

《高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据》 评阅书及作者修改说明

发表信息：周玉龙，杨继东，黄阳华，Geoffrey J. D. Hewings. 高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据[J]. 中国工业经济. 2018(5):118-136.

《中国工业经济》外审意见 1 及修改说明

首先，诚挚感谢审稿人对论文的肯定，特别是对论文提出的建设性修改意见和建议，对文章的改进和提升大有裨益。我们根据审稿人的意见，逐条进行了研究和修改。具体修改情况如下，请审稿人再次审阅。

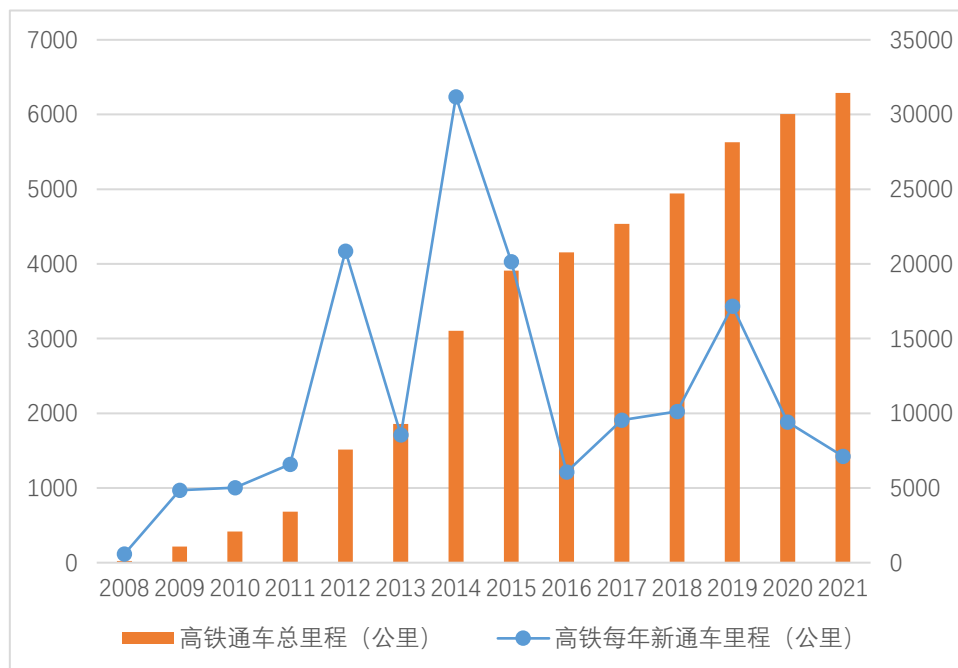
（黑色部分为审稿人意见，红色部分为作者答复，引用修改稿中所涉及到的内容用红色斜体标注）。

1) 数据描述中，增加对于高铁，高铁站点的描述。目前的数据介绍主要是土地微观数据的介绍，而高铁数据没有介绍。文中用两种方式设置了高铁的影响，dstation 和 staion，至少应该让读者知道这些数据的统计信息。

答复：我们非常感谢审稿人的意见，初稿中确有此疏漏，特在修改稿中增加了对高铁及高铁站点的介绍性信息。

（1）我们在原文中介绍完土地数据情况后，增加了对高铁发展情况及数据的表述。此外，为了说明高铁线路的情况，加入了附录表 1。增加的表述为：

中国第一条真正意义的高铁是为服务北京奥运会于 2008 年开通的京津城际铁路，之后高铁在中国遍地开花，平均每年新开通高铁里程超过 2200 公里，每年运送旅客 9.1 亿人。如图 4 所示，到 2017 年底，中国的高铁总里程已经超过 2.3 万公里，占世界 70% 以上¹。



¹ 数据引自中国铁路总公司。

图 4 中国高铁通车里程演变 (2008-2021)

注：笔者根据所整理高铁数据库计算，2016 年 4 月及以后为根据在建或规划线路所估计值。其中每年高铁通车里程数对应左侧主纵坐标轴；截止当年高铁通车总里程数对应右侧次坐标轴。

在本文的研究期间，中国的高铁运行的列车均为 CRH(CRH,China Railway High-speed, 中国铁路高速列车) 系列电力动车组，最高运行速度分别有每小时 250、350 和 380 公里级别。截至 2015 年底，中国已经开通运营共 40 条高铁线路²，每条线路平均运营里程约为 418.68 公里，其中最短的为津滨城际铁路运营里程仅为 45 公里，另外里程低于 100 公里的还有 4 条；最长的为兰新铁路第二双线，里程为 1787 公里。速度方面，时速为 250 公里的线路总里程为 8492 公里，300 公里及以上的为 8259 公里。

附录

表 1：中国的高铁线路

线路名称	运营里程 (公里)	速度 (公里/时)	开通日期
京津城际铁路	115	350	2008/8/1
武广客运专线	968	300	2009/12/26
郑西客运专线	484	300	2010/2/6
昌九城际铁路	131	300	2010/9/20
海南东环铁路	308	250	2010/12/30
长吉城际铁路	111	250	2010/12/30
京沪高速铁路	1318	325	2011/6/30
合蚌客运专线	131	350	2012/10/16
哈大客运专线	904	300	2012/12/1
石武客运专线	841	300	2012/12/26
杭甬客运专线	150	300	2013/7/1
宁杭客运专线	249	300	2013/7/1
盘营客运专线	90	300	2013/7/1
衡柳铁路	498	250	2013/12/28
柳南城际铁路（湘桂铁路扩能改造/新线：柳州至南宁段）	226	250	2013/12/28
武咸城际铁路（武汉城市圈城际铁路）	90	300	2013/12/28
西宝客运专线	148	250	2013/12/28
钦防铁路	63	250	2013/12/30
邕北线	199	250	2013/12/30
南广铁路	577	250	2014/4/18
武黄城际铁路（武汉城市圈城际铁路）	133	250	2014/6/18
大西客运专线	859	250	2014/7/1
杭长客运专线	924	300	2014/9/16
长昆客运专线（长沙南站至新晃西站段）	706	300	2014/12/16
成绵乐客运专线	319	250	2014/12/20
贵广客运专线	861	250	2014/12/26
兰新铁路第二双线	1787	250	2014/12/26

² 具体线路情况见附录表 1。

青荣城际铁路（即墨北站至荣成站段）	299	250	2014/12/28
合福客运专线	808	300	2015/6/28
哈齐客运专线	286	250	2015/8/17
沈丹客运专线	208	250	2015/9/1
吉珲客运专线	378	250	2015/9/20
津滨城际铁路	45	350	2015/9/20
兰中城际铁路	63	250	2015/9/30
宁安客运专线	257	250	2015/12/6
南昆客运专线（百色站至昆明南站段）	710	250	2015/12/11
成渝客运专线	305	300	2015/12/26
金温铁路扩能改造工程	188	250	2015/12/26
兰渝铁路	352	250	2015/12/26
津保铁路	145	250	2015/12/28

数据来源：根据维基百科整理。

(2)我们也增加了对高铁车站的统计描述。表2的变量描述性统计中加入了dstation、station以及后续使用的城市所在的高铁线路数量route变量的描述性统计。平均来说,40%的土地交易样本受到高铁建设的影响。

	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
高铁变量	Dstation	565301	0.40	0.49	0	1
	Station	565302	3.25	4.17	0	26
	Route	565302	1.35	1.47	0	8

2)重新梳理行文顺序。由于上面两个变量交替使用,目前看起来没有规律可循,让人怀疑有选择结果的嫌疑。如果作者的重点在不同用途土地的异质性上,那么表5应该挪后。如果可行,建议作者同时使用两种方式,至少提供在附录里。

答复:同意并感谢审稿人的意见。

(1)相对于原文假说一,本文的重点的确是不同用途土地所受的异质性影响,因此根据审稿人的意见将原文中假说一和假说二进行了调换,即将假说一调整为“高铁对同一地区商住用地和工业用地的价格带来相反的影响”,假说二调整为“高铁对高收入行业用地或发达地区土地的价格影响较大”。对应的第四部分中,“不同用途土地价格响应的异质性”和“行业和区位异质性”两节内容顺序也进行了调换,与假说顺序保持一致。

(2)为了考察是否建立高铁,和高铁车站数量影响的差异性,我们既考虑是否建立高铁的虚拟变量,也考虑使用高铁车站数目的连续变量。我们在所有可能的回归中,分别将dstation和station作为高铁变量进行回归,并在正文中汇报了结果。举例而言,表3和表4更新为下面两个表。表3不仅汇报了Dstation的系数,同时汇报了Station的系数。表4不仅汇报了dstation交叉项的系数,同时汇报了station交叉项系数。不管哪种方式度量高铁,其系数的方向都是一致的,但station系数绝对值较小,表明回归结果比较稳健,同时高铁建设的边际效应小于二元效应。

表3:高铁对地价的总体影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Dstation	0.381*** (0.039)	0.013 (0.025)	0.101*** (0.032)	0.070** (0.028)		
Station					0.013*** (0.004)	
Route						0.027** (0.013)
lncitydis		-0.151*** (0.006)		-0.150*** (0.005)	-0.150*** (0.005)	-0.150*** (0.005)
dengji		-0.015*** (0.002)		-0.023*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.023*** (0.002)
zpg		0.918*** (0.030)		0.908*** (0.026)	0.906*** (0.026)	0.907*** (0.026)
xinzeng		-0.163*** (0.017)		-0.198*** (0.015)	-0.198*** (0.015)	-0.198*** (0.015)
benji		0.595*** (0.034)		0.723*** (0.029)	0.723*** (0.029)	0.723*** (0.029)
shangzhu		1.312*** (0.020)		1.302*** (0.019)	1.301*** (0.019)	1.301*** (0.019)
structure		-0.002 (0.002)		-0.015*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.016*** (0.005)
fiscal		-0.028*** (0.008)		0.019** (0.008)	0.022*** (0.008)	0.022*** (0.008)
lngonglu		0.142*** (0.045)		-0.006 (0.065)	-0.032 (0.066)	-0.020 (0.065)
lnmidu		0.128*** (0.033)		-0.215** (0.086)	-0.240*** (0.082)	-0.236*** (0.080)
lnfangjia		0.690*** (0.032)		0.065 (0.049)	0.072 (0.048)	0.068 (0.048)
时间固定效应	否	否	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	是	是	是	是
常数项	5.624*** (0.023)	-0.919*** (0.273)	5.339*** (0.025)	3.852*** (0.400)	3.793*** (0.393)	3.833*** (0.394)
样本数	565,301	510,165	565,184	510,060	510,060	510,060
A_R-squared	0.021	0.478	0.139	0.522	0.522	0.522

注：被解释变量是以 2007 年为基期土地实际价格（万元/公顷）的对数值，括号内聚类于县级行政区的标准误，显著性水平分别为*** p<0.01,** p<0.05,* p<0.1。同时为了消除异常值的影响，所有回归都删除了每公顷价格小于 1 万元和大于 10 亿元以及与市中心不大于 0 和大于 500 公里的极端值。

表 4：高铁影响不同用途地价的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dstation*gongye	-0.168*** (0.034)					
Dstation*shangfu		0.105*** (0.040)				

Dstation*zhuzhai			0.219***			
			(0.034)			
Station*gongye				-0.036***		
				(0.004)		
Station*shangfu					0.030***	
					(0.005)	
Station*zhuzhai						0.038***
						(0.004)
Dstation	0.143***	0.075**	0.023			
	(0.031)	(0.030)	(0.031)			
Station				0.027***	0.015***	0.002
				(0.004)	(0.004)	(0.004)
gongye	-232***			-178***		
	(0.023)			(0.019)		
shangfu		0.598***			0.544***	
		(0.024)			(0.023)	
zhuzhai			0.751***			0.711***
			(0.024)			(0.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	510,165	510,165	510,165	510,165	510,165	510,165
A_R-squared	0.523	0.348	0.414	0.525	0.349	0.416

注：前三列和后三列分别代表以是否建设或运营高铁车站和在建设及运营中的高铁车站数量衡量处理效应的回归，控制变量与表 3 中后三列加入的控制变量相同，囿于篇幅，其他变量系数在此省略。其他同表 3 注。

3) 严格 did 的做法，应该把 dstation 和 after 显示在回归表格中。以及，应该加上安慰剂检验。

答复：感谢审稿人的中肯意见。

(1) 标准的 DID 回归中，的确需要汇报 dstation、after 及其交叉项的系数，这种方法适应的情境是处理的时间点对不同个体来说是统一的，作为处理组的 dstation 仅随个体变化，不随时间变化，after 则反之。但在本文中，由于不同城市修建高铁的时间不同，因此标准 DID 模型演变为控制个体和时间的双向固定效应模型 (Angrist and Pischke, 2008, 2014; 刘瑞明和赵仁杰, 2015)，即 dstation 的系数被个体固定效应取代，after 被时间固定效应取代，而交叉项的系数即随城市和时间都变化的 dstation 的系数。为了更清楚的说明这个区别，我们对识别策略进行了修改。更新的主要部分如下文所示：

参考 Xian & Hewings (2016) 研究房价时的识别策略，我们最终使用的估计方程如下：

$$\text{Logland}_{ict} = \alpha + \beta_1 \text{Dstation}_{ct} + \lambda \sum_n \text{Controls}_{ct} + \phi \sum_m \text{Controls}_{ict} + \gamma_t + \mu_c + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

其中, i 指代地块。如果城市 c 在第 t 年开始建设高铁, 则 t 年之前 $Dstation_{ct}$ ³ 为 0, 否则为 1。同时, 我们控制时间固定效应 γ_t 和地块所在城市的固定效应 μ_c , 并控制城市随时间变化的属性对地价的干扰 ($Controls_{ict}$)。 $Controls_{ict}$ 表示影响土地价格的宗地特征变量集合。同时将标准误差聚类在区县层面, 允许区县间地价系统性差异的同时, 控制区县内的空间自相关效应。我们感兴趣的估计系数 β_1 可以识别建设高铁后土地交易价格受到的冲击。

以此为基础, 为了检验高铁车站数量对地价的冲击效应, 我们还将 $Dstation_{ct}$ 替换为城市 c 在第 t 年高铁车站的数量变量 $Station_{ct}$, 回归方程成为:

$$Logland_{ict} = \alpha + \beta_1 Station_{ct} + \lambda \sum_n Controls_{ct} + \phi \sum_m Controls_{ict} + \gamma_t + \mu_c + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

为了进一步检验高铁冲击的异质性, 我们将等式 (4) 和 (5) 中加入高铁变量与土地用途、行业收入和地块距离市中心距离等变量的交叉项, 进行三重差分回归, 交叉项系数可以识别高铁冲击的异质性。

最后, 为了考察高铁对城市整体土地市场的冲击并分析高铁影响地价的作用机制, 我们还利用年鉴数据和微观加总数据与高铁数据结合进行分析, 将方程 (4) 和 (5) 分别改写为方程 (6) 和 (7) 进行回归。

$$Logland_{ct} = \alpha + \beta_1 Dstation_{ct} + \lambda \sum_n Controls_{ct} + \gamma_t + \mu_p + \varepsilon_{ct} \quad (6)$$

$$Logland_{ct} = \alpha + \beta_1 Station_{ct} + \lambda \sum_n Controls_{ct} + \gamma_t + \mu_p + \varepsilon_{ct} \quad (7)$$

其中因变量 $Logland_{ct}$ 分别为城市 c 在 t 年出让土地的宗数、出让面积以及出让金总额的对数值, μ_p 表示省份固定效应。为了减弱高铁建设的样本自选择导致的回归偏误和内生性问题, 我们使用倾向值得分匹配 (PSM) 和引入工具变量的方法进行了进一步检验。

(2) 能够汇报 $dstation$ 和 $after$ 的回归中, 我们皆进行了汇报。例如以上三重差分中的表 4 以及以下安慰剂检验的表 9。

(3) DID 安慰剂检验通常是替换 treatment group, 或者假设不同于真实政策起作用的时间, 对应本文中假设高铁城市没有建立高铁, 或者变化高铁发生作用的时间不同于真实时间。根据以上思路, 我们进行了安慰剂检验, 具体内容如下:

1. 安慰剂检验⁴

双重差分有效的基本条件是平行趋势假设成立, 即关键变量在高铁建设前后的变化趋势是平行的。DID 安慰剂检验通常是替换处理组或者假设政策起作用的虚拟时间, 对应本文即假设高铁城市没有建立高铁, 或者变化高铁发生作用的时间。

根据以上思路, 由于全部样本中高铁的修建时间并不一致, 因此为了更直观地进行安慰剂检验, 我们在全体样本中保留了从未修建高铁城市的控制组样本和直到 2009 年⁵才首次修

³ 相当于标准双重差分中的交叉项。

⁴ 感谢匿名审稿人的意见。

⁵ 2009 年首次修建高铁的城市是样本期间内最多的, 达到了 46 个, 为历年之最, 因此取 2009 年保留了

建高铁城市的处理组，然后对 2009 年之前的样本进行标准 DID 回归。这里我们虚拟高铁的修建时间分别在 2007 年第二季度、2007 年第三季度，直到 2008 年第三季度。如果平行趋势成立，那么以这种虚拟的高铁修建时间进行的 DID 回归交叉项系数应该不显著。以上的安慰剂检验结果如表 9 所示，交叉项系数的确皆不显著，进一步验证了控制相关变量后，高铁修建前处理组和控制组地价变化的平行趋势是成立的。

表 9：安慰剂检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2007q2	2007q3	2007q4	2008q1	2008q2	2008q3
Dstation*After	-0.078 (0.053)	-0.071 (0.048)	-0.005 (0.049)	-0.017 (0.052)	-0.022 (0.061)	-0.030 (0.079)
Dstation	0.140** (0.066)	0.128** (0.062)	0.090 (0.061)	0.093 (0.059)	0.093* (0.056)	0.092* (0.055)
After	0.010 -0.078	-0.006 -0.071	-0.048 -0.005	-0.036 -0.017	-0.022 -0.022	-0.012 -0.030
lncitydis	-0.137*** (0.012)	-0.136*** (0.012)	-0.136*** (0.012)	-0.136*** (0.012)	-0.136*** (0.012)	-0.136*** (0.012)
dengji	-0.016*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.016*** (0.005)
zpg	0.718*** (0.039)	0.721*** (0.038)	0.723*** (0.038)	0.721*** (0.038)	0.718*** (0.038)	0.717*** (0.038)
xinzeng	-0.115*** (0.040)	-0.115*** (0.040)	-0.116*** (0.040)	-0.115*** (0.040)	-0.115*** (0.040)	-0.115*** (0.040)
benji	0.469*** (0.055)	0.469*** (0.055)	0.470*** (0.056)	0.470*** (0.055)	0.469*** (0.055)	0.469*** (0.055)
shangzhu	0.878*** (0.033)	0.878*** (0.034)	0.878*** (0.034)	0.877*** (0.034)	0.877*** (0.034)	0.876*** (0.034)
structure	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.002 (0.004)
fiscal	-0.017 (0.014)	-0.016 (0.014)	-0.014 (0.015)	-0.015 (0.014)	-0.016 (0.014)	-0.017 (0.014)
lngonglu	0.198** (0.085)	0.200** (0.085)	0.203** (0.085)	0.201** (0.085)	0.198** (0.085)	0.197** (0.085)
lnmidu	0.104 (0.072)	0.103 (0.072)	0.101 (0.072)	0.102 (0.072)	0.103 (0.072)	0.104 (0.072)
lnfangjia	0.769*** (0.075)	0.771*** (0.075)	0.779*** (0.076)	0.776*** (0.076)	0.772*** (0.076)	0.771*** (0.075)
常数项	-1.178** (0.596)	-1.187** (0.598)	-1.233** (0.601)	-1.213** (0.600)	-1.191** (0.599)	-1.179** (0.598)
样本数	46,840	46,840	46,840	46,840	46,840	46,840
A_R-squared	0.351	0.351	0.351	0.351	0.351	0.351

最多的样本数。

注：涉及到价格的变量已经调整至 2007 年不变价。括号内为聚类于省级行政区的标准误，显著性水平分别为*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(4) DID 回归的重要前提是平行趋势，检验这个假设最理想的情况也是直接检验平行趋势是否成立，因此，我们进一步尝试进行了最理想的平行趋势的直接检验，结果是成立的。具体内容如下：

2. 平行趋势检验

与安慰剂检验一直，我们在全体样本中保留了从未修建高铁城市的控制组样本和直到 2009 年才首次修建高铁的城市的样本，然后将其根据年份季度和是否修建过高铁的分类进行汇总，进而做出图 5 的平行趋势检验图。其中左图为按照面积进行加权汇总的地价均值比较，右图为将地价的对数值作为因变量对表 2 中地块和城市变量以及年份和城市固定效应进行回归后的残差按照面积进行加权汇总的比较。

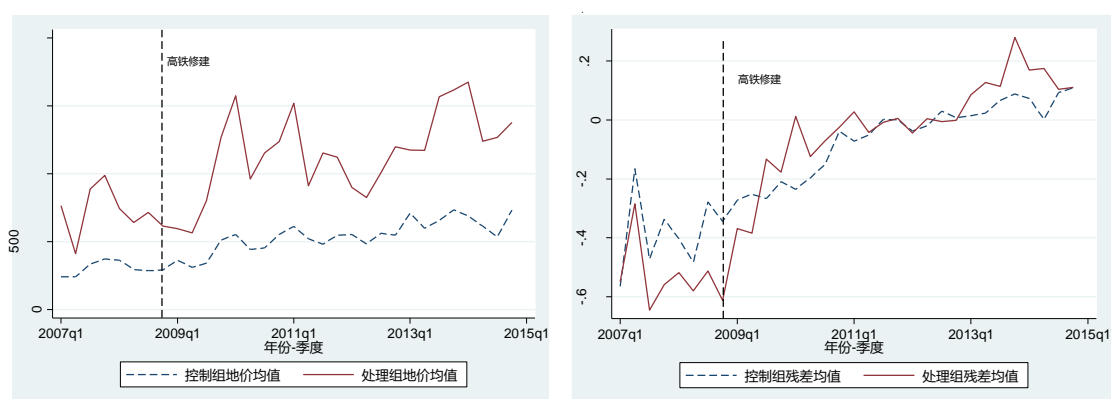


图 5 平行趋势检验图

从图 5 可以看出，左图的高铁修建前后地价变化的平行趋势较弱，但右图中回归残差的变化趋势在高铁修建前后有显著的差异，相对于 2009 年后，2009 年前的残差变化趋势保持了高度的平行性。这说明分析土地价格变化如果不控制地块和城市特征，将导致严重的估计偏误，但在对微观和宏观特征进行控制后，利用双重差分方法可以有效识别高铁修建对地价的因果效应。

再次感谢审稿人的宝贵意见！

本回文中所涉及的参考文献：

1. Angrist J D, Pischke J S. Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion[M]. Princeton university press, 2008.
2. Angrist J D, Pischke J S. Mastering' metrics: The path from cause to effect[M]. Princeton University Press, 2014.
3. 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗?[J]. 管理世界, 2015 (8).

《中国工业经济》外审意见 2 及修改说明

首先，诚挚感谢审稿人对论文的肯定，特别是对论文提出的建设性修改意见和建议，对文章的改进和提升大有裨益。我们根据审稿人的意见，逐条进行了研究和修改。具体修改情况如下，请审稿人再次审阅。

（黑色部分为审稿人意见，红色部分为作者答复，引用修改稿中所涉及到的内容用红色小号字体标注）。

1. 总体评价

一直以来，国内经济学界对土地市场的研究偏重宏观层面的政府行为，限于数据较少从微观层面分析土地市场最根本的指标土地价格。《高铁影响土地价格的异质性研究》（以下简称《高铁》）采用中国土地网公布的微观层面地块出让数据分析高铁通行对土地价格的影响，有学术价值和现实意义。但是该文在理论模型和实证方法、变量选取等方面还有较多的问题需要处理。

2. 存在的主要问题和评论建议

1) 理论模型和实证部分联系不大。

文中理论模型部分只有等式（2）和（3），只是在讲消费者效用最大化的一阶条件和土地价格的表示方法，与后文的假说（“假说一：高铁对高收入行业用地或发达地区土地的价格（的）影响较大”，“假说二：高铁对同一地区商住用地和工业用地的价格带来相反的影响”）没有直接关系。理论模型中哪里出现了收入异质效应？哪里出现了不同土地用途？哪里又出现了基础设施（高铁通行）改变对土地价格的影响？这涉及到第二个问题。

答复：我们同意并感谢审稿人的意见，并就相关内容进行了大幅修改。从严格的模型要求角度，的确如审稿人所述，模型对变量的处理较为简单，解释力较弱，且仅仅分析了需求侧，没有深入考虑细分市场结构，且与后文的实证部分存在“脱节”的问题。这是原文的一个“硬伤”。本次修改，我们调整了文章的定位，即本文的主要工作是一个实证研究，研究目的是希望通过详细的微观数据，聚焦于分析高铁对地价的冲击。为此，我们充分接受审稿人的批评，删除了原文中的缺乏解释力的理论模型部分，优化了文章的研究思路、理论假说和作用机制的文字论述。

2) 理论模型过于简单，几乎没有解释力。

构建理论模型总要权衡框架简单与解释力，尽可能从最简单又符合现实的假设出发，得出能用实际数据检验的理论假说。无论如何，《高铁》的模型都过于简单，相当于只给出土地价格的定义和消费者的最优化行为，根本没涉及土地市场的供给方即地方政府和住房的供给方房地产开发商，所以本文现有的模型不足以解释下文的实证结果，或者说下文的结论验证的并不是理论部分的结论。

在经典的单中心城市模型中（包括封闭城市和开放城市模型，如 Duranton and Puga, 2014），消费者工资为 w ，选择住房面积 $(h(x))$ 和其它物品消费量 (z) ，还要承担通勤成本（单位成本是 t ），其它物品的价格简化为 1，居住地离市中心为 x ，住房价格为 $P(x)$ ，再根据空间均衡条件即消费者在任何位置获得相等的效用水平，可以得出住房价格竞租函数 $P(x) = (w - z - tx) / h(x)$ ，经过简单推导可以得出住房价格随空间位置变化的特征，即价格梯度（price gradient）函数。再简单假设住房生产函数，这个结果可以直接套用到土地价格上。需要注意的是，上述模型的基本前提和组成部分是：（1）单中心城市，也就是单一城市，

(2) 距离变量 (3) 空间均衡条件。在上述模型基础上还可以引入交通设施 (如城市内部的高速公路、轻轨和地铁等), 这些变量改变交通成本即 t 的大小; 还可以引入居民收入异质特征, 即高收入和低收入居民对住房面积和位置的偏好不同; 还可以引入集聚经济分析住宅用地、商业用地和工业用地的竞租函数差异。

《高铁》现用的模型只是简单假设居民选择土地和其他消费品, 土地消费分为临近高铁和非临近高铁的土地消费, 且不说这种假设和表述非常费解, 更关键的是还忽略了几个最重要的前提条件: (1) 高铁连接的是不同城市, 能否用单中心城市模型分析高铁对土地价格的影响? (2) 高铁改变的是居民的通行成本, 也就是单中心模型中的参数 t , 这一点并没有体现在作者的模型中; (3) 空间均衡条件是什么? (4) 《高铁》的“假说二: 高铁对同一地区商住用地和工业用地的价格带来相反的影响”, 现有模型中并没有房地产开发商和其他商品生产商, 如何分析商业用地和工业用地的价格变化?

作者应该思考如何在开放城市的区域经济模型中引入高铁通行对居民和企业的影响, 然后再得出能够用后文数据检验的理论假说。

答复: 非常感谢审稿人的细致评论。

本文是一个优先目标的研究, 可能的贡献是高铁影响土地价格的实证研究, 并没有试图在开放城市的区域经济模型中引入高铁通行对居民和企业的影响。这应是未来的一个重要研究方向。

(1) 如审稿人指出的, 我们在构建理论模型时, 考虑的一个重要问题是高铁与城市内部轨道交通的差异, 即多数情况下, 高铁改变的并非每日通勤成本, 而是频率较低的旅行成本, 已有的模型大多关注的是通勤成本, 因此模型的重新构建难度较大。我们曾尝试利用新经济地理模型, 将城市看做点, 高铁降低了劳动力迁徙成本。但由于涉及到多区域, 难以获得解析解, 因此未能实现。更重要的原因是, 这一研究思路并非文章实证研究的理论基础。为此, 修改稿删除了原理论模型, 保持文章逻辑与结构的一致性。

(2) 事实上, 因为建模和求解上的技术性问题, 使得大量研究高铁与房地产价格的文献, 也没有专门构建理论模型, 而是直接利用经典的 Hedonic 模型分析 (Bowes and Ihlanfeldt, 2001; Ahlfeldt, 2011), 将研究的重点放在实证方面。我们在原稿中试图做一些理论模型的尝试, 但是效果正如审稿人所指出的, 存在明显的问题。我们接受审稿人的批评, 经过多方权衡, 最终选择从中国细分土地市场的多样化结构出发, 利用标准的经济学理论推理对高铁冲击土地市场价格的机制, 再用实证研究工作加以经验, 以突出文章的边际贡献。我们希望如何根据本研究的实证发现, 为今后的研究提炼“典型化事实”, 构建更好的理论模型。

具体修改的理论框架内容如下 (pp. 3-5):

(二) 理论框架

高铁被称为 20 世纪后半叶最重要的客运技术突破 (Zheng and Kahn, 2013), 其技术经济特征决定了高铁可以有效提高区域的通达性, 从而提高市场一体化水平 (Cao et al., 2012; Zheng and Kahn, 2013; Shaw et al., 2014; 蒋海兵等, 2015)。第一, 按照高铁的技术性定义, 高速动车组的运营速度是普通列车的三倍以上, 可以有效缩短城际旅行时间。第二, 高铁采用更先进的通信信号系统和列控系统, 运行密度远高于普通列车, 可有效改善客运效率⁶。第三, 中国高铁基本上是在新修的客运专线上运行,⁷采用客货分离的运输组织

⁶ 实际上, 建设新干线和法国高铁 TGV 的主要原因是提高线路运力, 而英国发展高铁较晚的原因也是早年已有线路的运力较为富余 (Givoni, 2007)。

⁷ 2013 年, 大约 79% 的乘坐动车组的乘客是运行在高铁专用线路上 (世界银行, 2014)。

后，专业化运营能够有效释放旧线路的运力，提高了铁路的客货运能力⁸。第四，随着中国高铁线路加速成网，高铁网络的正外部性逐渐显现，高铁的市场需求也在不断上升，已经成为最受欢迎的出行方式。

正如城市土地的竞租理论（Alonso, 1960）指出，地租（即土地价值）反映了所在区位商品和服务的通达程度。因此，给定其他因素不变，高铁改变地块所在地区的通达性和土地市场的一体化水平，将会提升沿线土地的稀缺性，进而提高土地价格。但考虑我国特有的土地市场结构和居民消费结构特征，高铁对地价的影响，可能并非如理论预期的那样一致和简单，而且存在异质性特征。这主要是因为中国并非采用单一市场出让土地。当前，中国通过市场化手段出让的土地，主要包括居住用地、商业服务业设施用地等非工业用地及工业用地⁹。大量研究表明，中国地方政府的工业用地出让和非工业用地出让行为存在显著差异，即采取“低价出让工业用地，高价出让商住用地”的策略（陶然等，2009；范剑勇和莫家伟，2014；郑思齐等，2014）。因此，本文分别对非工业用地和工业用地的土地市场进行单独分析，进一步厘清高铁对土地市场一体化对不同用地的冲击，从而分析高铁影响土地价格的理论逻辑。

在工业用地市场上，地方政府作为土地出让方，为了竞争工业税收这一流动税基，彼此之间存在着相互竞争，通常采用廉价出让工业用地的方式吸引工业资本。而在工业用地需求方面，由于工业用地不像居住用地、商业服务业设施用地那样依赖于稀缺的地段，工业投资者的选址空间更大。这种供求结构使得中国的工业用地市场呈现出显著的买方市场特点（陶然等，2009）。此外，高铁网络连接了更多的城市，便于工业投资者在进行投资选址时，可以乘坐高铁对潜在地区进行考察，极大地降低了信息成本（黄张凯等，2016），显著提高土地市场的一体化程度（Zheng and Kahn, 2013）。在一个买方市场上，市场一体化程度的提高，将提高土地需求方（工业投资者）的议价能力，加剧了土地供给者（地方政府）之间的工业引资竞争，最终促进工业用地价格的下降。从另一个角度看，目前中国的高铁皆为提供客运服务，高铁对货运的影响并不是工业企业选址的重要因素（Bonnafous, 1987；Chen and Hall, 2010）。综合以上两个机制，可以预期高铁的开通，会降低工业用地的出让价格。

另一方面，非工业用地需求特征的差异则使得非工业用地的市场结构呈现出卖方市场的特征，土地出让价格受高铁建设的冲击与工业用地价格相反。一方面，相比于工业用地，住宅用地对配套基础设施和公共服务的要求较高，商服用地则更加依赖于住宅区为重要基础的人流量，因此这两类用地的市场结构较为相似。非工业用地更依赖于其所在的地段，往往位于市中心或基础条件优越的地区，因此土地需求方（开发商）之间竞争的激烈程度远高于工业用地市场的情况。另一方面，为了“横向补贴”廉价出让工业用地的损失，地方政府也可能利用非工业用地的稀缺性特征，如通过限制土地出让总量来提高非工业用地的价格，激化开发商之间的竞争，达到尽可能地提高非工业用地的出让价格和出让收入的目的。这两方面的影响使得非工业用地市场呈现出卖方市场的特征。那么，一个城市引入高铁后，土地市场的一体化程度提高增强了地方政府的谈判能力，开发商之间的竞争激化可能促进非工业用地价格的上升。因此，此处提出假说一。

假说一：高铁对同一地区商住用地和工业用地的价格带来相反的影响。

高铁车站对通达性的影响，可分为时间通达性和经济通达性。高铁有效地节约了交通时间，且在准点率指标上要高于航空¹⁰。因此，高铁具有正向的时间通达性，能够潜在地推高

⁸ 《被高铁改变的物流》，<http://finance.huangjiu.com/roll/2015-02/5672640.html>。

⁹ 2007-2014 年我国此三类用途的土地出让宗数占总出让宗数的比重为 84%。

¹⁰ 根据中国民用航空局发布的《2015 年民航行业发展公报》，2015 年我国平均航班正常率为 68.33%，十家主要航空公司的平均航班正常率为 68.90%。中国高铁的平均准点率并没有披露过权威的统计数据，流行的观点认为中国高铁平均准点率超过 90%。

沿线土地的出让价格。但是，高铁相比于廉价的普通铁路运输服务，不仅票价有所提高，而且挤出了部分普通列车运营线路，从而降低了一些富有车票价格弹性的乘客的经济通达性。但是，对具有更强支付能力的高收入乘客或更低成本负担的商旅乘客，高铁对经济通达性的影响并不显著。可以推断，如将乘客个体按行业或区域加总后，受高铁的通达性影响将有所差异，表现为行业或区域特定地块的地价变化差异。其一，目前高铁旅客中商旅人群占比较大¹¹，可以推断商务金融行业用途的土地通达性和地价受到高铁的正面影响最大。其二，高铁车站选址倾向于连接人口密集地区，同时考虑到居民的平均收入水平，导致人口密集和人均收入更高的市辖区的通达性受高铁影响更大，相应的土地市场所受高铁冲击也更大。基于这些分析，此处进一步提出以下假说。

假说二：高铁对高收入行业用地或发达地区土地的价格影响较大。

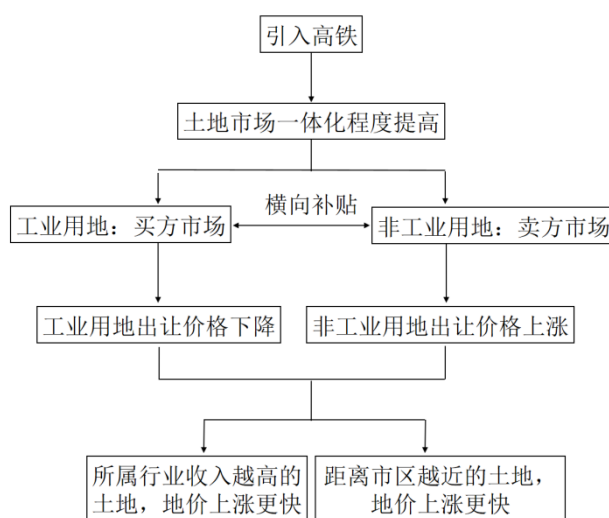


图 1 高铁对不同土地市场出让价格的影响机制

本文的研究思路 and 核心假说呈现于图 1。下文将利用微观土地交易数据对以上假说进行验证和详尽的机制分析，并在此基础上分析高铁在城市层面带来的福利效应。

3) 实证部分中应该检验双差分方法应用的前提条件平行趋势假设。

《高铁》实证第一部分采用双差分方法 (Difference in Differences) 估计高铁通行对地块价格的影响，方法倒是没问题，但是用双差分之前至少应该对比通行高铁和没有通行高铁的城市在它们都没有高铁之前在关键变量上是否有显著差别，即平行趋势假设。如果有显著差别，那么高铁通行变量捕捉到的有可能是城市之间经济等方面因素随时间变化趋势的结果而非高铁通行的效果。

答复：感谢审稿人的意见。

(1) 如审稿人所言，平行趋势成立是 DID 方法的重要应用条件。如果在控制相关变量后，高铁修建前后高铁城市和非高铁城市的地价变化趋势不一致，那么本文的识别策略可能不再有效。假设由于某些不可见变量的影响，高铁城市本身的地价增长便快于非高铁城市，那么本文识别的高铁效应便可能混入了这些不可见变量的影响，从而无法实现研究目的。为了检验平行趋势是否成立，我们在稳健性检验中加入了地价的安慰剂检验和平行趋势检验，

¹¹ 参考世界银行报告《中国高铁区域经济影响分析》，
http://www.shihang.org/content/dam/Worldbank/document/EAP/China/high_speed-rail-%20in-china-cn.pdf。

结果表明，控制相关变量之后的地价残差平行趋势成立，表明了 DID 策略的适用性。具体的检验内容如下：

1. 安慰剂检验¹²

双重差分有效的基本条件是平行趋势假设成立，即关键变量在高铁建设前后的变化趋势是平行的。检验此假设的一个方法是安慰剂检验。DID 安慰剂检验通常是替换处理组或者假设政策起作用的虚拟时间，对应本文即假设高铁城市没有建立高铁，或者变化高铁发生作用的时间。

根据以上思路，由于全部样本中高铁的修建时间并不一致，因此为了更直观地进行安慰剂检验，我们在全体样本中保留了从未修建高铁城市的控制组样本和直到 2009 年¹³才首次修建高铁城市的处理组，然后对 2009 年之前的样本进行标准 DID 回归。这里我们虚拟高铁的修建时间分别在 2007 年第二季度、2007 年第三季度，直到 2008 年第三季度。如果平行趋势成立，那么以这种虚拟的高铁修建时间进行的 DID 回归交叉项系数应该不显著。以上的安慰剂检验结果如表 9 所示，交叉项系数的确皆不显著，验证了控制相关变量后，高铁修建前处理组和控制组地价变化的平行趋势是成立的。

表 9：安慰剂检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2007q2	2007q3	2007q4	2008q1	2008q2	2008q3
Dstation*Afte	-0.078	-0.071	-0.005	-0.017	-0.022	-0.030
r	(0.053)	(0.048)	(0.049)	(0.052)	(0.061)	(0.079)
Dstation	0.140**	0.128**	0.090	0.093	0.093*	0.092*
	(0.066)	(0.062)	(0.061)	(0.059)	(0.056)	(0.055)
After	0.010	-0.006	-0.048	-0.036	-0.022	-0.012
	-0.078	-0.071	-0.005	-0.017	-0.022	-0.030
lncitydis	-0.137***	-0.136***	-0.136***	-0.136***	-0.136***	-0.136***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
dengji	-0.016***	-0.016***	-0.017***	-0.017***	-0.016***	-0.016***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
zpg	0.718***	0.721***	0.723***	0.721***	0.718***	0.717***
	(0.039)	(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.038)
xinzeng	-0.115***	-0.115***	-0.116***	-0.115***	-0.115***	-0.115***
	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.040)
benji	0.469***	0.469***	0.470***	0.470***	0.469***	0.469***
	(0.055)	(0.055)	(0.056)	(0.055)	(0.055)	(0.055)
shangzhu	0.878***	0.878***	0.878***	0.877***	0.877***	0.876***
	(0.033)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)
structure	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
fiscal	-0.017	-0.016	-0.014	-0.015	-0.016	-0.017

¹² 感谢匿名审稿人的意见。

¹³ 2009 年首次修建高铁的城市是样本期间内最多的，达到了 46 个，为历年之最，因此取 2009 年保留了最多的样本数。

	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
lnongglu	0.198**	0.200**	0.203**	0.201**	0.198**	0.197**
	(0.085)	(0.085)	(0.085)	(0.085)	(0.085)	(0.085)
lnmidu	0.104	0.103	0.101	0.102	0.103	0.104
	(0.072)	(0.072)	(0.072)	(0.072)	(0.072)	(0.072)
lnfangjia	0.769***	0.771***	0.779***	0.776***	0.772***	0.771***
	(0.075)	(0.075)	(0.076)	(0.076)	(0.076)	(0.075)
常数项	-1.178**	-1.187**	-1.233**	-1.213**	-1.191**	-1.179**
	(0.596)	(0.598)	(0.601)	(0.600)	(0.599)	(0.598)
样本数	46,840	46,840	46,840	46,840	46,840	46,840
A_R-squared	0.351	0.351	0.351	0.351	0.351	0.351

注：涉及到价格的变量已经调整至2007年不变价。括号内为聚类于省级行政区的标准误，显著性水平分别为*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

2. 平行趋势检验

与安慰剂检验一直，我们在全体样本中保留了从未修建高铁城市的控制组样本和直到2009年才首次修建高铁的城市的样本，然后将其根据年份季度和是否修建过高铁的分类进行汇总，进而做出图6的平行趋势检验图。其中左图为按照面积进行加权汇总的地价均值比较，右图为将地价的对数值作为因变量对表2中地块和城市变量以及年份和城市固定效应进行回归后的残差按照面积进行加权汇总的比较。

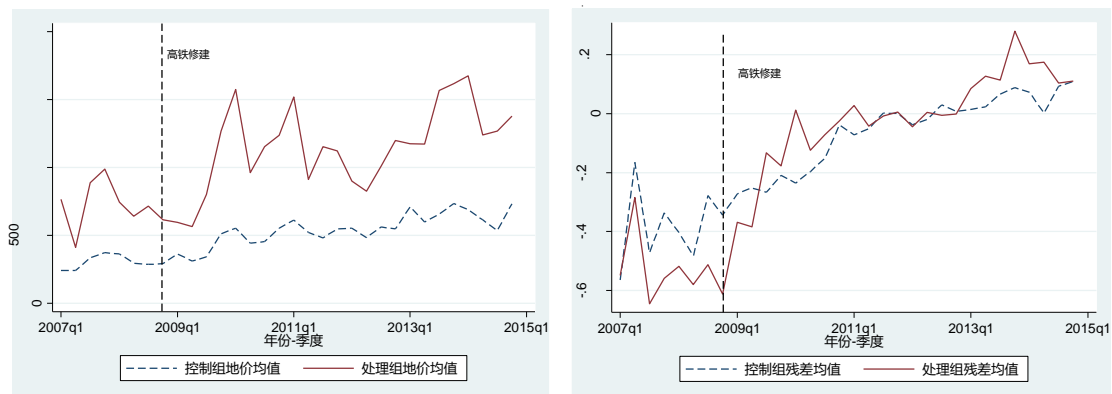


图6 平行趋势检验图

从图6可以看出，左图的高铁修建前后地价变化的平行趋势较弱，但右图中回归残差的变化趋势在高铁修建前后有显著的差异，相对于2009年后，2009年前的残差变化趋势保持了高度的平行性。这说明分析土地价格变化如果不控制地块和城市特征，将导致严重的估计偏误，但在对微观和宏观特征进行控制后，利用双重差分方法将有效识别高铁修建对地价的因果效应。

4) 不同类型的土地，尤其是住宅用地和工业用地，不应该放在一起做回归。

《高铁》的回归中，如表3，住宅用地、商服用地和工业用地放在一起，不妥。住宅用地和工业用地的利用方式和开发强度差别巨大，影响因素也不同，住宅用地受规划容积率、地理位置、公共服务配套的影响大，而工业用地受公路、铁路的影响大。这又牵扯到下一个问题。

答复：感谢审稿人的意见。

(1) 工业与非工业用地市场的确差异明显，文章也在解释高铁对这两种土地价格影响

不同时进行了充分阐释，这是本文的重要理论基础。但是，按照用地性质分，它们同属于城市建设用地市场，并且土地市场交易的主体。基于此考虑，我们在基准回归中，将其作为全体样本进行回归，同时控制了是否属于工业用地的虚拟变量，来研究高铁对地价的平均影响。这种做法，可能符合从一般到具体的研究思路。

(2) 对于地价的不同决定因素，我们加入了多个控制变量，并控制了城市和时间固定效应，最大程度地控制了这些因素。在给出高铁影响地价的平均影响后，针对不同类型土地的影响是否存在差异，文章进一步利用交互项方法加以考察。

(3) 在城市层面的回归中，我们在工业和非工业用地的回归中，分别加入了与土地属性相关的不同的控制变量。例如，我们利用货运量表示工业用地回归中的需求因素，但非工业用地则利用了地铁因素表示。相关内容如下（原文 pp. 17-19）。

为了验证以上机制，我们首先利用微观加总的面板数据分析高铁影响工业和非工业用地市场的出让总量进行分别回归，验证高铁对工业与非工业用地冲击的异质性。具体做法是将分别以工业和商服住宅土地出让的面积和金额作为因变量对高铁变量进行回归，其中与表 6 中加入的控制变量相比，所有回归都分别额外控制了本年度的土地出让总面积对数值 $\ln\text{area_sup}$ 、对应类别土地的均价 $\ln\text{prc_ind}$ （工业用地均价对数值）或 $\ln\text{prc_cr}$ （商住用地均价对数值）以及需求侧影响因素 $\ln\text{freight}$ 或 durbanrail 。回归结果如表 7 所示。

结果表明， Dstation 和 Station 项的系数皆为正，但工业用地回归中的系数皆不显著，商住用地回归中则至少在 10% 水平上显著，这表明高铁建设能够显著提高商业和住宅用地的出让金额和出让面积，但对工业用地的影响并不显著。这种结果与高铁主要用于旅客运送的属性相一致，目前我国的高铁都是客运列车，因此对人口分布敏感的商服和住宅用地出让有更直接的影响，对工业用地出让的影响相对间接。从宏观政府土地出让行为的角度分析，只有高铁能够有效提高来自非工业用地的土地出让收入，用其中部分土地出让金增量对工业用地的“横向补贴”才能够可持续进行，从而使得修建高铁城市的地方政府来自土地市场总体福利提高，即验证了我们提出的以上机制。

表 7：高铁对不同用途土地出让总量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	工业面积	商住面积	工业金额	商住金额	工业面积	商住面积	工业金额	商住金额
Dstation	0.052 (0.046)	0.094*** (0.023)	0.030 (0.047)	0.109** (0.041)				
Station					0.004 (0.006)	0.013** (0.006)	0.006 (0.007)	0.015* (0.008)
structure	0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001** (0.000)
fiscal	-0.024** (0.011)	-0.002 (0.005)	-0.017 (0.012)	-0.001 (0.008)	-0.024** (0.011)	-0.002 (0.005)	-0.017 (0.012)	-0.001 (0.008)
$\ln\text{gonglu}$	-0.023 (0.050)	0.032* (0.016)	0.014 (0.052)	0.027 (0.031)	-0.022 (0.050)	0.034* (0.018)	0.013 (0.052)	0.028 (0.033)
$\ln\text{fangjia}$	0.239** (0.092)	0.099* (0.051)	0.253** (0.097)	0.090 (0.079)	0.236** (0.092)	0.090* (0.049)	0.245** (0.094)	0.080 (0.078)
$\ln\text{midu}$	0.154* (0.080)	0.008 (0.033)	0.132 (0.091)	0.001 (0.054)	0.156* (0.080)	0.011 (0.035)	0.133 (0.091)	0.005 (0.056)
$\ln\text{land_price}$	-	0.740***	-	1.116***	-	0.737***	-	1.112***

	0.386***		0.311***		0.384***		0.312***	
	(0.078)	(0.070)	(0.076)	(0.069)	(0.079)	(0.071)	(0.076)	(0.070)
lnarea_sup	0.787***	0.801***	0.763***	0.817***	0.788***	0.804***	0.761***	0.820***
	(0.041)	(0.027)	(0.045)	(0.025)	(0.040)	(0.027)	(0.046)	(0.026)
lnprc_ind	-0.032		0.722***		-0.034		0.721***	
	(0.075)		(0.069)		(0.075)		(0.069)	
lnfreight	0.162***		0.184***		0.164***		0.184***	
	(0.042)		(0.047)		(0.042)		(0.047)	
lnprc_cr		-0.679***		-0.113**		-0.674***		-0.106*
		(0.058)		(0.052)		(0.059)		(0.053)
durbanrail		0.086		-0.007		0.019		-0.090
		(0.079)		(0.089)		(0.083)		(0.097)
常数项	-0.494	-0.174	0.165	0.053	-0.466	-0.112	0.260	0.131
	(0.705)	(0.315)	(0.686)	(0.615)	(0.711)	(0.323)	(0.669)	(0.626)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1,850	2,109	1,854	2,113	1,850	2,109	1,854	2,113
A_R-squared	0.754	0.834	0.787	0.915	0.753	0.834	0.787	0.914

注：同表6注。

5) 住宅用地价格的最重要影响因素是位置，土地等级无法取代这一变量。

不管是理论分析还是实证研究，历来文献中，地理位置都是住宅用地价格最重要的影响因素。地块等级主要反映土地的开发程度（如有没有“五通一平”）、公共服务配套程度，体现为基准地价，对地块价格的影响比较小，至多只是反映行政区位的平均地价差别（简单解释可参考网络百科全书：

<https://baike.baidu.com/item/%E5%9C%9F%E5%9C%B0%E7%AD%89%E7%BA%A7>）。既然表5用了商服用地到市中心的距离，为何不计算住宅用地到市中心的距离？可以用网络地图查询接口（如百度地图API或者高德地图API）把地块位置信息转化为经纬度，再计算地块到市中心的距离。计算可能比较繁琐，但并不难做到。

答复：感谢审稿人提出的批评，我们在修改稿中增加了控制地理距离的变量。

(1) 根据审稿人意见，我们计算了地块与市政府的距离（citydis）。值得指出的是，绝大多数地块都可以找到经纬度信息。同时，部分地块的地址并非精确地址，例如“东城区东不压桥地区玉河保护区北区N06地块”“荻港循环经济产业园。东至绿色大道，南至老建路，西至规划空地，北至老建路”。通过核对，我们发现误差基本在2公里之内，相对于城市规模，这种误差在可接受范围内。

(2) 去除异常值后，工业用地、商服用地与住宅用地距离市中心的平均距离分别为14.01、13.37和11.31公里，符合工业用地与非工业用地的分布规律。如图2所示，地价也随着地块与市中心距离增大而降低，也符合审稿人的意见和单中心城市模型的结论。

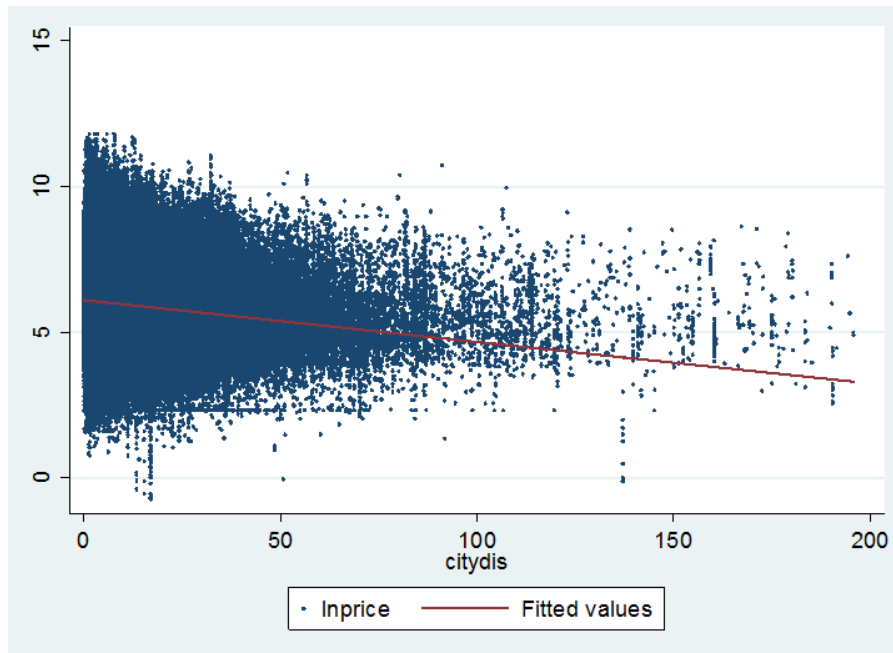


图 2 地价与距离关系图

(3) 我们在微观回归中加入了距离的对数值 $\ln citydis$ ，并对相关结果进行了系统性更新，发现距离的系数显著为负，符合理论预期。高铁对地价的影响也与未加入距离变量的结果高度一致性，但冲击程度略有降低，这说明高铁更多地促进了距离市中心较近的土地的出让。

(4) 原文修改见表 2-表 5 以及表 10。

6) 高铁通行对城市层面土地价格的影响分析还存在较为明显的内生问题，倾向得分匹配方法 (PSM) 无法处理这一问题。

《高铁》还使用 PSM 估计高铁通行对城市层面土地均价的影响，并认为“一些研究历史铁路线路和地理因素等作为工具变量，试图缓解样本选择偏误对估计结果的影响 (Baum-Snow et al., 2012; Duranton and Turner, 2012; Faber, 2014)。但是，如果选择偏误是基于可观测变量，如城市发展水平和人口等，那么我们就可以通过倾向得分值匹配 (PSM) 方法重新调整控制组和处理组，降低高铁建设的自选择偏误。”

如果未观测变量引起选择偏误，又该如何处理？城市发展潜力等未观测到的因素可能同时影响高铁规划和土地均价，使用 PSM 无法解决这一问题。更大的问题是如果高铁规划建设还要考虑到连接那些要素市场欠发达的城市，那么城市过去的土地均价将影响后来的高铁规划和建设，就必须找到合适的工具变量来处理这一因果倒置问题。

答复：感谢审稿人意见。本文在识别高铁与土地价格的因果关系过程中主要使用了双重差分方法。

(1) 双重差分本身是一个识别因果关系广泛接受的方法，通过前后差分，控制了个体不随时间变化的固定效应和不随个体变化的时间趋势，PSM 是对差分方法的一种补充。

(2) 我们尽可能控制了其他影响地价的变量，包括地块区位、交易属性、周边环境等因素，减轻了遗漏变量问题。

(3) 高铁车站的修建主要服从于国家铁路规划，国铁车站选址的决定权在原铁道部 (现中国铁路总公司)，主要依据之一便是历史线路 (Zheng & Kahn, 2013)，与地方政府的不可观测因素关联较小。因此，与地方政府修建的其他交通基础设施相比，高铁所受地方影响教

小,特别是地级市一级的政府,基本没有能力决定国铁的线路规划。因此高铁建设相对外生,降低了互为因果的影响。

(4) 尽管已有的一些最新研究中国高铁的文献,并未使用工具变量方法(董艳梅和朱英明,2016;王雨飞和倪鹏飞,2016;Yu,2017;Ke et al.,2017),解决审稿人提出的问题,但为了保证结果的稳健性,我们整理了历史铁路线路信息,作为高铁变量的工具变量,在对城市层面做两阶段最小二乘回归,进一步解决潜在的内生性问题,研究结论仍然稳健。工具变量回归结果如下(pp.23-24):

2. 工具变量回归

高铁通行对城市层面土地价格的影响分析可能存在内生问题,尽管 DID 和匹配对研究的内生性已经有所缓解,但宏观层面的回归中遗漏不可见的关键变量,造成的遗漏变量偏差仍然可能存在。因此我们进一步使用工具变量法对城市层面和机制分析进行了稳健性检验。已有文献在研究高速公路等交通基础设施(Baum-Snow et al.,2012;Duranton and Turner,2012;Faber,2014)的效应时利用了历史铁路线路和地理因素等作为工具变量。

我们利用 1961 年和 1984 年是否通铁路的两个虚拟变量¹⁴作为高铁的工具变量,进行两阶段最小二乘法回归。高铁的修建要考虑地形地势和政治国防等因素,而我国的历史铁路线路也主要基于这些因素,因此其与高铁选址的相关性很高,所有工具变量回归中第一阶段的 F 值皆超过了 10,因此拒绝弱工具变量的假设。同时历史的铁路线路不太可能通过铁路之外的因素影响土地市场,过度识别检验皆拒绝了工具变量内生的原假设,保证了工具变量的外生性。

以上城市层面回归对应的两阶段最小二乘法回归结果见表 12-表 14。

土地出让总量对高铁的工具变量回归结果表明,高铁建设仍然能够有效提高土地出让的总面积和出让金数量,与非工具变量回归的结果保持一致。对土地出让宗数的影响仍然为正,尽管不再显著,但由于我们考察的最重要变量是面积和出让金,因此工具变量回归结果验证了结论的稳健性。

表 12: 高铁对城市土地出让总量的影响(工具变量回归)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	面积	宗数	出让金	面积	宗数	出让金
Dstation	0.373** (0.169)	0.253 (0.170)	0.301* (0.174)			
Station				0.058** (0.029)	0.036 (0.029)	0.051* (0.028)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	1,868	1,872	1,868	1,868	1,872	1,868
A_R-squared	0.582	0.531	0.818	0.597	0.544	0.821
第一阶段 F 值	23.86	24.30	23.89	47.34	51.34	50.04
过度识别检验 p 值	0.29	0.25	0.70	0.15	0.16	0.93

注:价格变量皆为 2007 年不变价,控制变量与表 6 对应列的相同,囿于篇幅不再汇报系数。显著性水平为*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

¹⁴ 1961 年铁路虚拟变量手工整理自 1961 年 6 月版本的中国铁路图,藏于美国国会图书馆。1984 年铁路虚拟变量利用地理信息系统软件根据南开大学吴浙教授提供的电子地图整理,资料来源为《全国铁路旅客列车时刻表》,中国铁路出版社,1984 年 5 月。

工具变量回归表明高铁对工业和非工业用地市场的冲击仍然具有异质性。而且高铁变量的系数符号和显著性与非工具变量回归的结果一致，高铁能够有效提高商住用地出让的面积和金额，但对工业用地的出让影响不显著。

表 13：高铁对不同用途土地出让总量的影响（工具变量回归）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	工业面积	商住面积	工业金额	商住金额	工业面积	商住面积	工业金额	商住金额
Dstation	-0.317 (0.198)	0.336** (0.141)	-0.124 (0.278)	0.572*** (0.208)				
Station					-0.044 (0.027)	0.059** (0.025)	-0.018 (0.041)	0.088*** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1,850	2,115	1,928	1,929	1,850	2,115	1,928	1,929
A_R-squared	0.733	0.836	0.589	0.820	0.743	0.836	0.588	0.828
第一阶段F值	23.42	28.05	24.52	24.65	40.19	56.25	52.00	48.76
过度识别检验p值	0.62	0.16	0.25	0.57	0.27	0.19	0.20	0.86

注：控制变量与表 7 对应列的相同。其他同表 12 注。

在对不同用途出让金比重的工具变量回归中，高铁修建仍然显著提高了非工业用地与工业用地的出让金之比。虽然高铁与财政压力变量的交叉项系数不再显著，但我们认为，将比重作为因变量进行的回归已经有效降低了内生性，同时我们对后两列工具变量回归与表 8 中对应的回归进行了 Hausman 检验，结果都接受了二者的回归结果不存在显著性差别的原假设，因此表 8 的非工具变量回归实际更有效率。这进一步表明了城市层面的回归并未受到内生性的干扰。

表 14：高铁对不同用途出让金比重的影响（工具变量回归）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Dstation	3.940** (1.956)		-0.040 (0.885)	
Station		0.579*** (0.110)		0.017 (0.144)
Dstation*fiscal			-0.676 (0.747)	
Station *fiscal				0.054 (0.159)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本数	2,223	2,223	2,223	2,223
A_R-squared	0.138	0.160	0.128	0.162
第一阶段F值	23.97	33.58	92.96	89.43
过度识别检验p值	0.74	0.97	0.65	0.96

注：控制变量与表 8 对应列的相同。其他同表 12 注。

再次感谢审稿人细致、中肯的意见，希望得到进一步指正！

参考文献：

- 1.董艳梅，朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业，工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济，2016，10：007.
- 2.王雨飞，倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J]. 中国工业经济，2016，2：1-16.
- 3.Qin Y. ‘No county left behind?’ The distributional impact of high-speed rail upgrades in China[J]. Journal of Economic Geography, 2017, 17(3): 489-520.
- 4.Ke X, Chen H, Hong Y, et al. Do China’s high-speed-rail projects promote local economy?—New evidence from a panel data approach[J]. China Economic Review, 2017, 44: 203-226

《中国工业经济》第二轮审稿意见及修改说明

《高铁影响土地价格的异质性研究》修改稿（以下简称《高铁》）中，作者大幅修改了一审论文，删去漏洞较多的理论模型，改用总结文献和中国现状提出假说，并使用地块出让数据验证。实证部分也检验了双差分方法的前提条件平行趋势假设，在使用城市层面数据做回归时处理了一审论文中的内生问题。总体不错。不过，有些问题还是没有解释清楚。

答复：非常感谢审稿人细致认真的建设性意见。根据审稿人的意见，我们进行了认真修改，再次请审稿人批评指正。现逐条意见答复如下，如红色字体所示。

建议

1) 假说二的解释有些随意，不能令人信服。

高铁对土地价格的影响说到底还是引致需求的结果。高铁降低通行城市之间的交通时间，增加对于写字楼、住房等的需求，从而提高商住用地的价格。高铁通行为什么会增加高收入行业对商住用地的需求？作者的解释是高收入行业从业人员对车票价格不敏感。我不知道这个是不是主要原因，但明显还有另外的解释，比如高铁方便商务金融业务拓展或者在沿线城市开设分公司，从而使得这些行业用地的价格受高铁通行的影响更大。到底哪个解释更合理？这需要查证文献，但作者目前没有提供这样的证据。还有，高铁通行对发达地区影响大的原因可能是集聚经济在起作用。Qin（2017）发现高铁沿线的县域经济受到高铁通行的负面影响，主要原因是高铁通行后，一些行业向更大的城市集聚。虽然 Qin（2017）对比的是市与县，但背后的经济逻辑可能类似。作者在一审回复中也提到了这篇文献。

答复：我们赞同审稿人所言，高铁是通过土地的引致需求从而影响土地价格。我们认为，这个影响机制是通过乘客对高铁通达性的需求传递至土地需求的。我们试图从高铁的时间通达性和经济通达性两个主要机制，提出相应的影响机制。遗憾的是，原文在表述方面存在较大的问题。我们充分接受审稿人的批评意见，按照引致需求的逻辑，在修改稿中重写了这一段的内容。修改要点如下：

第一， 严格按照引致需求的逻辑，梳理相关机制；

第二， 第二，突出两种通达性的联合效应，均指向假说二的预测；

第三， 第三，引用 Qin（2017）的研究，增强相关机制的论述。

“除上述直接影响外，以客运为主的高铁可能经由乘客的异质性需求，从而间接地影响相关行业和区域土地的引致需求和出让价格。高铁对乘客通达性的影响，可细分为时间通达性和经济通达性。首先，在时间通达性方面，高铁客运不仅有效节约了交通时间，且在准点率指标上要显著优于民航客运。因此，高铁对乘客具有正向的时间通达性，即时间成本或者生产率越高的乘客对高铁的需求越大。由此推测，高铁通行可能会导致相关行业重构空间布局，无论是经济活动向高铁沿线或车站集聚，还是推动经济活动向沿着高铁线路拓展，都可能会导致相应地块的需求及出让价格变化。其次，在经济通达性方面，高铁相比于廉价的普通铁路运输服务，不仅票价有所提高，而且挤出了部分普通列车运营线路，从而降低了高铁的经济通达性。从理论上推断，高支付能力的乘客受高铁经济通达性降低的影响更小，反之则反。假设劳动力市场是有效的，高支付能力的乘客会集中于高收入的行业或者地区，如平均工资水平相对较高的商务金融行业，或者人均收入更高的市辖区，对高铁的有效需求更大，相应的土地价格更容易受到高铁通行的正面影响。综合两种通达性的分析，可推测此处进一步提出以下假说。”（p. 5）

2) 地方政府财政压力的计算公式可能不止一个。

作者对变量 fiscal 的定义是“我们借鉴杨继东、杨其静（2016）的做法，加入 fiscal 变量，即地方财政支出与不含土地出让金的财政收入之差占财政收入的比重”（见《高铁》第 10 页）。杨继东、杨其静（2016）定义的财政缺口是（预算内支出-预算内收入）/辖区 GDP。这两个定义之间有何区别？作者既然参考了杨继东、杨其静（2016），能否用他们的定义看下结果如何？

答复：非常感谢审稿人的宝贵意见。

第一，“财政压力”没有严格的定义与度量方法，主要用来反映财政收支的不平衡程度。另一个接近概念是“财力缺口”。学术界对财力缺口的测算也缺乏统一认识，研究者经常会根据问题的背景，使用自己定义的财力缺口。

一般说来，财政收入与 GDP 是正相关的，GDP 越高的城市，财政收入也会越高。从这个意义上说，在衡量地方政府财政压力的时候，使用赤字（财政支出-财政收入）与财政收入之比，或者赤字与 GDP 之比的差别不大，两个指标之间应该是正相关的。尽管财政收入与 GDP 存在着较大关联，但影响一个城市财政收入的因素中，除了 GDP，还有很多其他因素。特别是行政等级和产业结构的影响，导致城市的财政收入和 GDP 之间存在着“不一致”。一般说来，制造业相应的税负有一定的抵扣，比如出口退税等，因此凡是制造业特别发达的地方，地方税收相应差一些。在税收分成方面，制造业上缴的多是国税，第三产业则地税比较多。以制造业尤其是加工制造业为主的城市，企业的产品出口较多，不在国内销售，无法为地方政府带来企业所得税收入。再加上出口退税，因此，这些传统的制造业出口大市，产生的产值和 GDP 比较高，但税收并不是很多。

第二，大多数研究中使用了使用赤字（财政支出-财政收入）与财政收入之比来衡量地方政府面临的财政压力。因此，本文使用了该指标。但是杨继东和杨其静（2016）认为，特定额度的财政缺口到底会对地方政府造成多大压力，在相当程度上取决于地方政府弥补该缺口的能力。如果辖区的经济规模大，地方政府只需稍微加大或者启动某些税费的征收就能够弥补该缺口，那么，地方政府所感知的财政压力就较小。

第三，根据审稿人的建议，我们进行了如下两点修改：

首先，检验两个指标之间的相关性，二者的相关性为 0.73。

第二，使用财政赤字占 GDP 百分比，衡量财政缺口，即（预算内支出-预算内收入+土地出让金收入）/辖区 GDP*100，进行回归，结果发现结果没有本质变化。以原文中着重考察财政压力机制的表 8 为例，替换 fiscal 变量后，表 8 新的结果如表 1。

表 1：高铁对不同用途出让金比重的影响（替换 fiscal 指标）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Dstation	1.460*** (0.528)		-0.813 (1.165)	
Station		0.310*** (0.102)		0.058 (0.153)
Dstation*fiscal			0.179** (0.080)	
Station *fiscal				0.022 (0.013)
fiscal	0.073* (0.042)	0.082* (0.047)	0.022 (0.038)	0.058 (0.044)
stru_cr_ind	6.168***	5.637**	6.474***	5.875**

	(2.199)	(2.334)	(2.275)	(2.376)
常数项	2.377	2.906	2.857	3.008
	(2.095)	(2.149)	(1.982)	(2.110)
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本数	2,223	2,223	2,223	2,223
A_R-squared	0.182	0.186	0.189	0.189

进一步考虑，由于我们把财政赤字扣除了土地出让金的影响，因此删除了原文中借鉴的表述。

3) 土地市场有无供给价格弹性？

作者“计算出住宅用地与工业用地的高铁冲击弹性，即出让金总额变动与出让面积变动之比”（《高铁》第17页最后一段）。地方政府垄断土地出让，既然是垄断市场，就没有供给曲线，如何能计算供给价格弹性？

答复：感谢审稿人指出此处存在的概念问题！此处我们希望展示的结果，是出让面积变动对出让金总额变动的影响，故计算了二者之间的弹性。但是，这个弹性并不是由土地出让价格变动导致出让金总额变动，文章使用了“价格弹性”是错误的。修改稿已将“价格弹性”的表述修正为“弹性”。

“另外，根据表7的回归结果，我们计算出住宅用地与工业用地的高铁冲击弹性，即出让金总额变动与出让面积变动之比，发现住宅用地的弹性（1.16）大于工业用地的弹性（0.58），进一步验证了我们对差异化的土地市场结构的推断。”（p.17）

4) 变量 structure 和 lnmidu 的预期结果与实际结果不一致。

《高铁》第10页中，作者认为 structure 和 lnmidu 的系数预期都为正值，但表6的结果显示这两个变量的系数都是负值，structure 的部分系数更是显著为负。如何解释？

答复：正如原文所述，“structure 为产业结构，以第一产业产值占总产值的比重（%）度量，控制产业发展需求对地价的影响”，非农产业对城市建设用地存在需求，因此预期符号应为负，此处为笔误，已改正。感谢审稿人细心的建议！

关于 lnmidu 的系数问题，我们的本意是控制集聚经济对地价的影响，理论上使用建成区面积计算密度更为合理，但由于大量建成区的数据缺失，我们使用了行政面积，而很多城市的行政面积与建成区面积差别巨大，这可能导致了系数的不理想。

为此，根据审稿人的意见，我们使用常住人口数量衡量，表6新的回归结果如表2，集聚经济指标的系数显著为正，符合预期。

表2：高铁对城市土地出让总量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	面积	宗数	出让金	面积	宗数	出让金
Dstation	0.160*** (0.044)	0.138** (0.061)	0.183*** (0.050)			
Station				0.039*** (0.011)	0.042*** (0.012)	0.038*** (0.012)
structure	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)

fiscal	0.004 (0.004)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.003 (0.004)	0.007 (0.005)	0.006 (0.005)
Ingonglu	-0.000 (0.033)	-0.127*** (0.037)	0.063 (0.041)	-0.002 (0.032)	-0.130*** (0.039)	0.063 (0.041)
Infangjia	0.787*** (0.125)	0.630*** (0.158)	0.768*** (0.125)	0.739*** (0.128)	0.579*** (0.149)	0.730*** (0.126)
Inpop	0.442*** (0.067)	0.446*** (0.074)	0.451*** (0.085)	0.422*** (0.071)	0.421*** (0.084)	0.432*** (0.093)
Inland_price	0.200*** (0.044)	0.129** (0.061)	0.237*** (0.057)	0.208*** (0.043)	0.136** (0.058)	0.247*** (0.056)
Infreight	-0.248*** (0.050)	-0.159** (0.068)	0.562*** (0.057)	-0.248*** (0.049)	-0.161** (0.066)	0.562*** (0.055)
durbanrail	0.140 (0.161)	0.104 (0.154)	0.040 (0.208)	-0.031 (0.169)	-0.107 (0.177)	-0.152 (0.222)
常数项	-2.456** (1.004)	-3.027** (1.272)	-1.568 (1.097)	-2.035* (1.022)	-2.563** (1.205)	-1.223 (1.119)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	1,868	1,872	1,868	1,868	1,872	1,868
A_R-squared	0.634	0.587	0.839	0.637	0.593	0.840

5) 能否用地块数据看下高铁通行对商住用地与工业用地价格差的影响?

《高铁》第 18 页中, 作者估计了高铁通行对商住用地与工业用地出让金总额比值的影响, 既然要这样做, 不如再试试看商住用地与工业用地宗地价格差别与高铁通行的关系, 回归因变量是地块价格的对数值, 自变量包括商住用地的 0-1 变量、高铁通行变量、这两者的交叉项、地块特征和其他控制变量。先不必放在正文中, 看看结果就好。

答复: 根据建议, 回归结果如表 3 所示, 因变量是地块实际价格的对数值, 自变量包括商住用地的 0-1 变量 (shangzhu)、高铁通行变量/高铁站数量、这两者的交叉项、地块特征和其他控制变量, 并控制时间和城市固定效应。交叉项的系数皆显著为正, 说明从微观视角看, 高铁建设的确加剧了商住与工业用地的价差。

供审稿人参考。

表 3

变量	(1)	(2)
Dstation*shangzhu	0.168*** (0.034)	
Station*shangzhu		0.036*** (0.004)
Dstation	-0.026 (0.034)	
Station		-0.009* (0.005)
shangzhu	1.232***	1.178***

	(0.023)	(0.019)
lncitydis	-0.150***	-0.151***
	(0.005)	(0.005)
dengji	-0.024***	-0.024***
	(0.002)	(0.002)
zpg	0.908***	0.915***
	(0.026)	(0.026)
xinzeng	-0.198***	-0.200***
	(0.015)	(0.015)
benji	0.721***	0.722***
	(0.029)	(0.029)
structure	-0.015***	-0.015***
	(0.005)	(0.005)
fiscal	0.018**	0.021**
	(0.008)	(0.008)
lngonglu	-0.007	-0.023
	(0.065)	(0.065)
lnmidu	-0.205**	-0.208**
	(0.086)	(0.083)
lnfangjia	0.065	0.074
常数项	3.901***	3.876***
	(0.403)	(0.388)
时间固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
Observations	510,165	510,165
R-squared	0.523	0.525

6) 文中还有不少地方的叙述、用词或解释不妥当。

答复：非常感谢审稿人的批评，我们再次阅读全文，对一些错误进行修正。按页码顺序试举几例。

①第 2 页第 3 段“本文首次评估了高铁对土地市场的影响，从要素市场入手推进该领域的研究，为后继研究高铁对产业与区域经济的影响奠定理论和经验基础”。好像没有奠定理论基础，不应夸大自己的贡献。

答复：的确如此，已经删除“奠定理论和”的表述。

②第 5 页最后一段“假设其他因素不变，高铁对地价影响的因果效应为”，这里作者指的是 ATE (Average Treatment Effect)，但双差分模型估计的是 ATT (Average Treatment Effect for the Treated)，作者后文也是如此表述。

答复：由于在随机安排的情况下，ATE 和 ATT 是相等的，考虑到随机安排的假设很强，在本文中高铁城市和非高铁城市存在差异，本文实际估计的是 ATT。这样表述是为了引出后面的双重差分方法。ATE=ATT+选择性偏差。根据审稿人建议，我们把该处表述进行了修改，增加了在随机选择的条件下，高铁对地价影响的因果效应为。

③第 6 页第 1 句话“当且仅当不存在其他时间可变因素影响土地价格 Y ，系数 β 便可识别高铁对地价的影响。”如果某个因素影响土地价格 Y ，但与 p 不相关，会不会影响系数 β 的估计值？

答复：感谢审稿人的评论。审稿人说的可能是遗漏变量问题，如果遗漏的变量与是否修建高铁无关，那么不会影响高铁系数的估计，如果遗漏的变量不随时间变化，会在差分模型中通过固定效应被控制。另外，我们也控制一些相关变量。这里如此表述，是想引出双重差分的合理性。

④第 6 页回归方程 (4) 中出现两个 Controls，容易混淆，建议修改。

答复：已经修改，将两个 controls 合并为 $Controls_{ict}$ 。

⑤第 7 页图 2 中“供应面积”与“出让面积”有何区别？

答复：我国的国有建设用地分为主要通过无偿使用和有偿使用的方式供应，前者主要指划拨，针对公益性用地，例如基础教育、政府机构用地等，地价基本为 0；有偿使用包括国有土地使用权出让、国有土地租赁、国有土地使用权作价出资或者入股等。目前出让是我国供应国有建设用地的最主要方式，包括协议出让和招标、拍卖、挂牌出让方式。由于租赁等其他方式供应的土地数量极少，因此出让面积+划拨面积大致等于供应面积。图 2 的供应和出让两种类别的图例标记颠倒，已更正为下图所示：

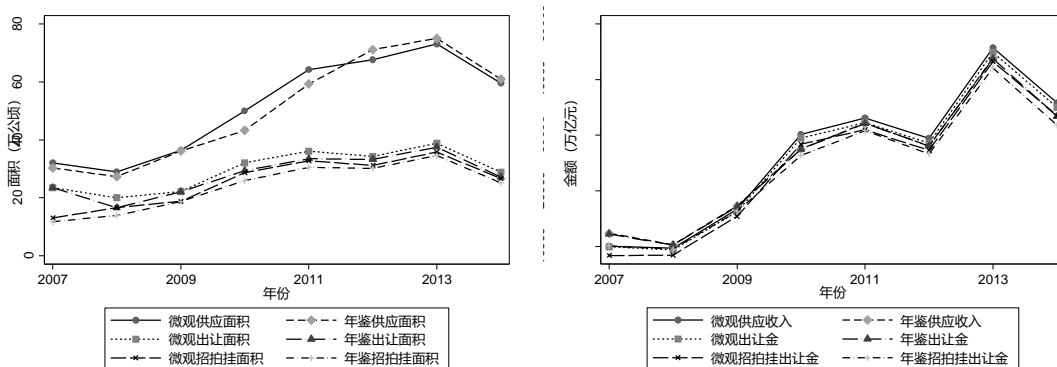


图 2 微观加总与统计数据对比

⑥第 10 页表中 Station 的最大值是 26？意思是某个城市设有 26 座高铁站？但据查证，全国设高铁站最多的城市也不超过 10 座高铁站。

答复：26 的意义为某城市辖区内在建或建成的通行动车的高铁站，并非只包括已经通车的站点。截止 2014 年底，根据维基百科“中国高速铁路”词条以及各条线路和站点的详细词条，并与 12306 网站数据对照，重庆市在建或建成的高铁车站为 26 座，包括郑渝高铁的巫山站、奉节站、云阳站、万州北站、梁平南站、垫江站、长寿湖站、长寿北站、复盛站、重庆北站，成渝客运专线的荣昌北站、大足南站、永川东站、璧山站、沙坪坝站，兰渝铁路的合川站、重庆西站，渝贵铁路的珞璜南站、黔江东站、赶水东站，渝利铁路的双溪站、涪陵北站、丰都站、石柱县站以及黔张常铁路的黔江站、黔江北站。

⑦第 13 页表 4 中 gongye 的估计系数-232 和-178，因变量是土地价格的对数值，这意味着工业用地比商住用地的平均价格低-23200%？

答复：感谢指正！此处系笔误，应为-1.232%和-1.178%。修改稿已做改正。

⑧文中多处出现对数值 \ln 和 \log ，这两者是否一样？

答复：意义一样，都为取自然对数，已统一表述为 \ln 。

⑨补充文献，修正错别字。如结论部分“还有研究发现，另外，高铁开通可以减少企业 IPO 折价，减少企业和投资者之间的信息不对称”，哪项研究？“高铁作为是新时代最重要的基础设施之一”。

答复：前者引自黄张凯，刘津宇，马光荣. 地理位置、高铁与信息:来自中国 IPO 市场的证据[J]. 世界经济, 2016(10):127-149, 在文献综述中进行过引用。后者的确是语病。已经补充参考文献，并修改表述。