

中国对哈萨克斯坦贸易与直接投资关系研究

田川

(新疆财经大学金融学院, 新疆乌鲁木齐 830000)

摘要:随着中国对哈国直接投资的迅速增加势必会给两国贸易带来影响。为了深入分析对哈直接投资对两国贸易产生何种效应,文章首先从两国贸易商品结构和对哈直接投资流入领域的视角进行了理论分析,最后通过建立长期均衡模型和构建VEC模型量化分析了对哈直接投资产生的贸易效应。结果表明,长期内对哈直接投资会对中—哈进口产生创造效应,对中—哈出口产生一定的替代效应但不明显。短期内,对哈直接投资对中哈进出口的影响效应不明显。

关键词:直接投资;贸易效应;VEC模型;一带一路

中图分类号:F830.59 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-0098(2015)05-0042-07

一、引言

随着“丝绸之路经济带”战略构想的提出和实施,我国同中亚国家的经贸合作不断加强和深化。这是继上合组织成立以来,中国为促进同中亚国家的区域经济一体化所做出的又一巨大的努力,同时也激发了国内学者对于中国同中亚国家进行区域经济、金融合作研究的热情。在中亚五国中,哈萨克斯坦经济实力最强,政局相对稳定,对外开放程度较高,投资环境和政策相对较好,与我国的经贸合作关系显得尤为密切。近年来,中国已成为哈萨克斯坦第一大贸易伙伴国。2013年中哈进出口贸易总值为285亿美元,约占当年哈国对外贸易总额的21.69%。在吸引外资方面,中国对哈萨克斯坦的直接投资额逐年提升。2012年中国对哈萨克斯坦的直接投资为20.42亿美元,约占当年中国对中亚五国直接投资总额的88%。^①

在打造“丝绸之路经济带”,推动区域经济共同发展和实现合作共赢的战略中,哈萨克斯坦是中国同中亚区域进行经贸合作至关重要的一环。正如俄罗斯学者茹科夫和列兹尼克在其著作《中亚与中国:全球化条件下的经济合作》中阐述到:中国在中亚的经济利益与哈萨克斯坦关系密切,哈国将成为中国在中亚区域的重要合作伙伴。当前对于中国和哈萨克斯坦的经贸研究文献,研究的侧重点主要集中于以下三个部分:

一是探讨了中哈两国经贸合作前景、风险及对策。新疆金融学会秘书处课题组(2008)从要素禀赋、产业结构、贸易和投资四个主要方面检验了中国与中亚的经济互补性,展示了由生产要素禀赋、产业、需求结构等差异造成的互补性给经济合作带来的巨大潜力。^[1] 闫亚娟,王海燕(2008)以新疆为视角,以企业、技术、环境、地域、市场、制度为桥梁制定相应的对策,以促进中哈双边经贸的持续发展。^[2]

二是从中哈贸易合作的基础、结构特点和合作领域的角度考察了两国的贸易合作。何玮琳(2010)从比较优势理论的角度阐述了中哈两国贸易合作的条件。保建云(2008)认为贸易商品结构限制了双边进出口贸易的进一步发展,有待优化。^[3] 段秀芳(2013)认为中哈两国双边贸易规模呈现稳定增长的态势,但贸易商品结构有较大变化。^[4] 外力·依米提(2013)分析了中哈可开展贸易活动的主要领域,包括能源、食品、纺织和建筑领域。^[5]

三是探讨了中国对哈萨克斯坦直接投资的导向、动因、存在问题及经济效益。段秀芳(2009,2013)研究

① 数据来源:中国驻哈萨克斯坦大使馆经济商务参赞处(哈方统计), <http://kz.mofcom.gov.cn>

收稿日期:2015-06-12

作者简介:田川(1989-),新疆财经大学金融学院硕士研究生,主要研究方向为国际金融。

发现,哈萨克斯坦是中国在中亚国家中投资最多的国家,且投资大部分集中于能源领域。资源导向型动因成为中国直接投资的特殊动因。^[4]刘文翠(2014)剖析了中国对哈直接投资在市场份额、规模比重、行业与企业结构等方面存在的问题。^[6]邵志雄,王颖(2010)分别从宏观和微观层面考察了中石油对哈萨克斯坦直接投资带来的经济效益。^[7]

通过对以往文献的梳理发现,大多研究都是围绕对中哈两国经贸合作整体框架的规范性分析,亦或是单独的考察了两国的对外贸易和中国对哈国的直接投资,而割裂了两者之间的联系。随着中国对哈直接投资规模的扩张势必会给两国贸易带来影响,因而本文试图从中哈两国的贸易商品结构和中国对哈直接投资的行业分布来对两国贸易和中国对哈直接投资关系进行初判,最后对中国对哈直接投资产生的贸易效应进行实证检验。

二、两国贸易与对哈直接投资关系的预判

自1992年中哈建交以来,本着互惠互利的原则,两国的经贸合作迅速发展,取得了较为丰硕的成果,中哈战略合作的关系得到稳步提升和巩固。1992年,中哈贸易总额为3.68亿美元,一直到2000年左右,两国外贸都处于缓慢增长的阶段,在1994年出现了贸易额下滑。从2001年至今,两国双边贸易处于高速发展的阶段,贸易额大幅度增加,仅在个别年份有短暂的下降,2009年和2012年较上年分别下降了14.74亿美元和9.72亿美元。中国在哈萨克斯坦的对外贸易中所占的地位日趋加强,2010年成为哈萨克斯坦第一大贸易伙伴国。随着贸易结构的不断优化,中哈两国领导人商定,力争到2015年实现双边贸易总额突破400亿美元。相比于中哈贸易而言,中国对哈直接投资的起步较晚,波动性特征明显,发展速度较为缓慢。根据哈方统计,1993年中国对哈直接投资仅为500万美元,在1997年和2001年出现大幅增长,分别为3.13亿美元和2.119亿美元。2002年之后,投资额稳步上升,在2009年后进入快速增长的阶段。从2006年末至今,哈萨克斯坦都是中国在中亚区域直接投资额和投资的行业项目最多的国家。通过对中国对哈贸易与直接投资20年的数据观察,1993年—1997年走势差异较大,1997年以后,共同变化的趋势明显(见图1)。由于1996年中国对哈直接投资数据缺失,可能是造成1993年—1997年变化趋势差异较大的原因。因而,可以大胆猜想两者可能存在一定的关联性。

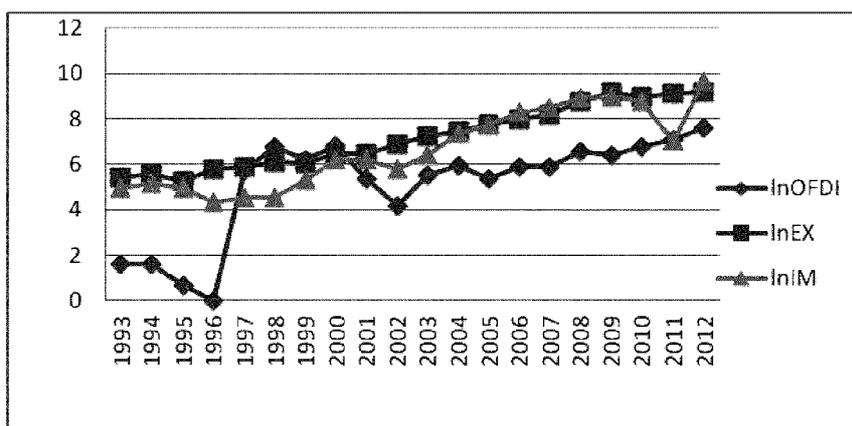


图1 1993—2012年中哈贸易及对哈直接投资趋势

数据来源:中国驻哈萨克斯坦大使馆经济商务参赞处

注:OFDI为中国对哈直接投资,IM和EX分别是中对哈进口、出口,为了去除线性趋势分别对各数据取对数

就中国对哈国进出口的商品结构而言,两国贸易商品的结构出现了较大的变化。在90年代,中国向哈萨克斯坦进口的商品以矿石类产品和贱金属等原材料产品为主,对其出口的商品以电器、纺织类、食品等低附加值的产品为主。以1998年为例,中国对哈出口的商品中,纺织类产品占了35%,家电占7.2%,食品类产品占了22.8%。而在进口商品中,原材料产品就占了近九成。其中包括贱金属类产品占了42%,矿石类产品占了10%,羊毛占了14.3%,棉纤维占了13.7%。进入21世纪后,随着我国经济飞速发展,对能源需求

的激增,对哈萨克斯坦的进口商品结构有所变化。石油原油、天然气、精炼铜材钢材等产品的进口规模剧增,其中石油原油产品自 2007 年来一直高居进口产品的第一位。以 2011 年为例,石油原油占了 61.66%,精炼铜及铜合金占了 7.78%。同时,对哈出口商品的结构也有较大变化,电子、机械类的产品等高附加值产品比重上升较快。2011 年,中国对哈出口的电讯设备占了 6.98%,自动数据处理设备占了 5.61%,车辆设备占了 7.56%。

就中国对哈直接投资的行业而言,投资领域较为单一,投资额在行业分布上不均衡。主要投放于资源能源及矿产资源开发领域,而非能源行业如制造业和服务业等领域的投资力度仍然偏弱(如图 2 所示)。通过对中哈贸易商品结构与中国对哈直接投资行业分布的分析发现,二者在一定程度上具有吻合性。尤其是中国对哈进口和对外直接投资之间可能存在较为紧密的联系。

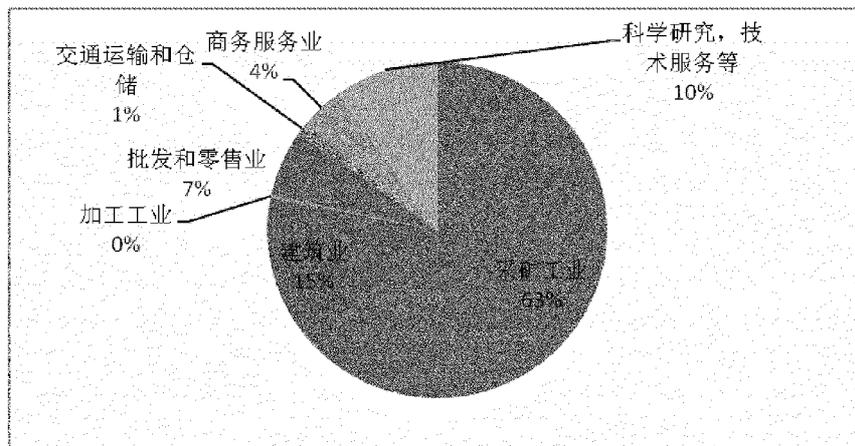


图 2 2012 年中国对哈直接投资的行业分布

数据来源:哈萨克斯坦央行

三、两国贸易与对哈直接投资关系的理论分析与实证检验

(一) 基于外商直接投资的贸易效应理论分析

经济全球化推动着资本的跨境流动越发频繁,使得国际投资和贸易的联系日益紧密,成为国际经济领域最基本的现象。目前学术界普遍在对直接投资能够对国际贸易产生重要效应的方面达成共识,但是主要产生什么效应却出现了分歧,主要体现在三个方面。

一是直接投资可以促进国际贸易的发展,既二者存在互补效应。这一效应主要体现在以直接投资为载体的生产要素的跨境流动对产业间和产业内贸易的创造。Markusen(1983)以 H-O 理论的分析框架为基础,假定两国要素禀赋相同,通过构建模型: $X^i = a^i F(L_x^i, K_x^i)$, $Y^i = G(L_y^i, K_y^i)$, 其中, X, Y 分别代表两种商品, $i = f, h$ 代表两国, $a^h > a^f$ 。分析了两国在生产 X 和 Y 产品具有不同的技术优势的前提下,要素的国际流动会改变两国所拥有的要素禀赋,从而强化了两国出口部门的比较优势,带动了产业间贸易的发展,扩大了贸易的规模。^[8] Helpman(1984)通过建立两国、两要素和两类商品的垂直型外商直接投资模型,分析认为公司不仅会根据两国要素禀赋的不同而形成的不同要素价格能够在两类商品之间进行国际分工,形成产业间贸易,而且还会根据要素价格的差异把公司内的两种生产要素合理配置于两个不同要素禀赋的国家,同东道国的生产要素进行合作形成新的出口部门,从而形成产业内贸易,并进一步指出,两国拥有的要素禀赋的差异越大,则垂直型外商直接投资对贸易的创造效应越明显。^[9]

二是直接投资与国际贸易之间相互制约,既二者存在替代效应。同样从生产要素的跨境流动对产业间和产业内贸易两方面来看。支持这一论断的学者中当属蒙代尔为首,于 1957 年提出了投资与贸易相互替代的理论。该理论认为生产技术相同但要素禀赋不同的两国在开展商品贸易时,随着贸易壁垒的出现,由要素禀赋的差异而形成的同类要素的相对价格差会造成生产要素的跨境流动,使得一国相对富裕的生产要素从出口部门流入到另一国的进口部门,替代了两国商品的国际贸易。Horstman&Markusen(1992)通过构建水平

型的外商直接投资模型,分析认为只有出口的成本远大于效率的损失成本时,公司才会通过要素的跨境流动来避开贸易壁垒。该模型侧重于分析如何在区位优势 and 规模经济之间权衡,生产要素流动的目的是同东道国的要素进行合作生产和就地销售,从而产生水平型的直接投资对国际贸易的替代效应。^[10]

三是直接投资与国际贸易之间的关系具有不确定性。Neary(1995)首次运用比较静态的分析方法研究了直接投资与国际贸易的关系。他认为若跨境流动的资本流入进口竞争性的行业,则二者之间是具有替代效应的;反之,若跨境流动的资本流入出口竞争性的行业则二者之间具有互补效应。因而,由于不同的情况,直接投资和国际贸易之间表现的关系是不确定的。^[11] P. Patrie(1994)认为国际贸易与直接投资的关系会由于直接投资动因的不同而不同,二者之间存在何种效应需要依据直接投资的动机来划。^[12]

从哈萨克斯坦的经济发展水平和资源禀赋来看,我国对哈直接投资的动因以资源寻求型和市场导向型为主。哈萨克斯坦拥有丰富的能源资源,而我国在经济高速发展的过程中对能源资源的需求强烈。我国对哈国直接投资主要投入到该领域以获得哈国的能源资源,从而会极大的促进我国对哈国的进口贸易的增长。同时也会相应的带动我国的生产设备、技术和劳务的输出。此外,随着哈萨克斯坦的经济的快速发展市场潜力的扩大,我国对哈的直接投资很大程度上也是为了在哈国开辟新的市场,因而会促进我国出口贸易的增长并且不会对我国原有的出口贸易产生替代。但是从中国对哈直接投资的领域和中国对哈出口的商品结构来看,二者的相关性不强,并且两国产业内贸易基本上处于起步阶段,对贸易的创造效应也不明显。同时,在对哈国制造业的直接投资中,中国在该行业往往具有比较优势而哈萨克斯坦属于比较劣势,因而会使得哈萨克斯由中国进口该类商品的减少,即造成中国对哈国的出口产生一定的替代效应。

(二)实证检验

1. 数据的来源及说明。出于对数据的可得性及真实性考虑,分析拟选取的时间段为1993—2012年,中国对哈国直接投资数据来源于中国驻哈萨克斯坦大使馆经济商务参赞处且为哈国统计数据;中哈进出口额数据来源于中国海关总署(主要是为了减轻“灰色清关”等因素对数据真实性的影响)。其中,OFDI为中国对哈国直接投资流量,IM为中国由哈国进口额,EX为中国对哈国的出口额。考虑到中国的经济规模以及人民币实际有效汇率的变化,也会对中国对外直接投资和进出口产生不可忽视的影响,故在模型中引入中国国内生产总值(GDP)和人民币实际有效汇率(REER)。数据来源于国家统计局和中经网数据库。

2. ADF检验。首先,对数据进行平稳性检验。同时,为了分析的简便性,对各变量取对数,即用Ln OFDI、Ln IM、Ln EX、Ln REER和LnGDP分别表示中国对哈直接投资、中国由哈进口、对哈出口、中国实际有效汇率和中国的国内生产总值。一方面,不会改变原数据的性质和协整关系,另一方面还可以避免异方差的影响。利用Eviews7.2软件检验的结果如下:

表1 各变量平稳性检验结果

变量	(c,t,k)	ADF	1% 临界值	5% 临界值	P 值	平稳性
Ln OFDI	(c,0,2)	0.814352	-4.121990	-3.144920	0.9892	不平稳
d(Ln OFDI)	(c,0,1)	-6.079417	-4.057910	-3.119910	0.0004	*
LnGDP	(c,t,2)	-0.505715	-4.571559	-3.690814	0.9725	不平稳
d(Ln GDP)	(c,t,1)	-4.994382	-4.571559	-3.690814	0.0046	*
Ln IM	(c,0,2)	-0.567434	-3.886751	-3.052169	0.8538	不平稳
d(Ln IM)	(c,0,1)	-4.359073	-3.886751	-3.052169	0.0039	*
Ln EX	(c,t,1)	-1.945482	-4.532598	-3.673616	0.5922	不平稳
d(Ln EX)	(c,t,1)	-4.742426	-4.571559	-3.690814	0.0073	*
LnREER	(c,0,1)	-2.211652	-3.857386	-3.040391	0.209	不平稳
d(Ln REER)	(c,0,1)	-3.187281	-3.857386	-3.040391	0.0378	**

注:变量一栏中,d为原序列的一阶差分;c,t,K分别表示截距项,时间趋势项和滞后阶数。*表示在1%的水平上显著,**表示在5%的水平上显著。

检验结果表明原序列非平稳,但一阶差分后,中国对哈国直接投资(LnOFDI)、中国国内生产总值(LnGDP)、中国对哈国的进口(LnIM)和中国对哈国的出口(LnEX)都在1%的水平上显著,中国实际有效汇率(Ln-

REER)在 5% 的水平上显著且都是平稳序列。

3. Johansen 协整检验。ADF 检验表明个序列同属一阶单整(如表 1 所示)。因而原时间序列可能存在某种线性关系,接下来进一步检验他们之间是否存在协整关系。

表 2 lnIM、lnOFDI、lnREER 和 lnGDP 的 Johansen 协整检验结果

协整关系个数	特征值	迹统计量	临界值 (0.05)	P**	最大特征值	临界值 (0.05)	P**
最多 0 个	0.854148	67.87668*	47.85613	0.0002	34.65287*	27.58434	0.0052
最多 1 个	0.709362	33.2238**	29.79707	0.0129	24.24216**	21.13162	0.0348
最多 2 个	0.418107	10.98164	15.49471	0.2126	9.746421	14.2646	0.2291
最多 3 个	0.066322	1.235222	3.841466	0.2664	1.235222	3.841466	0.2664

注:*,**表示在 1%、5% 的显著性水平下拒绝原假设

表 3 lnEX、lnOFDI、lnREER 和 lnGDP 的 Johansen 协整检验结果

协整关系个数	特征值	迹统计量	临界值 (0.05)	P**	最大特征值	临界值 (0.05)	P**
最多 0 个	0.910946	81.30046	54.6815*	0.0000	43.53318*	32.71527	0.0000
最多 1 个	0.772519	37.76729	35.45817*	0.0049	26.6523925	25.86121	0.0075
最多 2 个	0.402572	11.1149	19.93711	0.2045	9.272200	18.52001	0.2642
最多 3 个	0.097307	1.842701	6.634897	0.1746	1.842701	6.634897	0.1746

注:*表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设

通过 trace 检验和 $\lambda - \max$ 的检验发现,在 5% 的置信水平下,都拒绝存在 0 个协整关系个数和至多存在 1 个协整关系的假设,因而 lnIM、lnOFDI、lnREER、lnGDP; lnEX、lnOFDI、lnREER、lnGDP 都存在两组线性关系。回归方程如下:

$$\ln IM = -9.373 + 0.854 \ln OFDI + 0.637 \ln GDP + 2.276 \ln REER \quad (1)$$

$$[AR(1) = 0.003, AR(2) = 0.001, AR(3) = 0.033]$$

$$(-4.382)^* \quad (5.226)^* \quad (2.941)^{**} \quad (14.326)^*$$

$$\text{调整 } R^2 = 0.97 \quad DW = 1.838$$

$$\ln EX = -11.372 - 0.019 \ln OFDI + 1.343 \ln GDP + 0.434 \ln REER(2) [AR(1) = 0.006]$$

$$(-1.912)^{***} \quad (-0.202) \quad (2.629)^* \quad (0.915)$$

$$\text{调整 } R^2 = 0.96 \quad DW = 1.823$$

方程(1)和方程(2)中小括号数字为 t 值,*,**和***分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。AR(1),AR(2),AR(3)为广义差分后模型 $ut = \delta_1 ut - 1 + \delta_2 ut - 2 + \dots + \delta_p ut - p + vt$ 中系数的估计值。由方程(1)的结果可知,lnOFDI、lnREER 和 lnGDP 的系数皆为正且都是显著的,表明中国对哈国的直接投资、中国经济规模和中国实际有效汇率都对对中国对哈国的进口有正向影响。实证结果显示,中国对哈国直接投资每增加 1%,中国由哈国进口额会相应的增加 0.854%。说明中国对哈国的直接投资对中国由哈国的进口创造效应明显,这与前文的分析一致。由方程(2)的结果可知,在解释变量中只有 lnGDP 的系数是显著的,另外 lnOFDI 的系数为负但系数并不显著,说明中国对哈国直接投资对中国对哈国出口产生了一定的替代效应但这一影响并不明显。产生这一结果的原因可能是由于数据的可得性限制了模型的解释力度,另一方面原因也可能是中国对哈直接投资与中国对哈出口的关联性不强。

4. VEC 模型。对上文基于协整分析的两个回归方程的残差序列进行平稳性检验,检验结果显示,两方程的残差序列 ADF 统计量都小于显著水平为 1% 的临界值,可以确定变量间存在长期均衡的关系,但是却无法看到短期动态变化。因此下面通过建立向量误差修正模型来描述这一短期动态的调整过程。从上文协整检验中得知 lnIM、lnOFDI、lnREER、lnGDP 和 lnEX、lnOFDI、lnREER、lnGDP 都存在两个协整关系,在构建误差修正模型时选择一个能准确反映变量间关系的协整方程。利用 Eviews7.2 估计的误差修正模型如下:

- [10] Horstman, I. J. and J. R. Markusen. Endogenous Market Structures in International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 1992, 32(1-2): 109-129.
- [11] Neary, J. P. Factor Mobility and International Trade [J]. *Canadian Journal of Economics*, 1995(28): 53-68.
- [12] P. Patrie. The Regional Clustering of Foreign Direct Investment and Trade [M]. *Transnational corporation*. DEC. 1994: 78-83.

Research on the Relationship with Trade and OFDI between China and Kazakhstan

TIAN Chuan

(School of Finance, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi, Xinjiang 830000, China)

Abstract: With the rapid increasing of China's direct investment in Kazakhstan, it is bound to affect the bilateral trade. For in-depth analysis of what the effect on bilateral trade, the article first made a theoretical analysis from the perspective of the bilateral trade commodity structure and the field of FDI in Kazakhstan. Then through the establishment of long-term equilibrium model and VEC model, it made a quantitative analysis of Kazakhstan's direct investments effect. The results show that in the long term FDI in Kazakhstan would produce imports creation effect and it also produce certain substitution effect but not obvious. In the short term, the impact on the bilateral import and export effect is not obvious.

Key words: OFDI; trade effect; VEC model; OBAOR

(责任编辑:沈 五)