

人民币汇率对中国碳价的冲击效应

——基于区域差异的视角

王倩 路京京

摘要: 汇率从能源相对价格和进出口渠道影响企业生产、冲击碳价。碳价影响低碳转型和减排主体的成本与发展权。在金融市场开放加速、汇率波幅增大的背景下,外汇市场对碳市场的冲击事关全国碳市场的成败与低碳减排的区域平衡发展。基于 EGARCH-Copula 模型的计量研究发现,人民币汇率对试点碳市场的冲击呈显著的区域差异:对天津碳价有显著负向冲击,对北京、上海和深圳有显著正向冲击,对湖北和广东的正向冲击较弱;对北京、上海碳价的冲击呈显著上尾相关性,对广东呈下尾相关性。全国统一碳市场的制度设计应关注区域差异;考虑汇率冲击碳市场的区域异质性,构建联动机制,完善碳价管理体系;推动能源产品人民币计价,促进碳金融创新。

关键词: 汇率冲击;碳定价;区域差异;Copula 模型

中图分类号: F4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-7320(2018)02-0157-09

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790018);吉林大学研究生创新研究计划项目(2016051);国家社会科学基金重大项目(15ZDA015)

一、引言

《京都议定书》引入的碳排放权交易体系被世界多国采用,成为降低减排成本、激励和约束企业减排的政策工具。中国亦于2013年启动了“两省五市”碳交易试点,于2017年底启动了全国统一的碳市场。碳交易使碳排放权成为一种有价值的金融资产。碳资产的定价机制不仅影响着减排绩效,亦影响减排主体的成本与发展,从而成为学术界和巴黎气候大会上关注的新热点。作为一个新问题,碳资产定价理论仍在探索中,尚未形成完善的理论体系。虽然,中国试点碳市场间的高度关联性已为全国统一的碳市场的构建提供了基础^[1](P57-67)^[2](P63-69),但在中国区域经济发展不平衡的背景下,如何构建全国统一的碳价机制,特别是如何处理外部冲击的区域差异性,兼顾减排的公平与效率,成为亟待解决的现实问题。碳价的区域差异,意味着不同区域减排成本的差异。在金融市场开放加速、人民币汇率波动幅度加大的背景下,中国碳价会受到怎样的冲击?能源禀赋与贸易开放度的差异,是否会加剧中国在减排领域的区域不平衡?全国统一碳市场的价格管理应如何增加弹性以应对外部冲击?这些问题不仅事关全国统一碳市场的构建,亦是各区域低碳转型过程中不平衡发展矛盾是否加深的关键。

碳资产价格取决于政府的碳排放权供给与企业的碳排放权需求。汇率通过能源与贸易渠道影响碳需求进而影响碳价。能源相对价格的变化推动企业变换能源消费结构^[3](P40-46)。中国的能源禀赋呈富煤、缺油和少气的特点。煤炭的碳排放系数远高于石油和天然气。为改变高碳排放的能源结构,须增加石油和天然气的消费与进口,而石油和天然气等能源的国际价格均以美元标价。因此,人民币兑美元汇率的变化,会显著冲击能源进口量与消费结构,进而影响碳需求,引发碳价波动;另一方面,汇率直接影响企业的进出口^[4](P365-439)。在满足马歇尔—勒纳条件下,本币贬值增加出口订单和企业能源消

耗,进而提升碳排放需求和碳价。作为能源进口和贸易大国,中国的能源价格与进出口贸易受人民币汇率波动的直接影响。本文力图剖析汇率冲击碳价的机制,明确冲击的区域差异效应,为汇率波动下全国碳市场的碳价管理提出对策建议。

二、文献综述

碳排放主要源于经济活动中的化石能源燃烧。因此,有关碳价影响因素的研究亦从能源价格与经济活动两个方面展开。许多学者证实了各类能源市场如原油市场^[5](P2594-2604)^[6](P112-122+160)、电力市场^[7](P1236-1251)、天然气市场^[8](P1442-1451)等与碳市场存在显著的联动关系。Zhang 等发现 EU ETS 与煤炭市场的相关性最强,且存在单向的波动溢出效应,而布伦特原油价格对欧洲碳价的影响是非对称的^[9]。

Alberola 等^[10](P787-797)、Chevalier^[11](P1295-1312)^[12](P2634-2656)等研究表明,经济因素影响碳价波动。经济增长对碳价有正向推动作用,经济扩张、企业生产活跃、排放量增大、助推碳价上升;当经济萎缩时,企业生产减少甚至停滞,导致碳价下跌。邹亚生等^[13](P142-153)基于 VECM 证实宏观经济对核证减排单位(CER)现货价格有显著正向影响。Yu 等^[14](P145-161)构建了汇率影响欧洲碳价的理论框架,并用 SVAR 模型证明了欧元兑美元汇率对碳价的冲击。黄晓凤等^[15](P1-9)利用 TGARCH 模型和主成分分析法,证实外汇市场对核证减排单位(CER)交易市场的波动溢出效应强于股票和原油市场。周建国等^[10](P85-88)运用 VAR 模型研究深圳碳价,证实汇率是碳价的重要影响因素之一。

现有文献为碳定价提供了基本的思路和框架。然而,从金融市场间溢出效应角度,研究外汇市场对碳市场的冲击还有待进一步深入。特别是,作为区域经济差异较大的经济体,中国碳试点为剖析外部冲击的区域差异效应提供了难得样本。由此得到的政策启示对中国在区域发展不平衡背景下全面推行碳交易体系及低碳转型有着重要的借鉴作用。本文运用 Copula 函数刻画外汇市场与碳市场间的相依结构和尾部关系,实现了研究方法的创新,突出了碳资产作为一种新型金融资产的属性。

三、数据与方法

(一) 数据描述

笔者选取深圳、北京、广东、上海、天津、湖北六个碳市场^①的碳价日收益率和汇率中间价的日收益率数据。样本期为各碳市场首个交易日至2016年2月29日^②。碳价数据来源于碳K线网站和wind数据库^③。人民币兑美元汇率中间价数据来源于国家外汇管理局网站。由图1可知,六个碳市场的价格收益率均体现出一定的波动聚集性。

由表1可知:深圳碳市场的收益率均值最大,上海碳市场的最小。仅深圳和湖北的收益率均值为正,其余均为负数;上海碳价收益率的标准差最大,为0.0756;广东的最小,为0.0244。这说明上海碳市场的价格波动剧烈,风险较大;而广东碳市场的波动较小,市场较稳定。从偏度和峰度看,六个碳市场的峰度均大于正态分布的峰度3,北京和广东的收益率左偏,其他四个市场右偏。

由图2可知,各碳市场的收益率分布与正态分布图相差较大,呈现明显的“尖峰”特点。收益率分布还具有一定的“厚尾”特征。这说明碳市场存在大幅的价格波动,市场风险较大。综合峰度和偏度的数值,可知各碳市场的收益率均呈现出“尖峰厚尾”的金融特征。

①由于重庆碳市场交易冷淡,数据量严重不足,因此本文未将该市场纳入研究对象。

②即深圳为2013年6月18日-2016年2月29日;北京为2013年11月28日-2016年2月29日;广东为2013年12月19日-2016年2月29日;上海为2013年12月19日-2016年2月29日;天津为2013年12月26日-2016年2月29日;湖北为2014年4月2日-2016年2月29日。

③由于碳价原始数据为连续数据,即取前一交易日的收盘价作为周末及节假日的价格。本研究中剔除了周末和节假日等非营业日的价格,以便与汇率形成平衡面板进行分析。

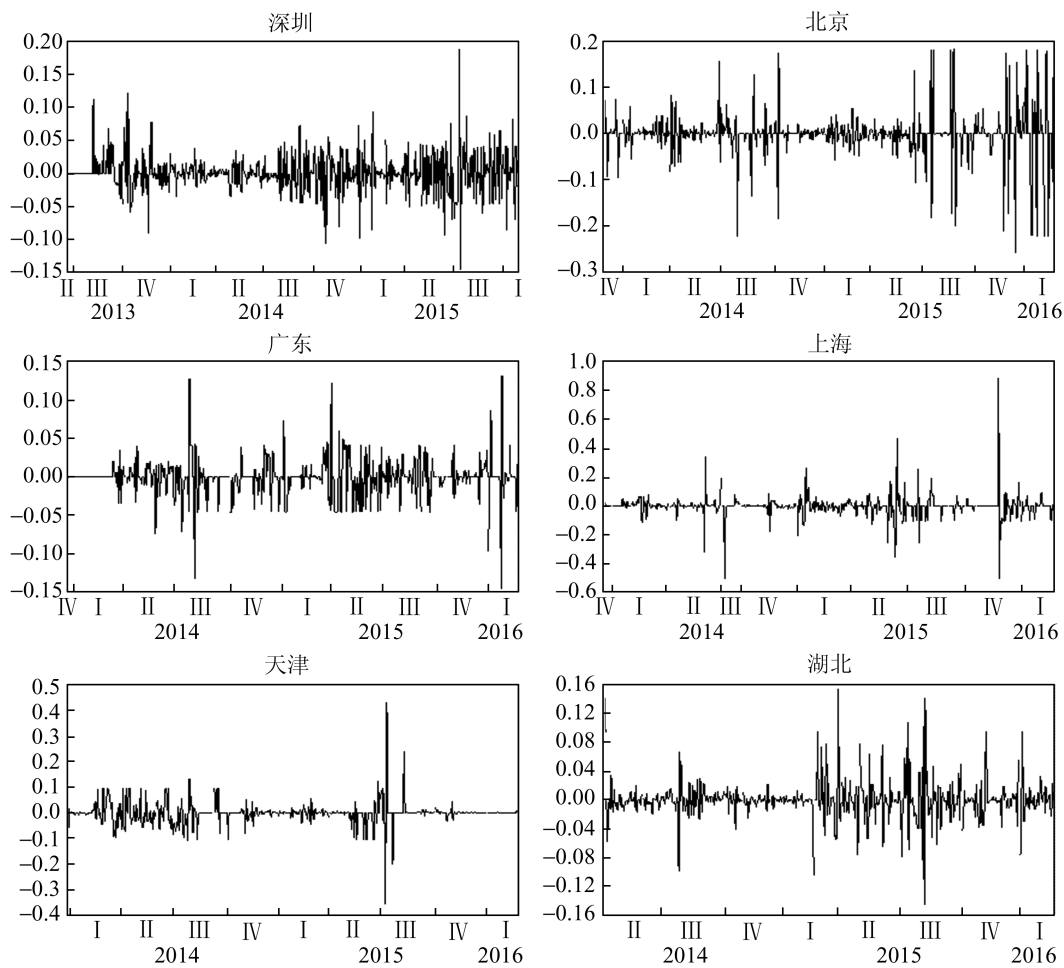


图 1 各地碳价收益率序列趋势图

表 1 碳价收益率描述性统计量

	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度
深圳	598	0.0002	0.0295	0.1872	-0.1452	0.3053	7.9167
北京	552	-0.0005	0.0493	0.1828	-0.2580	-0.6794	12.7419
广东	543	-0.0012	0.0244	0.1322	-0.1461	-0.0548	10.9733
上海	532	-0.0021	0.0756	0.8854	-0.5042	2.2196	50.2870
天津	524	-0.0005	0.0444	0.4320	-0.3560	1.0181	29.8604
湖北	461	0.0001	0.0280	0.1542	-0.1462	0.7994	11.3293

(二) 模型方法

本文选取 Copula 模型作为实证研究的方法。Copula 模型被广泛应用于金融资产间的相关性分析。Copula 函数能够捕捉非线性和非对称相关性,避免线性相关系数可能带来的误差;灵活地选择资产边缘分布的具体形式,对金融序列呈现出的“尖峰厚尾”特征具有很强的刻画能力;适用于任何分布,由其导出的一致性和相关性测度具有更广泛的实用性。因此,该模型适用于分析汇率市场与碳市场间的影响特点和相关结构。Copula 模型的界定采用 Nelsen^[17]的定义:

Copula 函数是将随机向量 $X_1, X_2, \cdots, X_N$ 的联合分布函数与各自的边缘分布函数相连接的连接函数,即有函数 $c(u_1, u_2, \cdots, u_N)$,使得

$$F(x_1, x_2, \cdots, x_N) = C[F_{x_1}(x_1), F_{x_2}(x_2), \cdots, F_{x_N}(x_N)]$$

(1)

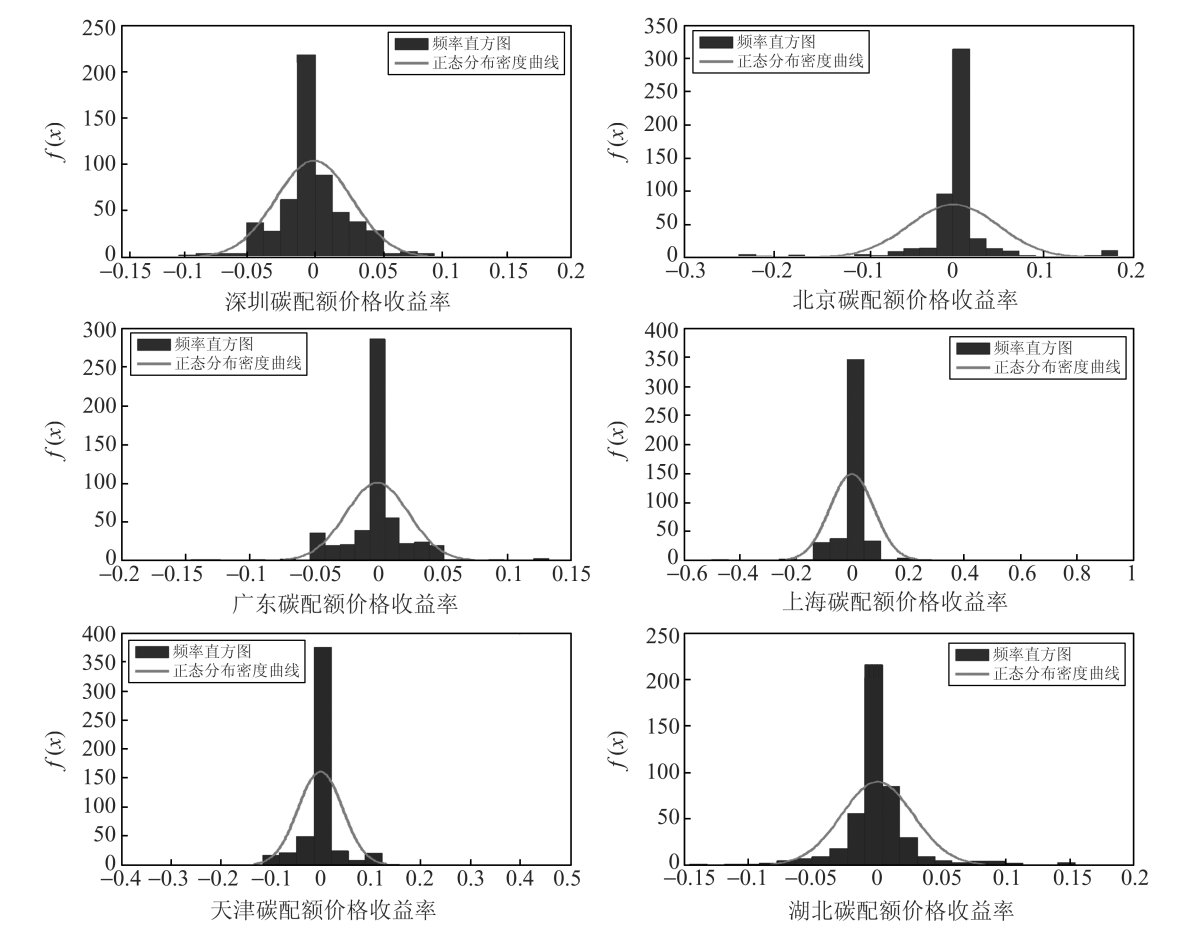


图 2 碳价收益率的频率直方图与正态分布密度曲线

常见 N 元 Copula 函数的分布函数表达式如表 2:

表 2 常见 N 元 Copula 函数的分布函数表达式

分类	名称	分布函数表达式
椭圆类	正态 Copula	$c(u_1, u_2, \cdots, u_N; \rho) = \Phi_p(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2), \cdots, \Phi^{-1}(u_N))$
	t-Copula	$c(u_1, u_2, \cdots, u_N; \rho, \nu) = T_{p, \nu}(T_{\nu}^{-1}(u_1), T_{\nu}^{-1}(u_2), \cdots, T_{\nu}^{-1}(u_N))$
阿基米德类	Gumbel Copula	$c(u_1, u_2, \cdots, u_N; \alpha) = \exp\left(-\left[\sum_{n=1}^N (-\ln u_n)^{\frac{1}{\alpha}}\right]^{\alpha}\right), \alpha \in (0, 1]$
	Clayton Copula	$c(u_1, u_2, \cdots, u_N; \theta) = \left(\sum_{n=1}^N u_n^{-\theta} - N + 1\right)^{\frac{1}{\theta}}, \theta \in (0, \infty)$
	Frank Copula	$c(u_1, u_2, \cdots, u_N; \lambda) = -\frac{1}{\lambda} \ln\left(1 + \frac{\prod_{n=1}^N (e^{-\lambda u_n} - 1)}{(e^{-\lambda} - 1)^{N-1}}\right), \lambda \neq 0, N \geq 3 \text{ 时}, \lambda \in (0, \infty)$

四、实证分析

单位根检验结果显示,碳价收益率和汇率收益率均为平稳序列。基于各序列的自相关系数和自相关图,北京、天津和湖北的碳价收益率序列的滞后阶数为 3,上海、广东和深圳碳价收益率序列的滞后阶数为 1,汇率收益率序列的滞后阶数为 1。残差时序图、自相关函数检验与 LM 检验,说明相关序列存在 ARCH 效应。为体现出正负资产收益率的非对称效应并放松对模型系数非负性的限制,我们选择建立

EGARCH 模型。表 3 和表 4 给出了碳收益率和汇率收益率的模型估计结果。可看出,各 GARCH 项系数均在 1% 水平上显著。

表 3 碳价收益率 EGARCH 模型估计结果

	深圳	北京	广东	上海	天津	湖北
μ	$-2.33e^{-06}$ (0.0009)	0.0014 *** (0.0005)	$7.43e^{-07}$ ($9.00e^{-06}$)	-0.0020 (0.0034)	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0011 * (0.0006)
ψ_1	-0.1925 *** (0.0420)	-0.3266 *** (0.0502)	0.0017 (0.0018)	-0.1207 * (0.0676)	0.0458 (0.0373)	-0.2288 *** (0.0602)
ψ_2	—	-0.2345 *** (0.0474)	—	—	-0.0520 ** (0.0257)	-0.2126 *** (0.0506)
ψ_3	—	-0.2192 *** (0.0489)	—	—	0.0488 (0.0305)	-0.0439 (0.0457)
α_0	-1.2502 *** (0.2089)	0.2995 *** (0.0211)	-0.8542 *** (0.0506)	-1.4898 *** (0.2603)	-0.2435 *** (0.0096)	-1.9730 *** (0.1593)
α_1	0.1867 *** (0.0346)	0.2712 *** (0.0164)	0.3617 *** (0.0198)	0.1812 *** (0.0342)	0.3394 *** (0.0123)	0.4962 *** (0.0567)
θ	-0.0397 (0.0258)	0.0890 *** (0.0118)	-0.0413 *** (0.0151)	-0.0382 * (0.0213)	-0.0493 *** (0.0117)	-0.2922 *** (0.0556)
β_1	0.8427 *** (0.0263)	0.9751 *** (0.0035)	0.9151 *** (0.0056)	0.7270 *** (0.0479)	0.9920 *** (0.0017)	0.7848 *** (0.0175)

注：*、**、***,分别表示估计在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为相应的标准差。

表 4 汇率收益率 EGARCH 模型估计结果

	深圳	北京	广东	上海	天津	湖北
μ	0.0002 *** ($3.64e^{-05}$)	0.0002 *** ($3.81e^{-05}$)	0.0002 *** ($3.85e^{-06}$)	-0.0002 *** ($4.31e^{-05}$)	-0.0002 *** ($3.82e^{-06}$)	0.0002 *** ($4.00e^{-05}$)
ψ_1	-0.1565 (0.0967)	-0.0909 (0.0851)	-0.0847 (0.0875)	0.0852 (0.0952)	0.0981 (0.0871)	-0.1412 (0.0934)
α_0	-8.8458 *** (1.0882)	-9.0020 *** (0.9509)	-9.0212 *** (0.9550)	-8.9279 *** (1.0186)	-8.9204 *** (0.9664)	-8.9319 *** (0.9575)
α_1	0.8231 *** (1.0882)	0.9122 *** (0.1108)	0.9239 *** (0.1122)	0.8828 *** (0.1170)	0.9509 *** (0.1145)	1.0886 *** (0.1290)
θ	-0.3380 *** (0.1020)	-0.3346 *** (0.0863)	-0.3424 *** (0.0875)	-0.3141 *** (0.0906)	-0.3605 *** (0.0896)	0.1413 *** (0.0228)
β_1	0.3905 *** (0.0777)	0.3752 *** (0.0689)	0.3741 *** (0.0693)	0.3750 *** (0.0745)	0.3822 *** (0.0701)	0.9265 *** (0.0097)

注：*、**、***,分别表示估计在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为相应的标准差。

表 5 和表 6 分别给出的碳价和汇率收益率序列的 K-S 检验结果,经过概率积分变换后的边缘分布序列服从(0,1)区间内的均匀分布。

表 5 K-S 检验结果(碳价收益率)

	深圳	北京	广东	上海	天津	湖北
K-S 统计量	0.0579	0.0579	0.0579	0.0580	0.0579	0.0580
p	0.0392	0.0510	0.0544	0.0726	0.0581	0.0878
h	0	0	0	0	0	0

表 6 K-S 检验结果(收益率)

	深圳	北京	广东	上海	天津	湖北
K-S 统计量	0.0579	0.0590	0.0579	0.0580	0.0578	0.0575
p	0.0392	0.0447	0.0544	0.0726	0.0588	0.0934
h	0	0	0	0	0	0

表7为汇率市场与碳市场的 Copula 模型估计结果。根据平方欧氏距离最小原则,可选最优 Copula 函数。针对平方欧氏距离相等的情况,我们结合收益率的标准差与相关系数来选择:深圳选 Frank Copula,北京、上海选 Gumbel Copula,广东选 Clayton Copula,天津选 t-Copula,而对于湖北,正态 Copula 和 t-Copula 均能刻画碳市场与汇率市场间的关系。其中,正态 Copula 和 t-Copula 用估计系数来描述相关关系,Clayton Copula、Gumbel Copula 和 Frank Copula 用非线性相关系数 Kendall_τ 来描述相关关系。

表 7 碳市场与汇率市场的 Copula 模型估计结果

		Gaussian	T	Clayton	Gumbel	Frank
深圳	ρ	0.0154	0.0154	$1.45e^{-06}$	1.0000	0.1254
	d^2	0.0321	0.0321	0.0349	0.0317	0.0317
	Kendall_τ	0.0098	0.0098	$7.2543e^{-07}$	0.0074	0.0139
北京	ρ	0.0382	0.0380	$1.45e^{-06}$	1.0000	0.2094
	d^2	0.0166	0.0166	0.0239	0.0157	0.0164
	Kendall_τ	0.0243	0.0242	$7.2543e^{-07}$	0.0319	0.0233
广东	ρ	-0.0111	-0.0111	$1.45e^{-06}$	1.0000	-0.0700
	d^2	0.0224	0.0224	0.0222	0.0232	0.0226
	Kendall_τ	-0.0071	-0.0070	$7.2543e^{-07}$	0.0074	-0.0078
上海	ρ	0.0152	0.0152	$1.45e^{-06}$	1.0000	0.0129
	d^2	0.0169	0.0169	0.0156	0.0156	0.0157
	Kendall_τ	0.0097	0.0097	$7.2543e^{-07}$	$1.3575e^{-06}$	0.0014
天津	ρ	-0.0268	-0.0237	$1.45e^{-06}$	1.0000	-0.1183
	d^2	0.0347	0.0346	0.0395	0.0395	0.0350
	Kendall_τ	-0.0171	-0.0151	$7.2543e^{-07}$	$1.3575e^{-06}$	-0.0131
湖北	ρ	0.0200	0.0200	0.0521	1.0000	0.0994
	d^2	0.0202	0.0202	0.0192	0.0220	0.0203
	Kendall_τ	0.0127	0.0127	0.0254	$1.3575e^{-06}$	0.0110

由估计结果可知,各碳市场与汇率市场的相关结构具有较大差异。从汇率影响能源相对价格的角度分析,我们给出了汇率与能源相对价格的走势(如图3)。其中 oil/coal 表示石油与煤炭的相对价格, gas/coal 表示天然气与煤炭的相对价格,usd 表示美元兑人民币汇率的中间价。可见,在样本期石油与煤炭的相对价格低于天然气与煤炭的相对价格。

进一步地,我们用 ρ_1 、 ρ_2 分别表示 usd 与 oil/coal 的相关系数、usd 与 gas/coal 的相关系数,估计结果如表8。可见,汇率与能源的相对价格均有显著的相关关系,其中与 oil/coal 呈负相关,与 gas/coal 呈正相关。近十年来,我国能源使用总量逐年上升,但煤炭使用量的增长率已逐渐放缓。自2011年以来,煤炭占总能源消费量的比重逐年递减,能源的转型升级已初显成效(如图4)。但各地区能源替代结构的差异,使得人民币汇率波动对碳价的冲击具有较大差异。

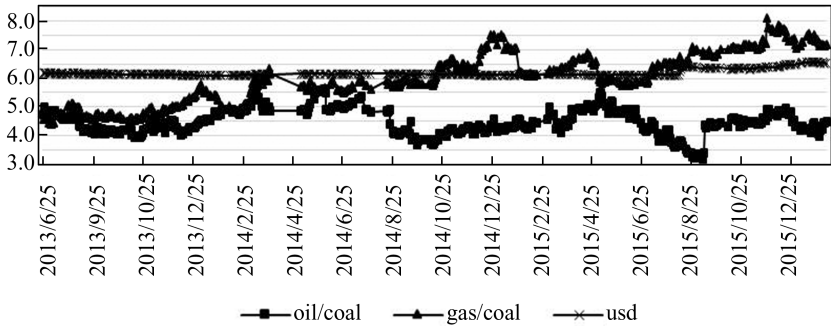


图 3 能源相对价格与汇率走势图

表 8 相关系数估计结果

	ρ_1	ρ_2
Pearson 相关系数	-0.1286* (0.0039)	0.5675* (0.0000)
Spearman 相关系数	-0.0574 (0.1989)	0.2097* (0.0000)
Kendall 相关系数	-0.0445 (0.1361)	0.1177* (0.0001)

注：*表示估计在 1% 的水平上显著,括号内为显著性检验的 p 值。

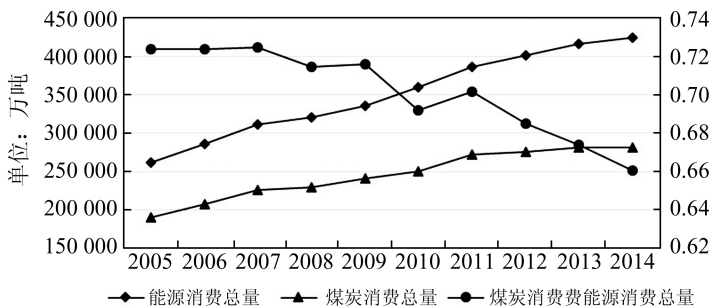


图 4 中国能源消费量与煤炭消费量占比

从上述计量结果,我们可知:

1. 汇率市场与天津碳市场呈显著负相关,而与其余五个碳市场的相关系数均为正,其中对北京、上海和深圳的正向冲击非常显著,而对湖北、广东的正向冲击较弱。天津碳价与汇率的相关系数为 -0.0237,与其它市场正的相关系数明显不同。这是因为,在所有试点地区中,天津石油消耗量增速最快,能源转换结构主要体现为用石油替代煤炭,因此对石油与煤炭的相对价格更敏感。而其它试点地区天然气的使用量增长很快,对天然气与煤炭的相对价格更敏感。例如,天津 2014 年的石油消耗量为 1615 万吨,比 2007 年的 768 万吨增加了 2 倍多。2014 年武汉消耗天然气 40 亿立方米,比 2007 年的 8.6 亿立方米增加了 4 倍多。广东和北京 2014 年使用的天然气分别为 133.8 亿和 113.7 立方米,不仅总量在试点地区中最高,而且增长率也较快。上海在 2007 年至 2014 年间,石油消费的增长率仅为 1.15%,而天然气消费的增长率为 2.6%。特别是北京和上海煤炭消费总量已经出现了负增长,以北京为例,2014 年的煤炭消费量为 1737 万吨,比 2007 年的 2985 万吨下降了 42%^①。可见,各试点地区的能源替代效应均比较明显。但由于石油的碳排放量系数高于天然气,从而导致天津的能源替代效应及汇率冲击效应区别于其它地区。各地区能源消费结构与能源替代效应的差异亦影响了汇率冲击碳价的差异。此外,天津自 2009 年以来,进口总额一直大于出口总额^①。在样本期内,人民币汇率主要处于升值状态。天津进口大于出口的贸易结构使得人民币汇率升值(美元贬值)减少出口、碳价的作用弱于增加进口、拉升碳价的作用,从而亦使汇率对碳价具有负向冲击。这是因为人民币汇率升值,降低中国出口产品的价格竞争力,减少出口企业的生产订单,出口企业生产规模的缩小会降低企业的碳配额需求,从而拉低碳价;而另一方面,人民币汇率升值,会提高中国进口企业的支付能力和进口需求,增加进口企业的生产能力,提高碳配额需求,推高碳价。试点地区进出口结构的差异使得汇率冲击碳价的方向相反。

2. 汇率市场与北京、上海的碳市场呈显著的上尾相关性,与广东则呈现下尾相关性,与天津呈现尾部极值相关。Gumbel Copula 函数具有“上尾高,下尾低”的特点,说明汇率暴涨时,北京、上海碳价出现暴涨的概率较大。Clayton Copula 函数具有“下尾高,上尾低”的特点,因此汇率暴跌时,广东碳价暴跌的

①数据来源于各年《中国能源统计年鉴》,由于深圳作为经济特区不是省级单位,没有单独的能源数据,因此在分析中没有给出深圳的情况。

可能性较大;t-Copula 函数对尾部的敏感度较高,天津碳市场与汇率市场尾部相关最明显,当汇率发生较大波动时,天津碳市场也会产生剧烈的震荡。

五、结论与对策建议

为揭示人民币汇率波动对碳价的冲击,丰富碳定价理论,完善碳价管理机制,本文选取深圳、北京、广东、上海、天津、湖北六个碳市场的碳价收益率以及人民币兑美元汇率中间价的日收益率数据,基于指数自回归条件异方差 Copula 模型,考察了各碳市场与汇率市场的相关结构。结论表明:汇率对各市场碳价的冲击呈现显著的区域差异。对天津碳价有负向冲击,对其余五个市场的影响均为正,对北京、上海和深圳的冲击较显著,对湖北、广东的影响较弱;对北京、上海碳价的冲击呈显著的上尾相关性,对广东呈下尾相关性,对天津呈尾部极值相关。进一步的能源替代效应分析表明,各地区的煤炭替代效应较显著,其中天津石油替代煤炭的比重较大,其余地区天然气替代煤炭的比重较大。

本文的发现说明人民币汇率波动对中国碳价有显著冲击且冲击具有区域异质性。中国的减排政策体系应根据这一特征进行调整:全国碳市场交易规则的设计,应关注区域差异,综合考虑地区的资源禀赋、产业结构、贸易结构等问题,充分考虑碳排放权的收入分配效应。避免全国统一碳市场运行中出现地区性的净碳排放权买入者与卖出者,特别是要避免碳交易使经济落后地区承担更高的减排成本而扩大区域差异;碳价管理机制应增加弹性,应充分考虑汇率等金融资产价格波动对碳价的冲击及其区域差异效应,积极构建联动机制,避免外部冲击影响碳市场的稳定与减排企业的投融资决策;积极推进能源产品的人民币定价、促进人民币汇率的稳定,以降低国际能源价格对我国能源价格的冲击,并利用全国统一碳市场将是全球最大碳市场的规模优势,提升碳定价的国际话语权;加强碳市场与其它金融市场的合作,鼓励碳金融创新,充分发挥碳市场在促进我国能源转型过程中的积极作用。

参考文献:

- [1] 王倩,高翠云.中国试点碳市场间的溢出效应研究——基于六元 VAR-GARCH-BEKK 模型与社会网络分析法.武汉大学学报(哲学社会科学版),2016,(6).
- [2] 汪文隽,周婉云,李瑾等.中国碳市场波动溢出效应研究.中国人口·资源与环境,2016,(12).
- [3] E. Delarue, K. Voorspool, W. Dhaeseleer. Fuel Switching in the Electricity Sector under the EU ETS: Review and Prospective. Energy Engineering, 2008, 134(2).
- [4] D. Rodrik. The Real Exchange Rate and Economic Growth. Brookings Papers on Economic Activity, 2008, 39(2).
- [5] G. Daskalakis, R. N. Markellos. Are Electricity Risk Premia Affected by Emission Allowance Prices? Evidence From the EEX, Nord Pool And Powernext. Energy Policy, 2009, (37).
- [6] 张秋莉,杨超,门明.国际碳市场与能源市场动态相依关系研究与启示——基于 DCC-MVGARCH 模型.经济评论,2012,(5).
- [7] P. Atola, M. Ollikainen, A. Toppinen. Impact of the Carbon Price on the Integrating European Electricity Market. Energy Policy, 2013, (61).
- [8] 海小辉,杨宝臣.欧盟排放交易体系与化石能源市场动态关系研究.资源科学,2014,(7).
- [9] Y. J. Zhang, Y. F. Sun. The Dynamic Volatility Spillover Between European Carbon Trading Market and Fossil Energy Market. Journal of Cleaner Production, 2016, 112.
- [10] E. Alberola, J. Chevallier, B. Chèze. Price Drivers and Structural Breaks in European Carbon Prices 2005–2007. Energy Policy, 2008, (36).
- [11] J. Chevallier. A Model of Carbon Price Interactions With Macroeconomic and Energy Dynamics. Energy Economy, 2011, 33(6).
- [12] J. Chevallier. Evaluating the Carbon—Macroeconomy Relationship: Evidence from Threshold Vector Error-correction and Markov-Switching VAR Models. Economy Model, 2011, 28(6).
- [13] 邹亚生,魏薇.碳排放核证减排量(CER)现货价格影响因素研究.金融研究,2013,(10).

- [14] J. M. Yu, M. L. Mallory. Exchange Rate Effect on Carbon Credit Price Via Energy Markets. *Journal of International Money and Finance*, 2014, 47.
- [15] 黄晓凤, 王廷惠, 程玉仙. 国际股票、外汇及原油市场对 CER 市场的波动溢出效应. *系统工程*, 2015, (5).
- [16] 周建国, 刘宇萍, 韩博. 我国碳配额价格形成及其影响因素研究——基于 VAR 模型的实证分析. *价格理论与实践*, 2016, (5).
- [17] D. B. Nelson. ARCH Models as Diffusion Approximations. *Journal of Economics*, 1990, 45.

The Impact of Exchange Rate on China's Carbon Price:

From the Perspective of Regional Differences

Wang Qian & Lu Jingjing (Jilin University)

Abstract: Exchange rate impacts carbon price by changing energy relative price, import and export. Carbon pricing not only affects low carbon transition but also influences abatement cost and development rights of emitters. In the context of speeding up of financial market's opening up and the increasing of exchange rate volatility, the impact of foreign exchange market on carbon is a key factor for the success of the national unified carbon market and the regional balance development in mitigation. Based on an EGARCH-Copula model, we find the impacts of RMB exchange rates on the carbon prices of six pilot carbon markets in China has significant regional differences. The impact on the carbon prices in Tianjin is negative, but positive in the other five carbon markets; RMB exchange rate has a strong impact on the carbon prices in Beijing, Shanghai and Shenzhen, but weak in Tianjin, Hubei and Guangdong; RMB exchange rate has strong upper tail correlation with the carbon prices in Beijing and Shanghai, but strong lower tail correlation with the carbon prices in Guangdong. Therefore, the design of the national unified carbon market should take regional differences into account; establish a response mechanism and improve the carbon price management by considering the regional heterogeneity of external impacts of exchange rate market on carbon market, and strengthen the role of RMB in energy pricing and promote the carbon financial innovation.

Key words: exchange rate; carbon pricing; regional differences; Copula model

■ 收稿日期: 2017-08-07

■ 作者简介: 王 倩, 经济学博士, 吉林大学经济学院教授; 吉林 长春 130012。

路京京, 吉林大学经济学院博士生。

■ 责任编辑: 刘金波