了落后地区的收益，降低了落后地区实行地区市场分割策略的动力，这一结论在陆铭等(2004)、范子英和张军(2010)的研究中都得到了体现，因而其对区域市场整合的影响为正。从支出效应看，一般性转移支付相当于无条件补助，地方政府对一般性转移支付的使用完全取决于自我选择，并独立承担其责任，属于完全意义上的分权，在此条件下，落后的地方政府会理性选择市场分割策略(范子英和张军，2010)，其对区域市场整合的影响为负。因此，一般性转移支付对区域市场整合的影响取决于收入效应和支出效应的综合效应，其影响大小和方向并不能单方面确定。

专项转移支付是上级政府为实现特定政策目标，以及委托下级政府代理一些事务而进

行补偿所设立的专项补助。因为并不能确定无条件转移支付是否会流向中央政府所关注的领域,因此设立了有条件补助,专项转移支付属于有条件补助,直接有效地体现了上级政府的政策意图,主要用于提供某些特定公共服务。从收入效应看,专项转移支付增加了落后地区的收益,与一般性转移支付的作用机理相同,其对市场整合有促进效应。从支出效应看,专项转移支付具有特定的用途,是国家实现宏观政策目标的财政手段;地方政府对该类公共服务的提供并没有决定性选择权,不存在分权体制下的理性选择。因此,中央政府从区域乃至全国的视角进行专项转移支付,并不在于个别地方利益的增减,而是致力于区域或全国的市场整合。综合收入效应和支出效应,专项转移支付对区域市场整合的影响为正。

相对范子英和张军(2010)的研究,本文的探索主要为:一是范子英和张军(2010)利用财政支出与财政收入的差值占财政支出的比重作为转移支付变量的替代指标,考察的是理论上的转移支付,而本文使用的是实际发生的转移支付,因此更具有说服力;二是前者计量估计模型的时间范围是 1995—2001 年,本文实证模型的时间范围为 1995—2012 年,较长的样本期使模型估计结果更可靠;三是前者利用省际面板数据分析国内市场整合,本文利用地级市面板数据并分析了税收返还、一般性转移支付和专项转移支付对河北与京津市场整合的影响,可为京津冀市场整合提出更为精准的政策建议。

三、京津冀地区市场分割与转移支付的演变

(一)市场分割指数的构造及市场分割的测量。本文利用相对价格法对京津冀地区 13 个城市 15 类商品的零售价格指数进行测算,得到了河北各城市与京津的市场分割指数。假设某种商品在 i 、 j 两地的售价分别为 p_i 、 p_j ,因运输成本或交易成本而导致的商品损耗确定为每单位价格的一个比例 c ($0 < c < 1$),当满足 $p_i(1-c) > p_j$ 或 $p_j(1-c) > p_i$ 时,地区间有套利机会,两地区会进行该商品的贸易。当上述条件满足时,商品的相对价格 p_i/p_j 在无套利区间 $[1-c, 1/(1-c)]$ 内波动,基于“冰山成本”模型的“相对价格法”认为,只要两地区的相对价格比值不超过一定区间,则认为两地区市场是整合的,即市场是一体化的。相对价格的波动范围越大,表明套利区间越大,市场整合程度越弱。以相对价格的方差作为市场一体化程度的动态指标,如果方差随着时间推移而逐渐变窄,则认为相对价格波动的范围在逐渐缩小,无套利区间 $[1-c, 1/(1-c)]$ 变窄,两地区间的市场整合程度提高。

采用商品零售价格指数计算相对价格方差,需要 3 维($t \times m \times k$)的面板数据,其中, t 为时间, m 为地区, k 为商品。对两两地区组合在每一年求其 k 种商品相对价格的方差,其方差记为 $Var(q_{ijt}^k)$ 。 $Var(q_{ijt}^k)$ 反映了由市场分割所导致的套利区间,即 k 种商品的价格波动范围, $Var(q_{ijt}^k)$ 越大,套利区间越大,市场分割程度越大。对 3 维的面板数据而言,若将商品种类 k 与观测地区 i 、 j 固定,则得到截面数据,共有 $k \times m \times (m-1)/2$ 个方差值,该方法损失了时间维度的信息,不能体现数据的动态特征。因此,本文首先将观测地区 i 、 j 和时间 t 固定,计算两地在给定时期的各类商品价格变动平均值的方差 $Var(p_i'/p_j')$,得到的方差个数为 $t \times m \times (m-1)/2$ 的时间序列数据,从而为利用时间序列的自身运动规律检验市场分割的变化趋势奠定了基础。该方法综合了各类商品的价格信息,可从总体上反映商品市场的整合程度。

为了有效地控制异方差和偏态性,也为了避免自变量的系数随着因变量测度单位的变化而变化,我们借鉴 Wooldridge(2000)的方法对因变量取对数,同时,鉴于原始数据是商品零售价格的环比指数,采用一阶差分形式可以更好地利用环比数据的信息构造市场一体化

指标。本文取价格比自然对数 $\ln(P_{it}^k/P_{jt}^k)$ 的一阶差分形式为 Q_{ijt}^k , 令:

$$Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k) = \ln(P_{it}^k/P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k/P_{jt-1}^k)$$

其中, i 地和 j 地的分子分母置换可以得到 $-Q_{ijt}^k$, 表示幅度相同、方向相反的价格套利。因此, 对一阶差分 Q_{ijt}^k 取绝对值, $|Q_{ijt}^k|$ 包含对称区间套利的情况。

考虑到 $|Q_{ijt}^k|$ 中与某一特定商品种类相联系的固定效应, 若没有消去该类因素对 $|Q_{ijt}^k|$ 的影响便与其他商品的相对价格加总求方差, 会高估市场分割程度。因此, 在构造市场分割指数时, 假设与商品种类相联系的固定效应为 a^k , 对给定年份 t 、给定商品种类 k 的 $|Q_{ijt}^k|$ 在 $m \times (m-1)/2$ 组地区间求平均值 $\overline{|Q_t^k|}$, 再分别用 $m \times (m-1)/2$ 个 $|Q_{ijt}^k|$ 减去 $\overline{|Q_t^k|}$, 从而得到:^①

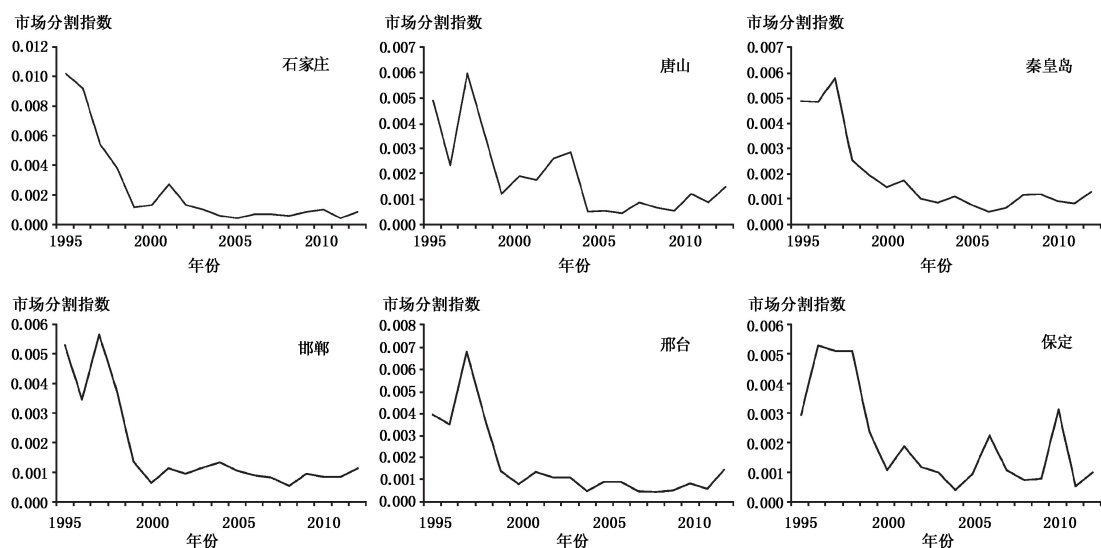
$$|Q_{ijt}^k| - \overline{|Q_t^k|} = a^k - \overline{a^k} + (\epsilon_{ijt}^k - \overline{\epsilon_{ijt}^k})$$

其中, ϵ_{ijt}^k 是与 i 、 j 两地特殊市场环境或其他随机因素相关的变动部分。令:

$$q_{ijt}^k = \epsilon_{ijt}^k - \overline{\epsilon_{ijt}^k} = |Q_{ijt}^k| - \overline{|Q_t^k|}$$

最终用来计算方差的相对价格部分是 q_{ijt}^k , 此时单个的 q_{ijt}^k 已经不包含与特定商品种类特征相关的信息。

基于相对价格法的内涵, 所应用的商品部门应能够在一定程度上包含生产和生活的各个方面, 鉴于粮食和鲜菜同属食品部门, 本文将桂琦寒和陈敏等(2006)、陈红霞和李国平(2009)关于粮食和鲜菜用食品部门代替, 同时在保持其他产品部门类别不变的情形下, 将商品零售价格指数的商品种类扩展到统计信息所列示的全部范围, 增添了家用电器、家具、首饰(金银饰品)、交通通信、建筑材料与五金电料、机电产品部门, 这样便涵盖了生产资料、能源等与区域经济发展和人民生活息息相关的 15 类商品, 使纳入考虑的各类商品的价格信息更全面, 所计算的相对价格方差结果更具有代表性。河北各城市与京津的市场整合见图 1。



^①Parsley 和 Wei(2000 和 2001) 去除固定效应的方法是对 $|Q_{ijt}^k|$ 做 OLS 回归, 回归方程为 $|Q_{ijt}^k| = \beta |\overline{Q_t^k}| + \epsilon$, 残差值为 $q_{ijt}^k = |Q_{ijt}^k| - \beta |\overline{Q_t^k}|$ 是未被 $|\overline{Q_t^k}|$ 解释的部分, 两种方法实际上是等效的。

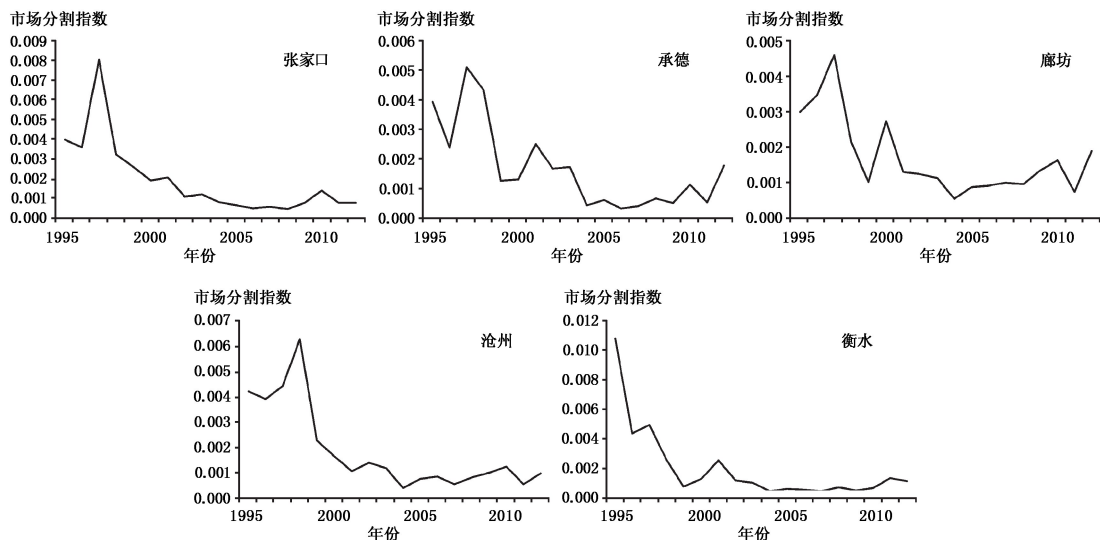
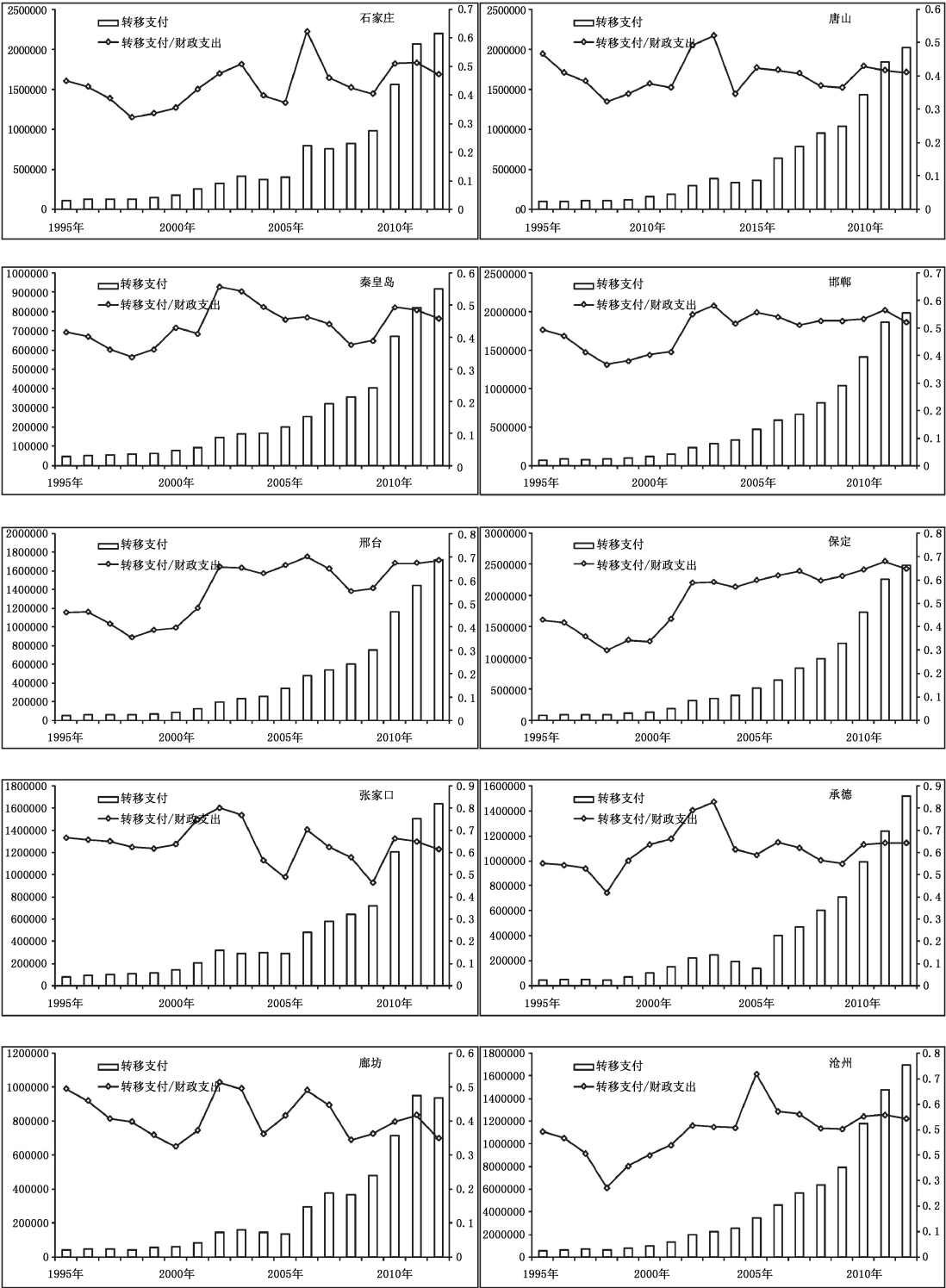


图 1 河北省各城市与京津的市场分割走势 (1995—2012 年)

图 1 纵轴表示各城市与京津的市场分割指数,指数越大,市场分割程度越强。从时间趋势上看,各城市与京津的市场分割走势总体上呈现 L 形,各城市在 2002 年左右均进入了较好的市场整合状态,稍有不同的是,保定、廊坊和承德在市场整合进程中呈现出一定的波动,表现为这些城市的市场分割指数在 2002 年以后具有较多的波峰和波谷。

(二)转移支付总量及结构分析。事实上,我国的转移支付制度一直与中央实行的财政分权改革相伴相行,对财税体制的每一次改革都伴随着对转移支付制度安排的调整。财税体制改革后,中央在财权上取得了绝对性的支配地位。第二年(1995 年)便开始实行转移支付制度,在当时被称作“过渡时期转移支付制度”。在制度实施初期,为减弱原本税收富裕地区对分权改革的抵触,将大部分税收收入作为了转移支付的一部分,称其为税收返还,返还给地方政府,尽管此举是对税收发达地区的一个妥协,但在一定程度上保证了财政分权改革的顺利实行。2000 年以后,中央对几种税种及税率都进行了调整,进一步加强对财政收入的集权程度,同时相应地也都伴随着转移支付制度的变更。如 2000 年,中央取消了地方行政性收费,并降低了农业特产税率和取消了屠宰税,缩减了基层政府的财政来源,降低了地方政府的财政收入,在公共品需求不变的前提下,地方政府对转移支付的需求变得更迫切。2001 年,中央实行了农村税费改革转移支付,对除了北京、天津、上海、江苏和广东等几个省之外的省份实行转移支付(Tsui, 2005; 尹恒等, 2007)。中央在 2002 年实行所得税改革,规定将税收收入增长的 50% (2003 年以后为 60%) 一次性全部计入一般性转移支付,用以缩小地区财力差距,弥补地区财政缺口,因此,转移支付力度的大幅度上升是从 2002 年才开始的。2004 年,中央在部分省份推行农业税减免,并于 2006 年在全国层面取消农业税的征收,针对地方财力的缩减,中央在 2004 年实施了配套的降低农业特产税和取消农业税的补助,在 2005 年又实施了缓解县乡财政困难的补助。河北省各城市的转移支付总量及其占财政支出的比重如图 2 所示。

由图 2 可知,从 1995—2012 年的整体趋势看,尽管各城市转移支付总量增加,但仅有邢台、保定和衡水的转移支付占财政支出的比重有略微的上升趋势,其他城市转移支付占财政支出的比重总体上保持不变(廊坊有轻微的下降趋势)。在 1995—1999 年间各城市的转移支付总量占财政支出的比重呈下降趋势,这是因为这一时期我国实行过渡时期转移支付制



度,国家财政用于转移支付的比例较小,相应地对各省市的转移支付也较少。因此,这一时期,河北各城市的转移支付总量占财政支出的比重是呈下降趋势的,表明中央对地方的影响是减弱的。1999年以后,各城市转移支付占财政支出的比重并没有明显的上升趋势,这可能是因为尽管在国家层面加大了转移支付的权重,但国家的转移支付更多地用于中西部落

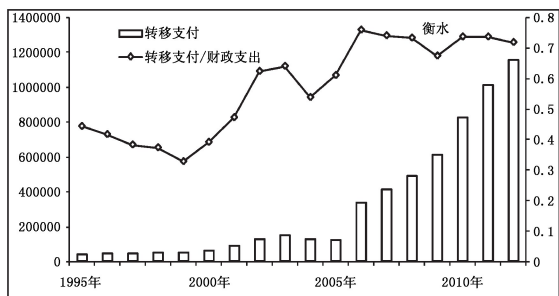
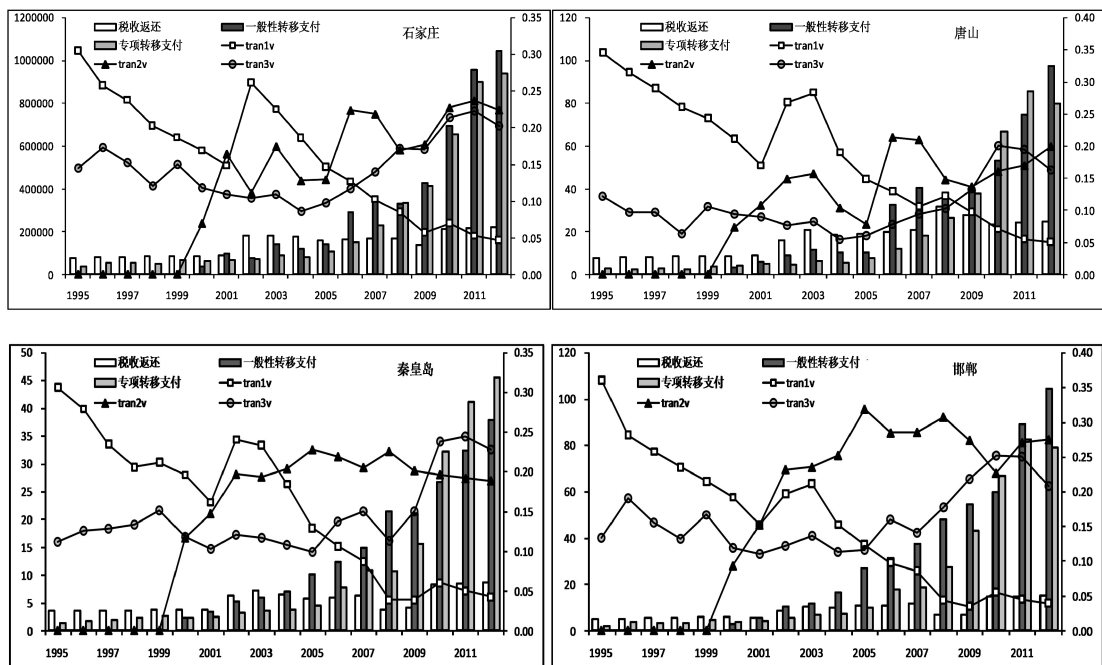


图 2 河北省各城市转移支付总量分析

后地区,河北各城市属于北部沿海地区,从中央得到的转移支付总量并没有额外的增加,因此,各城市转移支付占其财政支出的比例也未呈明显的上升趋势。

由图 1 和图 2 可见,河北各城市与京津的市场关系在 2002 年以后整体进入较好的整合状态,而各城市得到的转移支付总量占财政支出的比重并未明显上升,可见,转移支付总量增加与市场整合进程并没有明显的因果关系。这可能是由于转移支付结构中不同类型的转移支付对市场整合进程的影响不一致,有些是促进作用,有些则是妨碍作用,所以导致总量并没有呈现出明显的因果关系。在三项转移支付中,地方政府能够预期一般性转移支付的数额,且一般性转移支付不指定用途,不必担心项目的事后评估,地方政府的操作空间较大;专项转移支付具有政策导向性,一般用于激励地方政府提供公共物品,如教育、医疗、环境保护及农业领域等。从财政压力看,一般性转移支付和税收返还相当于无条件地增加地方的财力;而专项转移支付一般要求地方政府提供配套的资金,加大了地方的财政压力。从地域看,税收返还一般用于对沿海发达地区的转移支付;一般性转移支付主要用于平衡内陆地区的财力。随着一般性转移支付和专项转移支付的增大,原本的税收返还在转移支付结构中所占的比例越来越小。进一步对各城市的分项转移支付进行分析,结果见图 3。



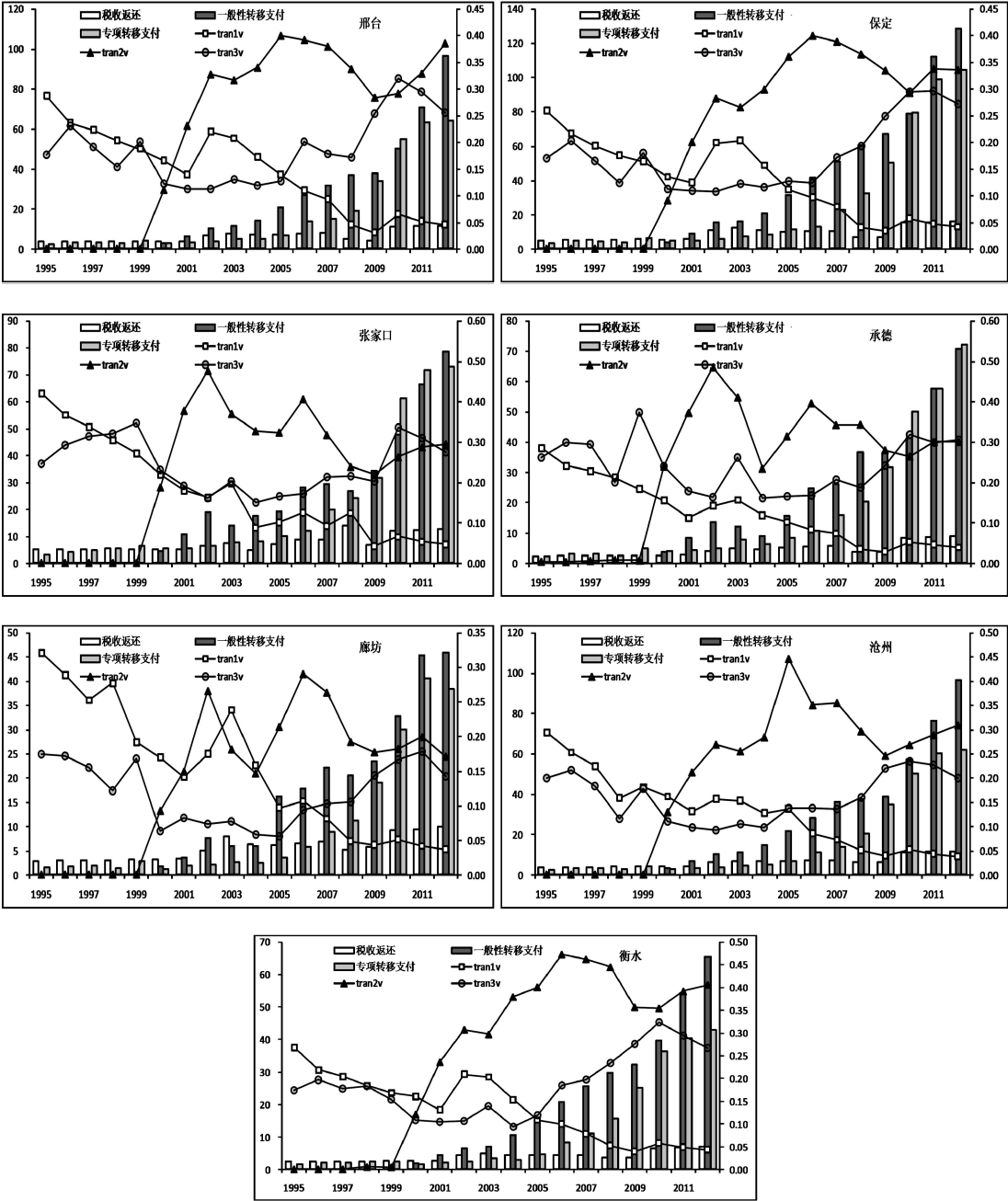


图 3 河北省各城市三项转移支付趋势图

图 3 中的 $tran1v$ 、 $tran2v$ 和 $tran3v$ 分别代表各城市的税收返还、一般性转移支付和专项转移支付占地方财政支出的比重。由图 3 可知,各城市税收返还的绝对数在 1995—2012 年间变动较小,相应的税收返还占财政支出的比重在 1995—2012 年间呈下降趋势。事实上,税收返还数额的多少是经济总量的体现,经济体总量大,收入较多,则相应的税收返还数额也较大。然而,国家在 2002 年实行所得税改革,将税收返还的大部分计入了一般性转移支付,从而引起税收返还的减少和一般性转移支付总额的增加。各城市的一般性转移支付在 1999 年之后呈几何级数增长,这是因为在实行转移支付制度初期,各城市仅有税收返还和专项转移支付两项,随后一般性转移支

付占财政支出的比重在 1999—2012 年间呈上升趋势。专项转移支付占财政支出的比重在 1995—2012 年间呈缓慢上升趋势,且除唐山市外,专项转移支付占财政支出的比重小于一般性转移支付占财政支出的比重。这可能缘于国家对一般性转移支付的高度重视。

四、实证模型

我们对影响河北与京津市场一体化的因素进行分析,尤其关注中央政府对河北省的转移支付是否显著地促进了其与京津的市场整合,并进一步对河北省各城市建立面板数据模型进行实证检验,所用软件为 *stata* 12.0。

(一)控制变量分析。

1. *SEGM* 代表上一期的市场分割水平。市场分割水平具有明显的动态特征,本期的市场分割水平受到上一期市场分割的惯性影响,因此,上一期的市场分割水平对本期市场分割水平的影响为正。

2. *FDI* 代表对外开放指标。采用河北省各城市实际利用外商直接投资额占 *GDP* 的比重表示,根据平均每年的人民币兑美元的折算价进行换算。利用 *FDI* 指标表示经济开放度的原因在于:实际利用外商直接投资是对外开放的一种重要方式,本文采用河北省各地级城市作为样本,时间跨度为 1995—2012 年,而河北省各城市的进出口数据从 2002 年才开始系统记载,进出口数据在部分时间段内不具备可获得性;同时,由于对外开放并不是本文研究的重点变量,因此,采用 *FDI* 作为对外开放的指标具有一定的合理性。河北省各地方政府为吸引外资,限制本地区的人才和资金等向京津流出,从而实行各种显性和隐性的贸易壁垒,因此,预计 *FDI* 对市场分割指数的影响为正。

3. *FD* 代表财政分权度。采用河北省各城市人均财政收入占河北省人均财政收入的比重表示,由于这一指标可以从国际货币基金组织发布的《政府财政统计》中获得数据支持而被大量采用,指标计算简单,且获得性较强(周业安和章泉,2008)。财政分权度越高,政府越倾向于为提高本地财政收入而扶持本地企业发展,限制本地资源、人才等向外流出,从而实行地方保护,加剧市场分割,妨碍市场一体化进程,预计该指标的系数为正。

4. *SOE* 代表国有化比重。采用国有企业职工人数占总职工人数的比例表示,地方政府通过对当地国有企业的保护,保护那些还未进入劳动力市场的潜在失业者(陈敏和桂琦寒,2007),特别是大量的城市隐性失业集中在国有化部门(袁志刚和陆铭,1998)。20 世纪 90 年代以来,产品竞争加强,需求不振,就业下调的粘性导致了国有企业冗员上升(董晓媛等,2002);此外,白重恩(2004)认为地方政府通过建立跨地区的竞争壁垒,可以得到特殊利益,因此倾向于保护国有企业;林毅夫和刘培林(2004)认为中国各省份实行地方保护是在改革开放后分权体制下的保护当地企业免于国际竞争和国内其他省份竞争的行为,类似于改革开放前,中央政府保护实行赶超战略的企业免于国际竞争的情形。该指标主要反映了就业压力,就业压力与地方经济的国有化程度直接相关,地方经济的国有化比重越大,地方就业压力就越大,地方实行市场分割的激励也越强,预计该指标的系数为正。

5. *TECH* 代表各城市人均 *GDP* 占京津人均 *GDP* 均值的比例,该指标表示河北省各城市与京津的技术差距,根据陆铭等(2004)的分析,经济落后的地方政府可能会采取地方保护政策,不按静态比较优势加入区域分工体系,以期可以在未来获得更多的收益,甚至扭转地方比较优势。因此,越是经济落后的地区,越有动力采取市场分割政策,预计该变量的系数为负值。

6. *DIST* 代表距离指标。一般而言,地理距离越远,贸易成本越高,即使政府不采取地

方保护政策，商品市场还是会受到地理空间距离的限制和影响，市场分割程度会增强。因此，应在模型中对距离因素进行控制，本文的距离变量采用河北省各城市距离北京和天津地面距离的算数平均数。各城市距离京津的地面距离利用 *Google Earth* 软件测量得到，预计该指标的系数为正。

7. *TRANS* 代表转移支付变量。该指标使用河北省各城市得到的转移支付量表示。

(二)模型估计。河北省各城市与京津的市场分割指数的计算采用京津和河北省各城市的 15 类商品零售价格指数，数据来自相应年份的《北京统计年鉴》、《天津统计年鉴》和《河北经济年鉴》。河北省各城市的人均 *GDP*、人均财政收入、实际利用外商直接投资额、国有企业职工人数和总职工人数来自相应年份的《河北经济年鉴》；全国人均财政收入、京津人均 *GDP* 指标来自 *Wind* 数据库；1995—2007 年河北省各城市的转移支付总量以及税收返还、一般性转移支付、专项转移支付来自《全国地市县财政统计资料》，2008—2012 年的转移支付数据来自相应年份的《河北财政年鉴》。

反映市场分割程度的动态面板模型建立如下：

$$SEGM_{it} = SEGM_{it-1} + \sum \beta_k X_{it}^k + \gamma TRANS_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型的被解释变量如第三部分所述，该指标表示河北省与京津的市场分割指数，由河北省与北京、河北省与天津的市场分割指数的算数平均值得到。为使估计系数不至太小而影响模型的估计效果，将这一被解释变量乘以 100。当市场分割程度减小时，该变量具有缩小的趋势。因此，若解释变量的系数为负，则表明该因素促进了市场整合进程；若解释变量的系数为正，表明该因素妨碍了市场整合进程。方程中的 *X* 是一组控制变量，分别包括对外开放、国有企业职工比重、技术差距、财政分权度和地理距离，*TRANS* 关注的是转移支付变量。在估计方法选择上，采用 Arellano 和 Bond(1991)发展起来的 *GMM* 估计方法，模型的估计结果汇总如表 2 所示。

表 2 模型估计结果汇总

解释变量	被解释变量(<i>SEGM</i>)					
	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)
<i>L1,SEGM</i>	0.376 *** (0.000)	0.364 *** (0.000)	0.386 *** (0.000)	0.365 *** (0.000)	0.368 *** (0.000)	0.372 *** (0.000)
<i>FDI</i>	−0.342 (0.783)	−0.212 (0.865)	−0.533 (0.670)	−0.178 (0.887)	−0.341 (0.782)	−0.625 (0.613)
<i>SOE</i>	0.493 *** (0.000)	0.485 *** (0.000)	0.515 *** (0.000)	0.506 *** (0.000)	0.445 *** (0.000)	0.495 *** (0.000)
<i>DIST</i>	−0.003 *** (0.000)	−0.002 *** (0.000)	−0.003 *** (0.000)	−0.003 *** (0.000)	−0.002 *** (0.000)	−0.002 *** (0.000)
<i>TECH</i>	0.932 ** (0.027)	0.909 ** (0.031)	0.893 ** (0.035)	0.862 ** (0.043)	0.951 ** (0.023)	0.786 * (0.061)
<i>FD</i>	0.400 * (0.052)	0.379 * (0.068)	0.394 * (0.056)	0.412 ** (0.046)	0.310 (0.135)	0.265 (0.199)
<i>TRANS</i>		−0.014 (0.157)				
<i>TRANS 1</i>			0.022 (0.222)			0.054 *** (0.006)
<i>TRANS 2</i>				−0.002 (0.282)		−0.002 (0.188)
<i>TRANS 3</i>					−0.059 *** (0.006)	−0.087 *** (0.000)
<i>Wald 检验 及 P 值</i>	729.47 (0.000)	727.84 (0.000)	731.07 (0.000)	733.05 (0.000)	750.01 (0.000)	776.35 (0.000)

注：距离变量不随时间而改变，因此在固定效应模型中不能得到该解释变量的系数；括号里为 *t* 检验的 *P* 值；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的检验水平上显著。

表 1 中方程(1)至(6)的估计结果显示，各方程中各控制变量的估计系数相差不大，一定程度上表明了本文计量模型估计的稳健性。由方程(1)至(6)可知，被解释变量的滞后一期

$L1.SEGM$ 在 1% 的显著性水平上对解释变量的影响为正,表明市场分割受到上期历史的惯性影响,符合现实情况;同时其估计系数的大小在多个方程中非常接近,也表明了该变量的稳健性。 FDI 系数为负,且不显著,这可能与未能考虑进出口贸易有关,同时,本文采用的是线性估计模型,而对外开放相关的变量对区域市场一体化的影响有可能是非线性的(陆铭和陈钊,2009);地理距离 $DIST$ 的系数为负,这可能是由于未能充分考虑交通工具和路网密度的影响,而河北各城市在样本期内的这方面数据极度缺乏;由于 FDI 和 $DIST$ 都不是重点解释变量,故不作详细分析。国有化比重 SOE 的系数符号均在 1% 显著性水平上符合预期。技术差距指标 $TECH$ 的系数显著为正,根据陆铭等(2004)的研究,不发达地区相对发达地区,前者越是落后,越是有激励采取分割市场的行为。本文将河北省各城市人均 GDP 占京津平均的人均 GDP 的比重作为技术差距指标,通过前面对各城市技术差距的分析,发现河北省各城市与京津的技术差距较大,即便是差距最小的唐山市,其人均 GDP 占京津人均 GDP 的比例在最好的年份也只达到 40% 左右,多数城市的人均 GDP 占京津人均 GDP 的比例不超过 30% 甚至不超过 20%,且这一技术差距除唐山市和承德市外还具有继续保持或扩大的趋势。可见,经济发展差距的巨大悬殊使得河北省各城市在与京津的市场一体化过程中始终处于经济落后的地位。因此,技术差距对市场一体化的影响为正符合理论预期,这一指标在方程(2)至(6)中均显著且系数值较稳定,一定程度上也支持了这一结论。财政分权指标 FD 在方程(1)至(4)中的符号显著为正,符合理论预期;在方程(5)至(6)中的符号为正但不显著,这可能是由于部分转移支付变量的引入在一定程度上降低了财政分权指标影响市场分割的显著性。

由方程(2)可知,转移支付变量的系数为负但不显著,表明河北省各城市的转移支付增加会促进各城市与京津的市场一体化进程,该研究结论与范子英等(2010)的观点——转移支付总量降低了国内市场分割的结论一致;其系数不显著可能是由于各分项转移支付包括税收返还、一般性转移支付和专项转移支付对区域市场整合的影响不一致所造成的。各分项转移支付对区域市场整合的影响如方程(3)至(6)所示。

由方程(3)可知,税收返还的系数为正但不显著,在方程(6)中税收返还的系数显著且数值也变大,表明在控制了其他转移支付变量后,税收返还显著妨碍了市场整合进程,符合理论预期。在方程(3)中税收返还系数不显著的原因在于,随着税收返还在我国转移支付结构中地位的下降,我国已逐渐形成以一般性转移支付和专项转移支付为主导的转移支付结构,如果忽略这两项转移支付,而仅将税收返还纳入估计方程,则会犯建模中遗漏重要解释变量的错误。

由方程(4)可知,一般性转移支付变量的系数为负但不显著,在方程(6)中负号依然不显著,表明不论是否控制了其他转移支付变量,一般性转移支付对区域市场整合的促进作用都不显著。这是由一般性转移支付本身对区域市场整合影响的复杂性决定的,一定程度上也说明了一般性转移支付的收入效应并不显著大于其支出效应,当然这也有可能是两种效应混合在一起对市场整合的影响是非线性的,而本文建立的是线性模型,从而不能得到显著的系数估计。

由方程(5)可知,专项转移支付的系数在 1% 的显著性水平上为负,表明专项转移支付促进了河北与京津地区的市场整合。方程(6)中专项转移支付的系数符号和显著性水平不变,系数的绝对值增大,表明在控制了其他转移支付变量后,专项转移支付对区域市场整合的促进作用增大。

从转移支付总量和结构看,方程(2)和方程(6)的估计结果最为可取。估计结果表明,中央对河北省的转移支付总量对河北与京津市场整合的促进作用并不显著;在转移支付的结

构中,税收返还显著妨碍了河北与京津的市场整合,税收返还增加 1 个百分点,市场分割增加 5.4%;专项转移支付显著促进了市场整合,专项转移支付增加 1 个百分点,市场分割下降 8.7%;一般性转移支付对市场整合的促进作用不显著。

五、结论及政策建议

本文利用相对价格指数法对京津冀地区 1995—2012 年 13 个城市 15 类商品的零售价格指数进行了测算,得到河北省各城市与京津的市场分割指数,发现河北与京津的市场分割在 2002 年以后进入了一个较快的市场整合进程。进一步将其作为被解释变量,分析外商直接投资、国有企业比重、地理距离、财政分权度、技术差距和转移支付对市场整合的影响,重点分析转移支付总量和各项转移支付对区域市场整合的影响。进一步建立动态面板模型进行实证检验,研究发现国有企业就业比重、财政分权度、技术差距均显著加剧了河北与京津的市场分割;中央对河北省的转移支付总量并不能显著促进河北与京津的市场整合;在转移支付的构成中:税收返还显著妨碍了区域市场整合,税收返还增加 1 个百分点,市场分割增加 5.4%;一般性转移支付对区域市场整合的促进作用不显著;专项转移支付显著促进了区域市场整合,专项转移支付增加 1 个百分点,市场分割下降 8.7%。

对中央政府而言,促进河北与京津的市场整合,应优化转移支付结构,减少税收返还的比重,增加专项转移支付的比重,将专项转移支付作为河北融入京津市场一体化的突破口。对河北省政府而言,可充分利用专项转移支付对本省与京津市场整合的促进作用,提高省内专项转移支付的利用效率,加快与京津的市场一体化建设,缩小区域差距。

主要参考文献:

- [1]陈敏,桂琦寒,陆铭,等.中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J].经济学(季刊),2007,(1):125—150.
- [2]樊勇.财政分权度的衡量方法研究——兼议中国财政分权水平[J].当代财经,2006,(10):33—36.
- [3]范爱军,李真,刘小勇.国内市场分割及其影响因素的实证分析——以我国商品市场为例[J].南开经济研究,2007,(5):111—119.
- [4]范子英,张军.财政分权、转移支付与国内市场整合[J].经济研究,2010,(3):53—64.
- [5]范子英.中国的财政转移支付制度:目标、效果及遗留问题[J].南方经济,2011,(6):67—80.
- [6]付强,乔岳.政府竞争如何促进了中国经济快速增长:市场分割与经济增长关系再探讨[J].世界经济,2011,(7):43—63.
- [7]冯涛,宋艳伟,路燕.财政分权、地方政府行为与区域金融发展[J].西安交通大学学报(社会科学版),2007,(5):20—27.
- [8]江曼琦,谢姗.京津冀地区市场分割与整合的时空演化[J].南开学报(哲学社会科学版),2015,(1):97—109.
- [9]刘小勇,李真.财政分权与地区市场分割的实证研究[J].财经研究,2008,(2):88—98.
- [10]刘小勇.市场分割对经济增长效应影响检验和分解——基于空间面板模型的实证研究[J].经济评论,2013,(1):34—41.
- [11]陆铭,陈钊.分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J].经济研究,2009,(3):42—52.
- [12]王洁玉,郭琪,周沂,等.市场分割对中国制造业增长的影响——区域与产业差异[J].地理科学进展,2013,(11):1592—1601.
- [13]张军,周黎安.为增长而竞争——中国增长的政治经济学[M].上海:上海人民出版社,2008.
- [14]余东华,刘运.地方保护和市场分割的测度与辨识——基于方法论的文献综述[J].世界经济文汇,2009,(1):80—93.

- [15]周业安,章泉.财政分权、经济增长和波动[J].管理世界,2008,(3):6—15.
- [16]周业安,章泉.市场化、财政分权和中国经济增长[J].中国人民大学学报,2008,(1):34—42.
- [17]Boadway R. The theory and practice of equalization[J]. CESIFO Economic Studies, 2004,50(1): 211—254.
- [18]Owens R E, Sarte P D. Analyzing firm location decisions:Is public intervention justified? [J]. Journal of Public Economics, 2002,86(2):223—242.
- [19]Parsley D C, Wei S J. Currency arrangements and goods market integration: A price based approach[J]. Economics Working Paper Archive at WUSTL, No. 0211004,2002.
- [20]Poncet S. Measuring Chinese domestic and international integration[J]. China Economic Review, 2003, 14(1): 1—21.
- [21]Rhode P W, Strumpf K S. Assessing the importance of tiebout sorting: Local heterogeneity from 1850 to 1990[J]. The American Economic Review, 2003, 93(5): 1648—1677.
- [22]Sheard N. Regional policy in a multi-regional setting: When the poorest are hurt by subsidies[EB/OL]. <http://www.econ.ucl.ac.uk/jamboree/downloads/NS%20Paper.Pdf>,2008.
- [23]Xu X. Have the Chinese provinces become integrated under reform? [J].China Economic Review, 2002, 13(2—3): 116—133.

Do Transfer Payments Promote Regional Market Integration? Taking Beijing-Tianjin-Hebei Region as an Example

Xie Shan¹, Wang Lujun²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2.School of Public Finance and Taxation, Nanjing University
of Finance and Economics, Nanjing 210046, China)

Abstract: Based on historical and status quo of Beijing-Tianjin-Hebei integrated progress, this paper uses the panel data of 11 cities in Hebei province from 1995 to 2012 to analyze the influences of FDI, the degree of fiscal decentralization, employment proportion of state-owned enterprises, regional technology gap, geographical distance and transfer payments on Hebei and Beijing-Tianjin market integration. Regarding transfer payments as an important explanatory variable, it comes to the empirical results as follows: firstly, the transfer payments to Hebei province do not play a significant promotion role in Hebei and Beijing-Tianjin market integration; secondly, as for transfer payments structure, special transfer payments significantly promote Hebei and Beijing-Tianjin market integration; thirdly, tax rebates significantly hinder the market integration process; fourthly, general transfer payments do not play a significant role in the market integration. It shows that special transfer payments from central government provide a breakthrough for Hebei and Beijing-Tianjin market integration. And this paper finally puts forward the corresponding policy recommendations for central government and Hebei province.

Key words: tax rebate; general transfer payment; special transfer payment; market integration; Beijing-Tianjin-Hebei region

(责任编辑 许 柏)