

توسعه زمین های شهری به وسیله رشد اقتصادی یا مالیات درآمدمالی

آسو امین عشایری^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۳/۰۳/۳۱

چکیده

زمین های شهری در کشورهای در حال توسعه بسیار باارزش و گران قیمت شده اند. از اینرو، در سیاست گذاری های اقتصادی، بسیار مدنظر قرار گرفته اند. در سیاست گذاری مالیاتی نیز، معمولاً بر توسعه زمین های شهری، مالیات وضع میشود. در این پژوهش که با استفاده از داده های آماری ۱۲ کشور در دوره ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۹ انجام شد، مشخص شد که رشد اقتصادی تاثیر مثبت و مالیات تاثیر منفی بر رشد زمین های شهری دارد. همچنین در مدل گشتاورهای تعمیم یافته مشخص شد که رشد زمین های شهری در دوره قبل، منجر به سرعت گرفتن رشد زمین های شهری در دوره جاری میشود. بنابراین مشخص است که با وجود درآمدزا بودن وضع مالیات بر توسعه زمین های شهری، برای دولت، اما این سیاست، منجر به یک سیاست انقباضی در بخش زمین های شهری و به تبع آن ساخت و ساز مسکن میشود.

واژگان کلیدی

توسعه زمین های شهری، رشد اقتصادی، مالیات

۱. کارشناس ارشد حسابداری بخش عمومی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

مقدمه

شهرنشینی و تغییر کاربری زمین از ویژگی های معمول بسیاری از کشورها در دهه های اخیر است (لی و همکاران^۱، ۲۰۲۱).

تامین مالی زمین بسیاری از منابع زمین شهری کشورهای در حال توسعه را مصرف کرده و در عین حال به رشد اقتصادی آن کمک کرده است. گسترش زمین شهری، تأمین مالی زمین و رشد اقتصادی توجه علمی و اجتماعی قابل توجهی را به خود جلب کرده است. با این حال، مکانیسم های نفوذ در میان آنها هنوز به طور کامل بررسی نشده است (ژائو و همکاران^۲، ۲۰۲۲).

نرخ فزاینده زمین شهری در کشورهای در حال توسعه بیشتر از شهرنشینی جمعیت است. در نتیجه مشکلات زیادی پیش آمد. اول، گسترش گسترده شهری، مقادیر زیادی از زمین های قابل کشت و منابع زمین های جنگلی را اشغال کرده است و امنیت غذایی در این کشورها را تهدید می کند (برتا و رنو^۳، ۱۹۹۷). علاوه بر این، زمین های ساخته شده شهری به عنوان حامل اصلی فعالیت های تولید شهری تحت تأثیر بیشتر آلاینده های صنعتی قرار دارند. به عنوان مثال، مساحت کل زمین های صنعتی در چین بیش از ۴۵۰۰ کیلومتر مربع در چین بود که حدود ۱۹ درصد از زمین های ساخته شده شهری را تشکیل می دهد. با این حال، این نسبت در اکثر کشورهای توسعه یافته کمتر از ۱۰٪ است (وزارت زمین و منابع جمهوری خلق چین، ۲۰۱۳).

ایده مالیات بر زمین و پیامدهای بعدی آن سابقه ای طولانی دارد و بر اساس ویژگی هایی است که زمین در عرضه ثابت است و متحرک نیست. در علم اقتصاد به طور گسترده ای پذیرفته شده است که عرضه ثابت زمین منجر به رانت اقتصادی می شود (ریکاردو ۱۸۲۱) و وجود رانت اقتصادی نشان دهنده ناکارآمدی تخصیصی است. رانت اقتصادی زمین تفاوت بین ظرفیت تولیدی زمین و حاشیه تولید است. آدام اسمیت ([۱۷۷۶] ۱۹۰۴، ص ۱۴۲) چنین بیان کرد که «بنابراین، اجاره زمین، که به عنوان قیمتی که برای استفاده از زمین پرداخت می شود، در نظر گرفته می شود، طبیعتاً یک قیمت انحصاری است. این به هیچ وجه با آنچه که صاحبخانه ممکن است پس از بهبود زمین فراهم کرده باشد، یا با آنچه که می تواند از عهده بگیرد، نیست، بلکه به آنچه که کشاورز می تواند بدهد، تناسب دارد.

کاربری زمین شهری برای توسعه شهری در کشورهای در حال توسعه اهمیت زیادی دارد و استفاده موثر از زمین شهری برای مدیریت شهری پایدار بسیار مهم است (هالوکس و همکاران^۴، ۲۰۱۲). با توسعه اقتصاد در کشورهای در حال توسعه، مردم ثروتمندتر می شوند و تمایل بیشتری برای پرداخت هزینه برای حفاظت از محیط زیست دارند (شائو و همکاران، ۲۰۱۸). این یک مسئله کلیدی برای کشورهای در حال توسعه است که هم کارایی استفاده از زمین صنعتی و هم سازگاری با محیط زیست را در تحقق توسعه پایدار اقتصادی بهبود بخشد (ژانگ و همکاران^۵، ۲۰۱۵). دولت های محلی به عنوان برنامه ریزان توسعه شهری، سازماندهی و تهیه طرح شهری را بر عهده دارند. بنابراین نحوه کنترل موثر گسترش زمین شهری و دستیابی به کاربری پایدار شهری از اهمیت بالایی برخوردار است.

¹ Li, H.; Chen, K.; Yan, L.; Zhu, Y.; Liao, L.; Chen, Y.

² Zhao K, Chen D, Zhang X, Zhang X.

³ Bertaud, A., Renaud, B., 1997.

⁴ Halleux et al., 2012

⁵ Zhang, Y., Jin, P., Feng, D., 2015

زمین های شهری اهمیت زیادی از نظر مالی دارند. تامین مالی زمین، که توسط مقامات محلی اداره می شود، به درآمدهایی اطلاق می شود که شامل درآمد انتقال زمین، مالیات زمین، و وام های دریافت شده توسط دولت های محلی با استفاده از زمین شهری به عنوان وثیقه می شود (وو و همکاران^۶، ۲۰۱۵).

در این پژوهش به ارزیابی نقش رشد اقتصادی و مالیات بر توسعه زمین های شهری پرداخته میشود.

مبانی نظری

چنگ شو و همکاران^۷ (۲۰۱۸)، در پژوهشی با طرح این سوال که آیا توسعه زمین شهری ناشی از توسعه اقتصادی است یا محرک های درآمد مالی در چین؟ پاسخ دادند که از زمان اصلاحات و بازگشایی، توسعه زمین شهری در سرزمین اصلی چین به طور چشمگیری با تفاوت های منطقه ای قابل توجه افزایش یافته است. با استفاده از داده های تابلویی مناطق شهری در ۲۴۶ شهر در سطوح استانی یا بالاتر در سرزمین اصلی چین از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴، بر اساس تجزیه و تحلیل تفاوت در شدت توسعه زمین در مناطق شهری، مدلی از عوامل موثر بر توسعه زمین برای تأیید ساخته شده است. آیا توسعه زمین شهری ناشی از توسعه اقتصادی است یا درآمد مالی از منظر توسعه اقتصادی و درآمد مالی، نتیجه گیری به شرح زیر است: اول، شدت توسعه زمین به طور قابل توجهی در بین مناطق شهری متفاوت است. تفاوت در شدت توسعه زمین با افزایش مقیاس شهر افزایش می یابد. تفاوت در شدت توسعه زمین در چین مرکزی کمتر از شرق و غرب چین است. دوم، عوامل اولیه مؤثر بر شدت توسعه زمین شهری، رشد اقتصادی، شهرنشینی جمعیت و تراکم جمعیت است. در نهایت، درآمدهای انتقال زمین نیز توسعه زمین در شهرها در سطوح استانی یا بالاتر را تا حد قابل توجهی هدایت می کند، که به عنوان "مالی زمین" پیشنهاد می شود (دولت های محلی برای حفظ درآمد بر فروش حقوق استفاده از زمین متکی هستند. مخارج مالی محلی) در ادبیات.

لی و همکاران^۸ (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان انتقال کاربری زمین شهری و سرریزهای فضایی اقتصادی شهرهای مرکزی در تجمعات شهری چین، اظهار داشتند که مطالعه اثرات انتقال کاربری زمین شهری (ULUT) بر سرریزهای فضایی اقتصادی شهرهای مرکزی (ESSCC) می تواند مرجعی برای چین برای بهینه سازی طرح فضای زمین شهرها و ترویج توسعه هماهنگ آنها باشد. بر اساس اثرات مستقیم و غیرمستقیم ULUT در شهرهای مرکزی بر عوامل تولید و رشد اقتصادی در شهرهای دیگر، این مقاله مکانیسم های زیربنایی تأثیر ULUT بر ESSCC را نشان می دهد. سپس، ما از مدل دوربین فضایی وزن دار جغرافیایی توسعه یافته با داده های پانل ۱۵۲ شهر متراکم شهری چین از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶ برای آزمایش تجربی آن استفاده می کنیم. نتایج نشان می دهد که از سال ۲۰۰۳، میزان گسترش زمین شهری، سطح استفاده فشرده از زمین شهری (ULIU)، درجه بازاری سازی زمین و قیمت زمین شهری در چین به طور قابل توجهی افزایش یافته است. و عرضه متناسب زمین صنعتی، تجاری و زمین مسکونی کاهش یافته است. علاوه بر این، ULUT بین شهرها همبستگی فضایی قابل توجهی دارد. ULUT، فعلی اثرات مثبت اما کوچکی بر ESSCC دارد. در میان آنها، ULIU بیشترین تأثیرات تبلیغاتی را در ESSCC دارد. تأثیرات ULUT بر ESSCC در میان تراکم های شهری بسیار متفاوت است. ULUT در شهرهای مرکزی به طور غیرمستقیم ESSCC را تقویت می کند، که عمدتاً به اثرات مثبت ULUT بر سرمایه گذاری سازمانی، سرمایه گذاری زیرساختی، کارایی نیروی کار و فن آوری و اثرات

⁶ Wu Q., Li Y., Yan S.

⁷ Cheng Shu, Hualin Xie, Jinfa Jiang, Qianru Chen(2018),

⁸ Li, H.; Chen, K.; Yan, L.; Zhu, Y.; Liao, L.; Chen, Y.

گسترش فضایی این عوامل تولید بستگی دارد. این مکانیسم میانی اصلی است که توسط آن ULUT در شهرهای مرکزی ESSCC را تقویت می کند. ادامه تقویت ULIU، ارتقای بهبود بازسازی زمین و ایجاد و بهبود مکانیسم هماهنگی برای توسعه اقتصادی تجمعات شهری به تقویت ESSCC در تجمعات شهری کمک خواهد کرد. نتایج شواهدی را ارائه می کنند که نشان می دهد چگونه دولت چین می تواند ESSCC را تقویت کند و توسعه هماهنگی شهرها را از طریق ULUT تحت شهرنشینی جدید ترویج کند.

چه و همکاران^۹ (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان مالیات بر زمین و رشد اقتصادی، بیان داشتند که در این مقاله، اثرات سه نوع مالیات زمین بر رشد اقتصادی را با استفاده از یک مدل تولید همپوشانی که در آن زمین می تواند برای اهداف تولید یا مصرف (مسکن) مورد استفاده قرار گیرد، به صورت نظری تحلیل می کنیم. بر اساس تحلیل هایی که در آن از زمین به عنوان عامل تولید استفاده می شود، می توان تأیید کرد که مالیات بر زمین منجر به افزایش نرخ رشد اقتصاد می شود. به ویژه، ما نشان می دهیم که وضع مالیات بر اجاره زمین، مالیات بر ارزش زمین یا حق تمبر باعث کاهش قیمت خالص زمین می شود. علاوه بر این، ما نشان می دهیم که ملی شدن زمین و توزیع مجدد رانت زمین به نسل جوان، نرخ رشد اقتصاد را به حداکثر می رساند.

ژائو و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۲)، در پژوهشی با طرح این سوال که گسترش زمین شهری، تأمین مالی زمین و رشد اقتصادی چگونه با هم تعامل دارند؟ پاسخ دادند که بر اساس یک تحلیل چارچوب مفهومی، در این مطالعه، آزمون ریشه واحد پانل، سیستم GMM-، آزمون علیت پانل گرنجر، تجزیه و تحلیل ضربه-پاسخ و تجزیه واریانس برای تجزیه و تحلیل روابط متقابل بین گسترش زمین شهری، تأمین مالی زمین، و رشد اقتصادی ۳۰ استان در سرزمین اصلی چین طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۷. یافته ها نشان می دهد که این سه عامل با یکدیگر تعامل دارند. تأمین مالی زمین تأثیر مثبتی بر گسترش زمین شهری و رشد اقتصادی دارد. این نتیجه بیشتر توسط آزمون های علیت گرنجر پشتیبانی می شود. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر VAR یک علیت یک طرفه را نشان می دهد که از گسترش زمین شهری به رشد اقتصادی جریان دارد. تحلیل تکانه-پاسخ همچنین نشان می دهد که پاسخ های گسترش زمین شهری به شوک ها در تأمین مالی زمین در طول ۱۰ دوره مثبت به نظر می رسد، که مشابه واکنش رشد اقتصادی به شوک ها در تأمین مالی زمین است. نتیجه تجزیه واریانس نشان می دهد که قدرت توضیحی گسترش زمین شهری برای تأمین مالی زمین از ۰,۲۰ درصد به ۱,۹۰ درصد افزایش یافته است. در مقابل، تغییرات در رشد اقتصادی کمترین سهم را در گسترش زمین شهری و تأمین مالی زمین داشته است. دومی با میانگین نرخ مشارکت ۶۵,۲۶ درصد بیشترین سهم را در رشد اقتصادی داشته است. یافته های این مطالعه پیامدهای سیاستی ارزشمندی را برای چین ارائه می کند که به سمت مرحله توسعه با کیفیت بالا می رود.

تجزیه و تحلیل

در این بخش به تحلیل اقتصاد سنجی پرداخته می شود.

⁹ Che, S.; Kumar, R.R.; Stauvermann, P.J.

¹⁰ Zhao K, Chen D, Zhang X, Zhang X.

– شاخص های توصیفی

در این پژوهش داده های مربوط به دوازده کشور در حال توسعه شامل ایران، برای دوره ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۹، مدنظر واقع شده است.

در جدول ذیل متغیرهای مدل خلاصه شده است:

جدول ۱: متغیرهای مدل

متغیر	نماد	نوع متغیر
توسعه زمین های شهری	$Y1 LO$	وابسته
ثبات سیاسی	$X1LO-1$	مستقل
رشد اقتصادی	$X1RULES$	مستقل
مبارزه با فساد	$X2Corruption$	مستقل
اثربحشی دولت	$X3Government$	مستقل
حاکمیت قانون	$X4 Regulatory$	مستقل
نرخ مالیات	$X5 Voice$	مستقل

آزمون مانایی متغیرها

نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل بر اساس آزمون لوین لین در جدول ۴ گزارش شده است. نتایج نشان می دهد متغیرهای مدل بر اساس آزمون لوین لین پایا هستند.

جدول ۲: نتیجه آزمون مانایی لوین لین در سطح

متغیر	آماره	معنی داری	نتیجه
توسعه زمین های شهری	-۶/۹۷	۰/۰۰۰	مانا
ثبات سیاسی	-۳/۹۳	۰/۰۰۰	مانا
رشد اقتصادی	-۱/۰۳	۰/۱۵	نامانا
مبارزه با فساد	-۵/۵۲	۰/۰۰۰	مانا
اثربحشی دولت	-۶/۴۴	۰/۰۰۰	مانا
حاکمیت قانون	-۳/۴۷	۰/۰۰۰	مانا
نرخ مالیات	-۴/۸۵	۰/۰۰۰	مانا

فرض صفر در آزمون لوین لین بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

H_0 : متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H_1 : متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کافیت سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. همانگونه که در جدول بالا ملاحظه میگردد سطح معنی داری در تمام موارد کمتر از ۰/۰۵ میباشد. بنابراین مانا بودن برخی متغیرهای مورد بررسی، مورد تایید است. در ادامه مانایی متغیرهای نامانا در سطح با دیفرانسیل گیری ارزیابی میشود.

جدول ۳: نتیجه آزمون مانایی لوین لین با دیفرانسیل گیری

متغیر	آماره	معنی داری	نتیجه
رشد اقتصادی	-۲/۷۸	۰/۰۰۲	مانا

در جدول بالا مشخص است که متغیرهای نامانا در سطح، با یکبار دیفرانسیل گیری مانا هستند.

آزمون هم جمعی یا هم انباشتگی

با توجه به اینکه برخی متغیرها نامانا در سطح بودند، برای استفاده از آنها در مدل، باید آزمون هم انباشتگی را انجام داد.

جدول ۴ هم انباشتگی

آماره	معنی داری	آماره موزون	معنی داری	نتیجه
-۱/۰۲	۰/۸۴	-۳/۵۵	۰/۹۹	تایید هم انباشتگی

با توجه به جدول بالا، هم انباشتگی مورد تایید بوده و میتوان از متغیرها بدون دیفرانسیل گیری استفاده کرد.

آزمون چاو (F لیمر)

در ابتدا برای تشخیص اینکه استفاده از روش پانل در برآورد مدل کارآمدتر است یا روش داده های تلفیقی، از آزمون چاو استفاده می شود.

جدول ۵. نتایج آزمون چاو برای مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی (۴-۱)	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
	۲/۰۰۳	(۱۱، ۱۰۲)	۰/۰۳	استفاده از مدل پانل دیتا
مدل رگرسیونی (۴-۲)	۲/۰۲	(۱۱، ۱۰۲)	۰/۰۳	استفاده از مدل پانل دیتا

فرض صفر در آزمون چاو (اف لیمر) بر عدم استفاده از پانل دیتا (یعنی استفاده از داده های تلفیقی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H_0 : نمیتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از روش داده های تلفیقی استفاده کرد)

H_1 : میتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از پانل دیتا مینابست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

آزمون هاسمن

همانطور که در جدول ۵ ملاحظه می شود سطح معناداری آزمون چاو بیش از $\alpha=0/05$ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ امکان برآورد مدل با استفاده از روش پانل تأیید می شود. با توجه به اینکه فرض صفر آزمون چاو مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد شد، در ادامه به منظور تشخیص وجود اثرات ثابت یا وجود اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می شود.

جدول ۶ نتایج آزمون هاسمن مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی (۴-۱)	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
	۱۸/۶۶	۳	۰/۰۰۴	اثرات ثابت
مدل رگرسیونی (۴-۲)	۱۵/۹۹	۳	۰/۰۰۶	اثرات ثابت

فرض صفر در آزمون هاسمن بر عدم استفاده از روش اثرات ثابت (یعنی استفاده روش اثرات تصادفی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از مدل اثرات تصادفی در روش پانل دیتا استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از اثرات ثابت میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

در مدل اول و دوم، باید از اثرات ثابت استفاده کرد.

آزمون ناهمسانی واریانس

ابتدا آزمونهای آماری انجام میشود:

جدول ۷: آزمون واریانس ناهمسانی

نام مدل	آماره بدست آمده	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۱۲۶۶/۲۳	۰/۰۰۰	عدم وجود واریانس ناهمسانی
مدل دوم	۳۷/۵۲	۰/۰۰۰	عدم وجود واریانس ناهمسانی

آزمون عدم وجود خودهمبستگی میان اجزای اخلاص

خود همبستگی با دوربین واتسون چک میشود.

جدول ۸: آزمون دوربین واتسون

نام مدل	آماره بدست آمده	نتیجه
مدل اول	۲/۲۱	عدم وجود خود همبستگی
مدل دوم	۱/۶۴	عدم وجود خود همبستگی

آزمون نرمال بودن اجزای اخلاص

در ادامه برای اطلاع از وضعیت نرمالیتی پسماندهای مدل برازش یافته از آزمون جاک-برا و نمودار هیستوگرام^{۱۱} استفاده می شود.

آماره جاک-برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد.

جاک-برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده میکند:

$$JB = n \left\{ \frac{(Skew)^2}{6} + \frac{(Kurt - 3)^2}{24} \right\}$$

که در آن:

SKEW: ضریب چولگی

KURT: ضریب کشیدگی

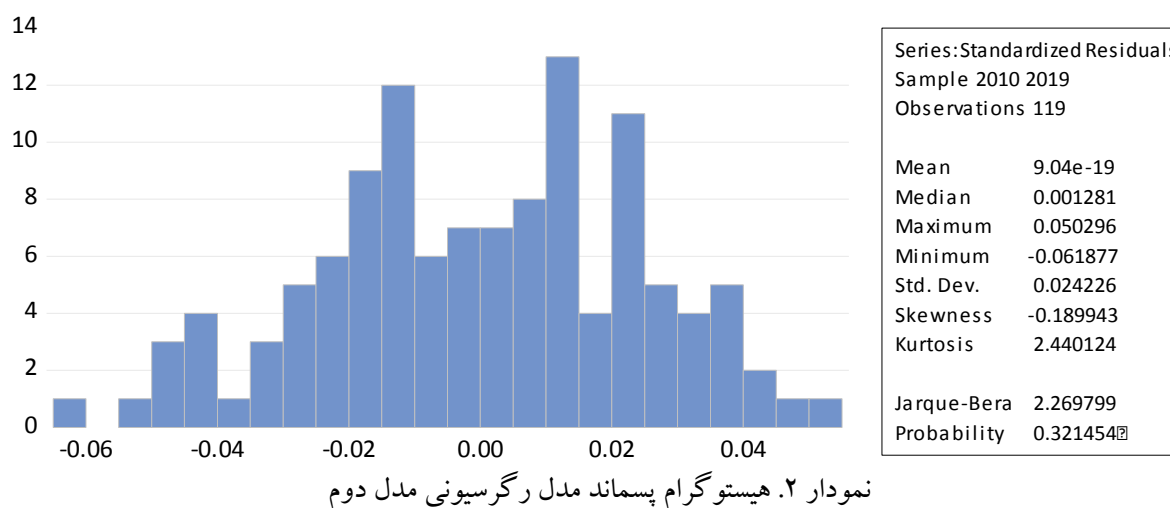
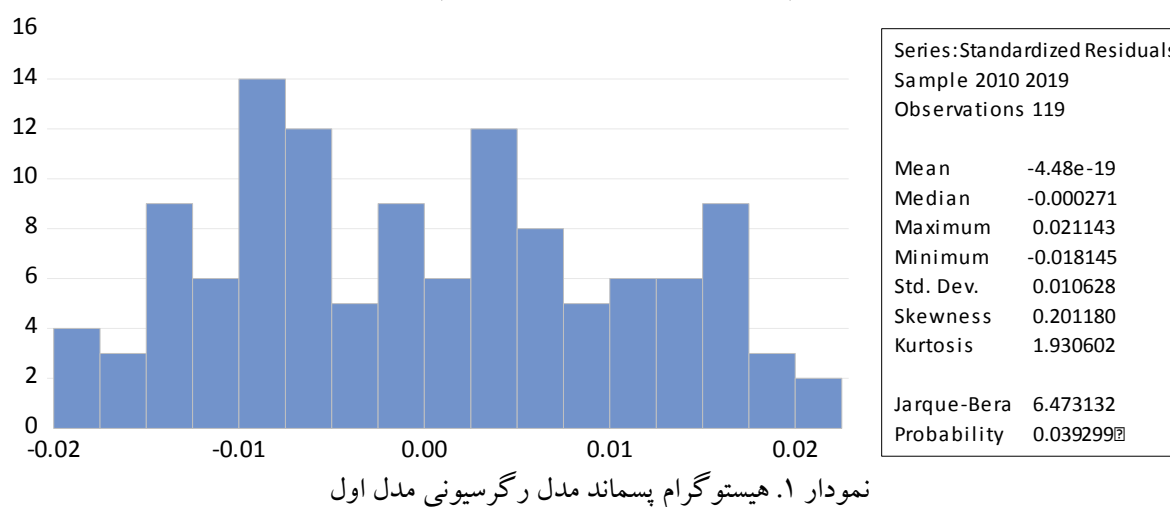
N: درجه آزادی

¹¹ Histogram

جدول ۹. نتایج آزمون جارک برا برای مدل

نتیجه	سطح معناداری	آماره آزمون	پسماند مدل رگرسیونی اول
نرمال نبودن توزیع پسماند مدل	۰/۰۳	۶/۴۷	
نرمال بودن توزیع پسماند مدل	۰/۳۲	۲/۲۶	پسماند مدل رگرسیونی دوم

همانطور که در جدول ۷ ملاحظه می شود سطح معناداری آزمون جارک برا برای مدل اول کمتر از $\alpha=0/05$ محاسبه شده و برای مدل دوم بیش تر از $0/05$ است. لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع پسماندها در مدل اول نرمال نبوده و در مدل دوم نرمال است. در نمودارهای ۱-۴ و ۲ هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی اول و دوم ارائه شده است.



همانطور که در نمودارهای ۱-۴ و ۲ ملاحظه می شود پسماند مدل رگرسیونی اول و دوم متقارن و زنگوله ای شکل است و این موضوع مبین این نکته می باشد که هر چند نرمال بودن توزیع پسماند مدل رگرسیونی در مدل اول مورد تایید نمی باشد. اما کاملاً متقارن بوده و مدل فاقد مشکلات آماری می باشد. اما نمودار مدل اول نمایان کننده وجود مشکلات آماری در مدل می باشد.

برآورد الگو (تخمین مدل)

مدل اول (پانل دیتا عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری)

جدول ۱۰ نتایج برازش مدل رگرسیونی اول

متغیر پاسخ = توسعه زمین های شهری				
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	۰/۰۷۸	۰/۰۱	۶/۹۷	۰/۰۰۰
ثبات سیاسی	۰/۱۴	۰/۰۰۷	۲۰/۷۹	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	۰/۱۵	۰/۰۰۸	۱۷/۶۴	۰/۰۰۰
مبارزه با فساد	۰/۱۳	۰/۰۰۹	۱۴/۳۲	۰/۰۰۰
اثربحشی دولت	۰/۱۴۵	۰/۰۰۶	۲۱/۷۴	۰/۰۰۰
حاکمیت قانون	۰/۱۴۲	۰/۰۰۷	۲۰/۳۷	۰/۰۰۰
نرخ مالیات	-۰/۱۵	۰/۰۰۶	-۲۱/۸۷	۰/۰۰۰
آماره آزمون $F = ۱۸۳/۳۴$ سطح معناداری = ۰/۰۰۰				
ضریب تعیین = ۰/۹۶ دوربین واتسون : ۱/۸۶				

مدل دوم (گشتاورهای تعمیم یافته عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری)

جدول ۱۱. نتایج برازش مدل رگرسیونی دوم

متغیر پاسخ = توسعه زمین های شهری				
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	۰/۱۰	۰/۰۱۶	۶/۳۳	۰/۰۰۰
توسعه زمین های شهری دوره قبل	۰/۰۴	۰/۰۲۰	۲/۰۴	۰/۰۴
ثبات سیاسی	۰/۱۴	۰/۰۰۷	۲۰/۷۹	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	۰/۱۵	۰/۰۰۸	۱۷/۴۸	۰/۰۰۰
مبارزه با فساد	۰/۱۳	۰/۰۰۹	۱۳/۹۵	۰/۰۰۰
اثربحشی دولت	۰/۱۳	۰/۰۰۶	۲۰/۷۰	۰/۰۰۰
حاکمیت قانون	۰/۱۵	۰/۰۰۷	۲۱/۷۲	۰/۰۰۰
نرخ مالیات	-۰/۱۴	۰/۰۰۶	-۲۰/۹۵	۰/۰۰۰
آماره آزمون $F = ۱۶۳/۹۹$ سطح معناداری = ۰/۰۰۰				
ضریب تعیین = ۰/۹۷ دوربین واتسون : ۱/۸۵				

نتیجه گیری

در تحلیل آماری دو مدل برای ارزیابی روابط برآزش گردید.

مدل اول، که مدل پانل دیتا عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری، بوده در ذیل خلاصه شده است:

جدول ۵-۱: ارزیابی عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری در پانل دیتا

معنی داری	ضرایب رگرسیونی	عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری
***	۰/۱۴	ثبات سیاسی
***	۰/۱۵	رشد اقتصادی
***	۰/۱۳	مبارزه با فساد
***	۰/۱۴۵	اثربخشی دولت
***	۰/۱۴۲	حاکمیت قانون
***	-۰/۱۵	نرخ مالیات
***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد		

در جدول بالا مشخص است که ثبات سیاسی تاثیر مثبت بر توسعه زمین های شهری دارد. با افزایش هر واحد ثبات

سیاسی، درصد توسعه زمین های شهری ۰/۱۴ واحد افزایش میابد.

به همین منوال ضریب تاثیر سایر متغیرها در جدول بالا مشخص است.

هر واحد بهبود رشد اقتصادی، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و شدت گرفتن مبارزه با فساد، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۳ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و اثربخش تر شدن دولت، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۴۵ هزارم واحد میشود.

هر واحد بهبود و افزایش حاکمیت قانون، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۴۲ صدم واحد میشود.

در نهایت هر واحد افزایش در نرخ مالیات منجر به کاهش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

در مدل دوم به صورت مدل گشتاورهای تعمیم یافته عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری، ارزیابی شده است.

جدول ۵-۲ عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری در مدل گشتاور تعمیم یافته

معنی داری	ضرایب رگرسیونی	عوامل موثر بر توسعه زمین های شهری
۰/۰۲۰	۰/۰۴	توسعه زمین های شهری دوره قبل
۰/۰۰۷	۰/۱۴	ثبات سیاسی
۰/۰۰۸	۰/۱۵	رشد اقتصادی
۰/۰۰۹	۰/۱۳	مبارزه با فساد
۰/۰۰۶	۰/۱۳	اثربخشی دولت
۰/۰۰۷	۰/۱۵	حاکمیت قانون
۰/۰۰۶	-۰/۱۴	نرخ مالیات
***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد		

تفاوت این جدول و جدول پانل دیتا در این است که توسعه زمین های شهری در دوره قبل نیز یک عامل تاثیر گذار بر توسعه زمین های شهری در دوره جاری دانسته شده که این ضریب نیز مطابق انتظار معنی دار است.

هر چه توسعه زمین های شهری در سال گذشته بیشتر باشد، توسعه زمین های شهری، امسال با ضریب چهار صدم افزایش میابد.

مطابق انتظار، بهبود ثبات سیاسی نیز، توسعه زمین های شهری را افزایش می دهد. هر واحد بالاتر رفتن ثبات سیاسی، باعث بهبود توسعه زمین های شهری به میزان ۱۴ صدم واحد میشود.

به همین منوال میتوان گفت.

هر واحد بهبود رشد اقتصادی، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و شدت گرفتن مبارزه با فساد، باعث کاهش افزایش زمین های شهری به میزان ۱۳ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و اثربخش تر شدن دولت، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۳ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و افزایش حاکمیت قانون، باعث افزایش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

در نهایت هر واحد افزایش در نرخ مالیات منجر به کاهش توسعه زمین های شهری به میزان ۱۴ صدم واحد میشود.

بنابراین مالیات سنگین بر زمین های شهری، در توسعه زمینهای شهری را کند میکند.

بنابراین، هر چند سیاست گذاری در وضع مالیات بر توسعه زمین های شهری برای دولت با درآمد همراه است، اما این سیاست منجر به کاهش توسعه زمین شهری و به تبع آن رکود ساخت و ساز در بخش مسکن، شده که در نهایت منجر به افزایش تورم در بخش مسکن میشود.

منابع

- Cheng Shu, Hualin Xie, Jinfa Jiang, Qianru Chen(2018), Is Urban Land Development Driven by Economic Development or Fiscal Revenue Stimuli in China?, *Land Use Policy*, Volume ۷۷, Pages ۱۱۵-۱۰۷.
- Li, H.; Chen, K.; Yan, L.; Zhu, Y.; Liao, L.; Chen, Y. Urban Land Use Transitions and the Economic Spatial Spillovers of Central Cities in China's Urban Agglomerations. *Land* 2021, 10, 644.
- Zhao K, Chen D, Zhang X, Zhang X. How Do Urban Land Expansion, Land Finance, and Economic Growth Interact? *Int J Environ Res Public Health*. 2022 Apr 21;19(9):5039.
- Che, S.; Kumar, R.R.; Stauvermann, P.J. Taxation of Land and Economic Growth. *Economies* 2021, 9, 61.
- Ricardo, David. 1821. *On the Principles of Political Economy and Taxation*, 3rd ed. Kitchner: Batoche Books,
- Smith, A. 1904. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. London: Methuen, vol. I. First published 1776.
- Jean-Marie Halleux, Szymon Marcinczak, Erwin van der Krabben(2012), The adaptive efficiency of land use planning measured by the control of urban sprawl. The cases of the Netherlands, Belgium and Poland, *Land Use Policy*, 29(4): 887-898,
- Wu Q., Li Y., Yan S. The incentives of China's urban land finance. *Land Use Policy*. 2015;42:432–442.
- Zhang, Y., Jin, P., Feng, D., 2015. Does civil environmental protection force the growth of China's industrial green productivity? Evidence from the perspective of rent seeking. *Ecol. Indic.* 51 (8), 215–227.
- Ministry of Housing and Urban-Rural Construction of the People's Republic of China, 2013. *China Urban Construction Statistical Yearbook*. China Planning Press, Beijing, China.
- Bertaud, A., Renaud, B., 1997. Socialist cities without land markets. *J. Urban Econ.* 41, 137–151.

ضمیمه

مدل اول

Dependent Variable: Y1LO
 Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
 Date: 03/18/24 Time: 17:43
 Sample: 2010 2019
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 12
 Total panel (unbalanced) observations: 119
 Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.078187	0.011207	6.976412	0.0000
X1LO	0.146438	0.007041	20.79809	0.0000
X1RULES	0.155008	0.008785	17.64432	0.0000
X2CORR	0.137004	0.009566	14.32160	0.0000
X3GOV	0.145595	0.006697	21.74151	0.0000
X4REG	0.142628	0.007000	20.37625	0.0000
X5TAX	0.151810	0.006939	21.87829	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
Root MSE	0.010583	R-squared	0.968613	
Mean dependent var	0.566209	Adjusted R-squared	0.963330	
S.D. dependent var	0.089826	S.E. of regression	0.011487	
Sum squared resid	0.013328	F-statistic	183.3440	
Durbin-Watson stat	1.869559	Prob(F-statistic)	0.000000	
Unweighted Statistics				
R-squared	0.966723	Mean dependent var	0.554838	
Sum squared resid	0.013356	Durbin-Watson stat	1.891298	

مدل دوم

Dependent Variable: Y1LO
 Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
 Date: 03/18/24 Time: 17:47
 Sample (adjusted): 2011 2019
 Periods included: 9
 Cross-sections included: 12
 Total panel (unbalanced) observations: 107
 Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.103492	0.016349	6.330296	0.0000
Y1LO(-1)	-0.042499	0.020731	-2.049980	0.0433
X1LO	0.146098	0.007026	20.79449	0.0000
X1RULES	0.154853	0.008857	17.48282	0.0000
X2CORR	0.137869	0.009878	13.95765	0.0000
X3GOV	0.139565	0.006741	20.70479	0.0000
X4REG	0.152646	0.007026	21.72613	0.0000
X5TAX	0.145065	0.006922	20.95818	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

Root MSE	0.009886	R-squared	0.971051
Mean dependent var	0.571339	Adjusted R-squared	0.965130
S.D. dependent var	0.090403	S.E. of regression	0.010901
Sum squared resid	0.010457	F-statistic	163.9906
Durbin-Watson stat	1.850647	Prob(F-statistic)	0.000000