Urban Economics
Vol. 5, No. 1,(2020)
http://ue.ui.ac.ir
Doi: 10.22108/ue.2023.135305.1236

اقتصاد شهری
دوره ۵، شماره ۱، توالی ۷، سال ۱۳۹۹
صص: ۹۴- ۸۱

Estimating Capacity of Capital Gains Tax on Residential Units in Isfahan City (Case Study: Selected Municipal Areas of Isfahan)

Niloofar Musaei[1], Naser Yarmohamadian[2*], Reza Nasr esfahani[3], Hojat Izadkhasti[4]

[1] PhD student, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
[2] Department of Economics and Entrepreneurship, Faculty of Research Excellence in Art and Entrepreneurship, Art University of Isfahan, Isfahan, Iran
[3] Department ofEconomics and Entrepreneurship, Art Universiy of Isfahan, Isfahan, Iran
[4] Department of economics, sb university, Tehran, Iran

Abstract: Capital gains tax is capable to regulate the behavior of economic agents in the housing market. This kind of tax could drive some speculative uses out of the housing market. This study aims to determine the capacity of capital gains tax on residential units in Isfahan City. For this purpose, a taxation model is promoted, then, a calculation model for estimating capital gains tax capacity on residential units in Isfahan City has been designed. In this model, there have been used several variables such as sales prices, the number of residential units, the maintenance period of the residential unit, the average annual growth of the housing price, the tax rate on capital gains, and the probability density function and its cumulative one of the maintenance period. The model was calculated by using R software and doing 32 lines of code. The lowest tax capacity estimation is about 350 billion Tomans and the highest one is about 1000 billion Tomans. The results show that firstly, the number of transactions has a direct effect on the capital gain tax capacity. Secondly, the revenue from capital gains tax in the short run is much larger than in the medium period. In other words, in the short term, because economic factors don't still adjust, capital gains tax yields more revenue, but in the long term by adjusting the behavior of house owners, tax revenues vanished. This effect in public finance literature is called the lock-in effect.
Key Words: Tax Capacity, Capital Gain Tax, housing capital, Isfahan.

برآورد ظرفیت مالیات عایدی سرمایه املاک مسکونی در شهر اصفهان (مطالعه موردی: مناطق منتخب شهرداری اصفهان)

نیلوفر موسایی[۱]، ناصر یار محمدیان[۲*]، رضا نصر اصفهانی[۳]، حجت ایزدخواستی[۴]

۱- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۲- استادیارگروه اقتصاد و کارآفرینی، دانشکده پژوه ش‌های عالی در هنر و کارافرینی، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران
۳- استادیاراقتصادشهری، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی هنر، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران
۴- استادیارگروه اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۰۶

چکیده

یکی از کارکردهای مالیات عایدی سرمایه تنظیم رفتار عاملان اقتصادی در بازار مسکن است. این مالیات باعث می‌شود بخشی از تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن به‌دلیل جنبه سرمایه‌ای دارایی مسکن (نه جنبه مصرفی آن) از بین برود. پژوهش حاضر با هدف برآورد ظرفیت مالیات عایدی سرمایه واحدهای مسکونی شهر اصفهان انجام گرفته است. برای این منظور ابتدا الگوی مالیات‌ستانی تدوین شده و سپس یک الگوی ریاضی برای برآوردی از میزان ظرفیت درآمد مالیاتی مالیات عایدی سرمایه واحدهای مسکونی شهر اصفهان طراحی شده است. در مدل ارائه‌شده، متغیرهای قیمت فروش، تعداد معاملات واحدهای مسکونی، دوره نگهداری واحد مسکونی، متوسط رشد سالانه قیمت مسکن، نرخ مالیات عایدی سرمایه و تابع توزیع و تجمعی احتمال دوره نگهداری مسکن لحاظ شده‌اند. برآورد الگو با استفاده از نرم‌افزار R و انجام ۳۲ خط کدنویسی صورت گرفته است. از بین همه برآوردها کمترین برآورد بیان‌کننده درآمد مالیاتی حدود ۳۵۰ میلیارد تومان و بیشترین برآورد نشان‌دهنده درآمد مالیاتی حدود ۱۰۰۰ میلیارد تومان است. نتایج نشان می‌دهند نخست، تعداد معاملات تأثیر مستقیمی بر میزان مالیات عایدی سرمایه دارد. دوم، ظرفیت درآمد مالیاتی مالیات عایدی سرمایه در کوتاه‌مدت بیشتر از میان‌مدت است. به عبارتی در کوتاه‌مدت به‌دلیل اینکه عوامل اقتصادی هنوز واکنش نشان نمی‌دهند مالیات عایدی سرمایه بیشتر است؛ اما در بلندمدت به‌دلیل تعدیل رفتارها، مقدار مالیات عایدی سرمایه به‌دلیل محبوس‌شدن دارایی‌ها کاهش می‌یابد. این اثر چیزی است که در ادبیات مالیه عمومی با عنوان اثر قفل‌شدگی از آن یاد می‌کنند.
واژه‌های کلیدی: ظرفیت مالیاتی، مالیات عایدی سرمایه، سرمایه مسکن، شهر اصفهان.

*** Corresponding Author**: Naser Yarmohamadian
E-mail address: niloufarmousaei@yahoo.com, n.yarmohamadian@aui.ac.ir, rnasr@aui.ac.ir, h_izadkhasti@sbu.ac.ir

مقدمه

مالیات عایدی سرمایه یکی از انواع مالیات‌های تنظیمی است که بسیاری از دولت‌ها برای کنترل رفتارهای سوداگرانه از آن استفاده می‌کنند؛ اما آنچه در کنار تنظیم رفتار عاملان اقتصادی برای دولت‌ها اهمیت دارد ظرفیت درآمد مالیاتی مالیات‌ها است. این نحوه نگاه به مالیات می‌تواند منجر به سوگیری‌هایی در اجرای انواع مالیات‌ها شود؛ اما به هر حال برای مجریان وضع مالیات اهمیت دارد. پژوهش حاضر به‌منظور برآورد ظرفیت مالیات عایدی سرمایه برای سال ۱۳۹۸ و قلمرو شهر اصفهان است؛ هرچند برای برآورد مذکور از داده‌های سال‌های ۱۳۸۹ تا سال ۱۳۹۸ استفاده شده است.

وجود دوره‌های رونق و رکود در بخش مسکن و همچنین طولانی‌تربودن دوره‌های رونق نسبت به رکود موجب افزایش تمایل سوداگران برای ورود به بخش مسکن برای کسب منفعت از نوسانات قیمت شده است. از مهم‌ترین ابزارهای مدیریت بازار مسکن و کنترل فعالیت‌های سوداگرانه آن که توسط دولت‌ها استفاده می‌شود، اصلاح نظام مالیاتی بخش مسکن کشور است که قابلیت توسعه پایه‌های مالیاتی را دارد (اکبری و یارمحمدیان، ۱۳۹۱). یکی از شیوه‌های مقابله با رفتارهای سوداگرانه در بازار مسکن معرفی مالیات عایدی سرمایه املاک و مسکن است تا بتوان با کاهش انگیزه‌های سوداگرانه در این بخش، سرمایه‌های این بخش را به سمت تولید و سرمایه‌گذاری‌های مولد سوق داد که موجب ایجاد فرصت‌های شغلی، کاهش بیکاری و رشد و توسعه اقتصادی خواهد شد.

نبود این پایه مالیاتی در ایران با وجود نوسان‌های قیمت مسکن، برخی از مدیران و مسئولان مالیاتی را اخیراً بر آن داشته است که در تکاپوی معرفی و قانونی کردن این پایه مالیاتی باشند که نمونه آن تهیه پیش‌نویس طرح مالیات عایدی سرمایه املاک در مجلس شورای اسلامی توسط نمایندگان مجلس است. از سوی دیگر براساس اهداف برنامه‌های توسعه و اهمیت فراوان درآمدهای مالیاتی به‌عنوان منبع اصلی تأمین درآمدهای دولت، برآورد و بررسی ظرفیت مالیاتی به‌منظور فراهم‌آمدن اطلاعات لازم دربارهٔ ظرفیت و توان یک منطقه یا کشور در تجهیز و افزایش منابع برای برطرف‌شدن مسائل اجرایی و مالی سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بسیار حائز اهمیت بوده و بهره‌برداری حداکثر از ظرفیت‌های مالیاتی به‌منظور تأمین هزینه‌های دولت از درآمدهای مالیاتی و کاهش وابستگی اقتصادی کشور به منابع نفتی در بلندمدت به‌عنوان یک خط مشی مهم و اساسی مطرح است.

براساس این، سؤال مهمی که مطرح می‌شود این است که از محل وضع این نوع مالیات چه مقدار درآمد مالیاتی برای دولت محقق می‌شود. از آنجایی که پژوهشی در این زمینه تاکنون انجام نشده است، هدف پژوهش حاضر این است که با توجه به مبانی نظری مالیات عایدی سرمایه و به روش نمونه‌گیری از واحدهای مسکونی معامله‌شده، ظرفیت مالیات عایدی سرمایه واحدهای مسکونی شهر اصفهان برآورد شود.

مبانی نظری

به‌طور عمده درآمد افراد از دو طریق درآمد حاصل از نیروی کار و درآمد حاصل از سرمایه به دست می‌آید. درآمد نیروی کار عمدتاً شامل درآمد حاصل از دستمزد نیروی کار و بخشی از درآمد مشاغل است. درآمد حاصل از سرمایه به دو نوع درآمد تقسیم می‌شود؛ درآمد جاری سرمایه و درآمد حاصل از عایدی سرمایه. درآمد جاری سرمایه، سود ناشی از هزینه فرصت سرمایه است که طی دوره تملک دارایی یا سرمایه‌گذاری متناسب با بازدهی سرمایه یا به‌صورت درصد ثابت کسب می‌شود، درآمد اجاری ملک یا سود تقسیمی اوراق بهادار نمونه‌ای از آن است؛ اما عایدی سرمایه عبارت است از مابه‌التفاوت قیمت فروش و خرید یک دارایی، برای مثال عایدی ناشی از افزایش قیمت ملک یا اوراق بهادار.

بخش مسکن یکی از بخش‌های عمده اقتصادی است که رابطه وسیع و متقابلی با بخش‌های اقتصادی دیگر دارد و از مهم‌ترین بخش‌های توسعه در هر جامعه است که در حوزه اقتصاد کلان بر متغیرهای کلیدی نظیر رشد، تورم، نقدینگی و توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد و از آنها نیز تأثیر می‌پذیرد. در ادبیات اقتصاد مسکن، بحث حباب شکل بودن قیمت مسکن تأیید شده است و سیاست مالیاتی در کنترل نوسانات ادواری بخش مسکن که دارای تأثیر بر اقتصاد ملی است، نقش عمده‌ای دارد.

براساس نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۵، آمار مربوط به درصد خانوارهای نمونه شهری برحسب نحوه تصرف مسکن نشان می‌دهد تصرف اجاری مسکن از ۱۳ درصد در سال ۱۳۶۵ به ۲۴ درصد در سال ۱۳۹۸ رسیده است (طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار شهری ایران (۱۳۹۸-۱۳۶۵)). همچنین سهم هزینه مسکن در سبد مصرفی خانوار از ۴۲ درصد در سال

۱۳۸۰ به ٤٨ درصد در سال ۱۳۹۸ رسیده است (مرکز آمار ایران، سالنامه آماری سال های مربوطه). این نسبت برای یک خانوار شهری در استان اصفهان به‌ترتیب ۳۲ درصد در سال ۱۳۸۵ و ۳۷/۵ درصد برای سال ۱۳۹۷ بوده است (مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری استان اصفهان).

بازار مسکن در ایران دو مشکل عمده دارد؛ یکی نوسانات قیمت دارایی مسکن و دیگری تقاضای سوداگرانه در این بازار است. نوسان‌های ادواری قیمت مسکن با توجه به نظریه‌های جدید شامل دو دسته‌اند. دسته اول، نوسان‌های جزئی که با توجه به ساختار و شرایط عرضه و تقاضای بازار به وجود می‌آیند و موجب تغییرات تدریجی قیمت مسکن در طول زمان می‌شود و دسته دوم، تکانه‌ها یا شوک‌های ادواری مسکن‌اند که شامل عوامل برونزایی نظیر نقل و انتقالات بازار سرمایه، ترکیب سبد دارایی خانوار و بورس‌بازی مسکن و ... است. بازار مسکن در نبود شوک‌های ادواری، دارایی روند تعادلی بلندمدت با ثبات است و قیمت مسکن متناسب با هزینه استفاده سرمایه تغییر خواهد کرد؛ اما وجود تکانه‌های ادواری منجر به اختلال در روند تعادل بلندمدت می‌شود که موجب اثرگذاری بر تخصیص منابع و ایجاد زیان‌های خالص اجتماعی به‌خصوص بر طبقات درآمدی پایین می‌شود (سوداگری، ۱۳۹۲).

از طرف دیگر، با افزایش قیمت مسکن، بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش می‌یابد که به افزایش تقاضای سرمایه‌ای و تقاضای کل مسکن منجر می‌شود. بازار مسکن همواره به شدت تأثیرگرفته از تقاضاهای سوداگرانه است که دلایل متعددی برای آن ازجمله ناهمگن‌بودن، غیرقابل جانشین بودن، نبود جریان کامل اطلاعات در این بازار، تأثیرات بیرونی و متقابل این بازار با بازارهای موازی، محدودبودن منابع زمین و ... ذکر شده است که میزان شدید این نوع از تقاضا در بازار زمین و مسکن با توجه به غیرقابل تولید بودن زمین و ثابت‌بودن عرضه آن، باعث افزایش قیمت زمین و به تبع آن مسکن می‌شود (Bird & Slack, 2004).

به‌دلیل وجود انگیزه‌های سوداگری در ایران، عواید حاصل از تملک مسکن به‌ویژه در شهرهای بزرگ بیشتر از میانگین عایدی سرمایه در بسیاری از فعالیت‌های تولیدی است (سبحانیان و همکاران، ۱۳۹٦). فرودنبرگ و میناس[1] (۲۰۱۹) به نقل از دیلی[2] و همکاران (۲۰۰۹) بیان می‌کند به‌دلیل تخفیف ۵۰ درصدی مالیات عایدی سرمایه بر مسکن در استرالیا، سرمایه‌گذاری در مستغلات بیش‌ازحد انجام شده است. به بیان دیگر، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در مقابل سرمایه‌گذاری در بخش تولیدی دارای ریسک پایین‌تری است و زمینه انحراف سرمایه‌های زیادی را به بخش واسطه‌گری و فعالیت‌های غیرمولد بخش مسکن فراهم کرده است که موجب کاهش جذب سرمایه در بخش‌های تولیدی و مولد اقتصادی شده که از منظر اقتصادی امری نامطلوب است و پیامدهای منفی متعددی نظیر گسترش فعالیت‌های سوداگری، کاهش سرمایه‌گذاری‌های مولد و در نهایت کاهش رشد اقتصادی از خود بر جای می‌گذارد (Balazs & Dubravko, 2005). مطالعات اخیر نیز نشان داده‌اند مالیات عایدی سرمایه به‌عنوان یکی از مالیات‌های عادلانه مورد مطالبه جامعه بوده است؛ برای مثال، رولینگسون[3] و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند ۷٤ درصد جامعه لندن خواستار مطمئن‌شدن دولت از پرداخت مالیات کسانی است که عایدی کسب می‌کنند. همچنین او نشان داد شهروندان لندنی در پاسخ به این سؤال که برای وضع مالیات جدید توسط دولت کدام مالیات را پیشنهاد می‌دهید، مالیات بر عایدی سرمایه به‌عنوان دومین گزینه پس از مالیات ثروت معرفی شد.

سیاست مالیاتی بهینه، سیاستی است که نوسان و حباب قیمت مسکن را کنترل کند و سرمایه‌گذاری مسکونی را در روند رشد با ثبات بلندمدت قرار دهد؛ بنابراین، اثر مالیات عایدی سرمایه از دو دیدگاه حائز اهمیت است: نخست اثر مالیات بر تثبیت یا تشدید نوسان بازار مسکن و دوم، اثر مالیات بر رشد یا کاهش سرمایه‌گذاری مسکن. مهم‌ترین متغیر مؤثر بر سرمایه‌گذاری، نوسانات قیمت است؛ زیرا باعث افزایش ریسک، کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران و بی‌ثباتی در تولید می‌شود؛ در نتیجه، مالیات عایدی سرمایه مسکن، ترکیب سرمایه‌گذاری و نوسان قیمت این بخش را نسبت به کشورهایی که فاقد این نظام مالیاتی‌اند، در وضعیت مناسب‌تری از نظر کارایی قرار می‌دهد؛ بنابراین، وضع مالیات عایدی سرمایه در شرایطی قابل دفاع است که موجب کاهش نوسان قیمت و تقویت رشد سرمایه‌گذاری شود (قلی‌زاده، ۱۳۹٦).

لازم است برای طراحی دقیق‌تر نحوه محاسبه مالیات عایدی سرمایه برخی ملاحظات ازجمله موارد زیر در نظر گرفته شوند.

درآمد مشمول مالیات: به‌طور کلی عایدی سرمایه برابر است

[1] Freudenberg and Minas
[2] Daley
[3] Rowlingson

با تفاوت قیمت فروش و قیمت خرید که این تفاوت می‌تواند مثبت یا منفی باشد. عموماً درآمد مشمول مالیات همان عایدی سرمایه است که کشورهای مختلف سه نوع رفتار نسبت به آن دارند؛ عدم شمول، شمول جزئی و شمول کامل.

دوره نگهداشت دارایی: بیشتر کشورها معیاری را با عنوان مدت نگهداشت در نظر می‌گیرند که در صورت نگهداری بیش از مدت تعیین‌شده، میزان مالیات بر عایدی سرمایه از طریق نرخ یا میزان شمولیت کاهش می‌یابد یا به‌طور کلی دارایی مشمول مالیات نمی‌شود. به‌طور کلی دلیل به‌کارگیری این سیاست، حمایت از سرمایه‌گذاری به‌صورت بلندمدت است.

تعدیل عایدی سرمایه نسبت به تورم: برخی بر این باورند که عایدی حقیقی باید مشمول مالیات قرار گیرد و برخی معتقدند باید عایدی اسمی مشمول مالیات باشد. به‌طور کلی دسته اول بر این موضوع تأکید دارند که چون صرفاً عایدی اسمی دارایی متناسب با تورم افزایش یافته و تغییری در قدرت خرید او ایجاد نشده است، نباید عایدی اسمی مبنای اخذ مالیات باشد. در برخی کشورها برای آنکه بخشی از عایدی سرمایه که به‌دلیل تورم حاصل شده است را از عایدی سرمایه واقعی حذف کنند از روش شاخص‌سازی[1] استفاده می‌کنند. نحوه محاسبه این شاخص به این صورت است که نرخ تورم از هزینه پایه تمامی دارایی‌های سرمایه‌ای به‌جز آنهایی که برای مدت زمانی مشخص نگهداری می‌شوند، کسر می‌شود و به این ترتیب عایدی واقعی به دست می‌آید (Seida & Wempe, 2000). به‌منظور اجتناب از کاهش ارزش واقعی دارایی به‌دلیل اخذ مالیات در شرایط تورمی باید عایدی اسمی از عایدی واقعی خارج شود و مالیات بر عایدی واقعی وضع شود (Auerbach, 1989). در برخی از کشورها به ارائه تورم واقعی کشور در سال‌های مختلف در فرم‌هایی امکان محاسبه عایدی معاف از مالیات را برای مالکان دارایی فراهم کرده بودند که با کسر ارزش معاف[2] از ارزش اسمی دارایی، عایدی واقعی سرمایه مشمول مالیات به دست آورده می‌شد (Burman & Kobes, 2004).

همچنین دسته دوم، تعدیل عایدی نسبت به تورم را باعث خدشه در عدالت مالیاتی می‌دانند؛ زیرا برخلاف طبقات پایین درآمدی که سهم عمده درآمدهای آنها حاصل از کار است، بخش بزرگی از درآمدهای طبقات بالای درآمدی را درآمد سرمایه تشکیل می‌دهد؛ در نتیجه، تعدیل عایدی نسبت به تورم بیشتر طبقات بالای درآمدی را منتفع و عدالت افقی و عمودی در نظام مالیاتی را خدشه‌دار می‌کند. به‌دلیل پیچیدگی تعدیل تورم در سیستم مالیاتی، نظام‌های مالیاتی معمولاً تعدیل را انجام نمی‌دهند. مشکلات و دشواری‌های استفاده از روش شاخص‌سازی موجب شد برخی کشورها به‌خصوص کشورهای دارای نرخ تورم پایین، آن را اجرا نکنند؛ برای نمونه، استرالیا در سال ۱۹۹۹ به‌دلیل هزینه‌های اجرایی و تمکین بالا، شاخص‌بندی را منسوخ کرد. با حذف شاخص‌بندی برای برخی دارایی‌ها معافیت‌هایی به‌منظور جبران داده شد (برای مثال، ۵۰ درصد تخفیف برای دارایی‌هایی که بیشتر از ۱۲ ماه نگهداری شوند).

نرخ مالیات: تعیین نرخ مالیات بر عایدی سرمایه، تحت الگوی مالیات بر مجموع درآمد اشخاص حقیقی یا مالیات بر عایدی سرمایه به‌صورت جداگانه می‌تواند تأثیر مهمی بر برنامه و رفتارهای مالیاتی افراد داشته باشد؛ برای مثال، تنظیم نرخ مالیات بر عایدی سرمایه بالاتر یا کمتر از نرخ مالیات بر بهره بانکی یا سود توزیعی سهام می‌تواند نقش مؤثری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری افراد داشته باشد.

مسئله زیان: در برخی مواقع قیمت فروش دارایی از قیمت خرید آن کمتر است یا هزینه‌های مبادله و نگهداری دارایی بیشتر از عایدی سرمایه است که در این موارد صاحب دارایی متحمل زیان سرمایه شده است. به عبارتی اختلاف هزینه‌های مرتبط با دارایی در طول دوره نگهداری و هزینه‌های مبادله در زمان فروش از سود ویژه حاصل از فروش دارایی، زیان سرمایه تلقی خواهد شد (معاونت امور اقتصادی وزارت اقتصاد و دارایی، ۱۳۸۹)؛ بنابراین، نحوه برخورد با زیان سرمایه از مواردی است که در نظام مالیاتی باید مشخص شود. در بیشتر کشورها اگر زیان سرمایه در یک سال مالیاتی، فراتر از عایدی سرمایه باشد، معمولاً کسر مقدار مازاد این زیان از سایر درآمدها امکان‌پذیر نیست؛ اما مقدار آن در محاسبه عایدی‌های سرمایه آتی به حساب آورده می‌شود. این روش مانع از دستکاری تحقق اختیاری زیان یا به تعویق انداختن عایدی سرمایه‌ای توسط مؤدی می‌شود (Seida & Wempe, 2000).

عایدی واقعی در مقابل عایدی غیرواقعی: ارزش دارایی‌ها ممکن است به دلایل مختلف تغییر یابند که آنها را می‌توان به دو دسته بیرونی و درونی طبقه‌بندی کرد. به دلایلی که به فرایند

---

[1] Indexation

[2] ارزش معاف از مالیات از طریق ارزش روز خرید * (۱+ نرخ کلی تورم) محاسبه می‌شد

تولید مربوط نیست، از قبیل کمیابی دارایی‌های جدید در بازار، تغییر در نرخ بهره بازار و ... علل بیرونی گفته می‌شود. به دلایلی که مرتبط با فرایند تولید است، نظیر پیش‌بینی نادرست میزان استهلاک واقعی دارایی یا واحدهای محصولی که دارایی تولید می‌کنند و ... علل درونی گفته می‌شود. تغییر قیمت دارایی در اثر علل بیرونی و درونی، به‌ترتیب عایدی واقعی و غیرواقعی محسوب می‌شود (تقوی و همکاران، ۱۳۸۸). روش دقیقی برای جداسازی تغییرات ارزش دارایی ناشی از عوامل مذکور وجود ندارد؛ اما محاسبه استهلاک صحیح دارایی و تعدیل ارزش زمان فروش آن نسبت به این استهلاک به‌عنوان یک راه‌حل می‌تواند استفاده شود. نکته بسیار مهم و شایان توجه این است که گاهی‌اوقات قیمت املاک یا واحدهای مسکونی در محدوده کالاهای عمومی ارائه‌شده توسط شهرداری یا دولت، از قبیل جاده، بزرگراه، پارک و ... افزایش می‌یابد که این افزایش قیمت به‌دلیل تغییر عوامل بیرونی، عایدی واقعی سرمایه لحاظ می‌شود و باید مالیات بر آن وضع شود.

به تعویق انداختن بدهی مالیاتی: یکی از موضوعات مهم در طراحی مالیات بر عایدی سرمایه، در نظر گرفتن قواعدی برای به تعویق انداختن پرداخت مالیات بر عایدی سرمایه در موارد خاص است. این قواعد برای اهداف مختلفی ایجاد می‌شود که ازجمله آنها می‌توان به کمک به مدیریت جریان نقدینگی کسب‌وکارها، از بین بردن موانع برای رشد مشاغل موفق و جلوگیری از تخلیه سرمایه تجاری (سرمایه در گردش) از اقتصاد اشاره کرد که همگی این اهداف موجب کارایی بیشتر در نظام اقتصادی می‌شوند.

نحوه شمول واحدهای مسکونی شخصی: یکی دیگر از ملاحظات مهم دربارهٔ مالیات بر عایدی سرمایه، رفتار مالیاتی با سکونتگاه افراد است. تعدادی از کشورها به کلی واحدهای مسکونی را به شرط آنکه آن واحد یک دارایی شغلی نباشد یا مرتبط با اهداف شغلی استفاده نشود، معاف از مالیات قرار داده‌اند (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۴۰۱).

پیشینه موضوع

آگراول و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «اجتناب مالیاتی، مالیات عایدی سرمایه و بازار مسکن»، موارد مزبور را بررسی و تحلیل کرده‌اند. به‌منظور بررسی اثر اجتناب مالیاتی بر نتیجه سیاست‌های مالیاتی در بازار مسکن یک شوک سیاستی مطالعه شده است که سوداگرایان مسکن در چین را هدف قرار داده و از مجموعه داده‌هایی استفاده شده است که به‌طور دقیق، قیمت فروش و قیمت ثبت‌شده مسکن را برای محاسبه اجتناب و فرار مالیاتی در چین اندازه‌گیری می‌کند. این تغییر سیاستی در سال ۲۰۱۳ در افزایش مالیات عایدی سرمایه برای معاملات فروش مجدد مسکن با دوره نگهداری کمتر از پنج سال بوده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که پس از افزایش مالیات عایدی سرمایه، معاملات فروش مجدد مسکن به دوره‌های نگهداری بالای پنج سال افزایش یافته است. علاوه بر این، با استفاده از قیمت واقعی معاملات و قیمت گزارش‌شده به مقامات مالیاتی، اجتناب مالیاتی که از اختلاف بین این دو قیمت محاسبه می‌شود، ۲۳/۳ درصد افزایش داشته است.

چن[2] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان «مالیات بر نقل و انتقال مستغلات و نوسان‌های قیمت مسکن در ایالات متحده»، ارتباط بین مالیات بر نقل و انتقال املاک و مستغلات و نوسان‌های قیمت مسکن در ایالات متحده آمریکا را برای داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۵ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بررسی کرده است. نتایج پژوهش او نشان می‌دهند در ایالت‌هایی که مالیات بر نقل و انتقال وضع شده است، روند قیمت مسکن از ثبات بیشتری برخودار بوده و نوسان‌های قیمتی کمتر بوده است.

آیراد[3] (۲۰۱٤) در مطالعه‌ای با عنوان «اصلاح مالیات سرمایه در ایتالیا»، مالیات بر املاک، مالیات بر ارث و مالیات‌های نقل و انتقال مختلف را بررسی و تجزیه و تحلیل کرده و همچنین جایگزینی یک مالیات بر ثروت خالص واحد با مجموعه مالیات‌های موجود بر دارایی‌های مالی و حقیقی را بررسی کرده است. نتیجه پژوهش او نشان می‌دهد اخذ مالیات از عواید حاصل از فعالیت‌های سوداگرانه در بازار مسکن می‌تواند انتظار کسب سود از این بازار را در مقایسه با سایر بازارها و فرصت‌های سرمایه‌گذاری تعدیل کند و ورود این نوع سرمایه‌گذاران با انگیزه‌های سودجویانه را کاهش دهد که از این طریق امکان شکل‌گیری حباب‌های قیمتی و نوسان‌های شدید در این بخش تا حد زیادی کنترل می‌شود و کاهش می‌یابد.

آرگر، براون و روسی[4] (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «مالیات نقل و انتقال، عایدی سرمایه و قیمت‌های مسکن»، اثر

[1] Agrawal & et.al

[2] Chen
[3] Eyraud
[4] Aregger & Brown & Rossi

مالیات عایدی سرمایه و مالیات نقل و انتقالات بر رشد قیمت مسکن در ۹۲ منطقه از سوئیس در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۵ را بررسی کرده‌اند. این نوع مالیات‌ها در تمام بلوک‌های سوئیس اختلاف زیادی با هم دارند. نتایج نشان می‌دهند مالیات عایدی سرمایه بالاتر، رشد قیمت مسکن را شدیدتر می‌کند؛ درحالی‌که مالیات بر نقل و انتقالات اثری بر رشد قیمت مسکن ندارد. این یافته‌ها وجود اثر قفل‌شدن دارایی ناشی از مالیات عایدی سرمایه بر عرضه مسکن را تأیید می‌کنند. مناطق واقع در بلوک‌هایی که مالیات عایدی سرمایه (فروش املاک دارای عایدی سرمایه پس از پنج سال از زمان خرید) را افزایش داده‌اند، کاهش معنادار رشد قیمت مسکن را تجربه نکرده‌اند. مناطق واقع در بلوک‌هایی که مالیات بر نقل و انتقالات را افزایش داده‌اند، کاهش رشد قیمت مسکن را تجربه کرده‌اند. مناطق واقع در بلوک‌هایی که مالیات سوداگری (فروش املاک دارای عایدی سرمایه کمتر از یک سال پس از خرید) را افزایش داده‌اند در مقایسه با مناطق واقع در بلوک‌هایی که این نوع مالیات را کاهش داده‌اند یا تغییر نداده‌اند، رشد بیشتر قیمت مسکن را تجربه کرده‌اند.

ایزدخواستی و عرب مازار (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل مالیات بر رانت زمین و بازدهی سرمایه مسکونی: رویکرد تعادل عمومی»، تأثیر اقتصادی مالیات بر رانت زمین و بازدهی سرمایه مسکونی در چهارچوب الگوی تعادل عمومی در ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهند رایج‌ترین شیوه برای کنترل تقاضای سفته‌بازی در بازار زمین و مسکن به‌کارگیری ابزارهای مالیاتی است؛ ازاین‌رو، زمانی که نرخ مالیات بر اجاره زمین و عایدی سرمایه مسکونی از صفر در حالت پایه به ۲۵ درصد در سناریوی پنجم افزایش پیدا کند و نرخ مالیات بر اجاره سرمایه غیرمسکونی کاهش یابد، به کاهش نسبت تعادلی کالای غیرمسکونی به کالای مسکونی منجر می‌شود. همچنین با وجود نرخ یکسان مالیات بر اجاره زمین و بازدهی سرمایه مسکونی، نسبت تعادلی تقاضای سرمایه به زمین برای تولید کالای مسکن ثابت و برابر ۲,۹٤٦ مانده است. نسبت تعادلی تقاضای سرمایه به نیروی کار و زمین برای تولید کالای غیرمسکونی از ۳,۲۱٤ و ۷,٤۲۲ به ۳,۷۵۸ و ۱۰,۱٤٤ افزایش یافته است؛ در نتیجه، اعمال چنین مالیاتی موجب کاهش تقاضای سرمایه و زمین در بخش مسکن و افزایش آن در بخش غیرمسکن می‌شود.

سبحانیان، آقاجانی‌معمار و توتونچی‌ملکی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با عنوان «مالیات عایدی سرمایه املاک و مسکن؛ منبع درآمدی پایدار برای شهرداری‌ها و ابزاری مناسب به‌منظور کنترل سوداگری»، پایه مالیاتی مالیات عایدی سرمایه املاک و مسکن را با استفاده از روش توصیفی – تحلیلی معرفی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند معرفی این پایه مالیاتی جدید می‌تواند با کنترل نوسان‌های قیمت مسکن و تعدیل انتظار کسب سود توسط سوداگران در کاهش ورود سرمایه‌گذاران به این بازار برای فعالیت‌های سوداگرانه و جلوگیری از شکل‌گیری حباب قیمتی در این بازار نقش مهمی داشته باشد و همچنین با توجه به کمبود و ناپایداری برخی از منابع درآمدی شهرداری‌ها در ایران می‌تواند منابع جدید و پایدار برای شهرداری‌ها ایجاد کند.

صامتی، صمدی و شریفی (۱۳۹٤) در مقاله‌ای با عنوان «مالیات عایدی سرمایه و تأثیر آن بر قیمت مسکن (مطالعه تطبیقی ایران و کشورهای عضو OECD)»، تأثیر مالیات عایدی سرمایه بر رشد قیمت مسکن را با استفاده از داده‌های ترکیبی در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش با روش GMM نشان می‌دهند مالیات عایدی سرمایه بر رشد قیمت مسکن اثرگذار نیست. درواقع در اثر اول، اخذ این نوع مالیات باعث می‌شود سوداگران از بازار مسکن خارج شوند و در نتیجه تقاضا و قیمت مسکن کاهش یابد. در اثر دوم، با اثرگذاری بر عرضه مسکن که به قصد سرمایه‌گذای خریداری شده است سبب قفل‌شدن دارایی و کم‌شدن عرضه مسکن و در نتیجه افزایش قیمت مسکن می‌شود. برآیند این دو اثر نشان‌دهنده چگونگی تغییر قیمت مسکن است. نکته مهم این است که وقتی تقاضای سرمایه‌ای بازار مسکن کاهش می‌یابد، تقاضاهای مصرفی غیرمؤثر ناشی از افزایش قیمت به تقاضای مؤثر تبدیل می‌شوند؛ در اینجا دولت باید تدابیری اتخاذ کند که عرضه مسکن افزایش یابد؛ در غیر این صورت ممکن است قیمت مسکن مجدداً افزایش یابد.

روش تحقیق

قلمرو زمانی این پژوهش سال ۱۳۹۸ است؛ به‌طوری‌که معاملات انجام‌شده در خارج از این سال مورد توجه قرار نگرفته است؛ بنابراین، میزان مالیات عایدی سرمایه برآوردشده برای یک سال شمسی و برای سال ۱۳۹۸ است. قلمرو مکانی پژوهش برای جمع‌آوری داده‌های قیمت مناطق ۱، ۳، ٤، ۵، ٦، ۱۱ و ۱۲ شهرداری اصفهان است. سپس با توجه به برآورد صورت‌گرفته برای این مناطق، مالیات عایدی سرمایه برای شهر

اصـفهان تعمـیم داده مـی‌شـود. داده‌هـا بـه روش میـدانی و کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. جامعه آمـاری در ایـن پـژوهش شامل مجموع معاملات واحدهای مسکونی اسـت کـه در سـال ۱۳۹۸ در شهر اصفهان انجام شده است. حجم نمونـه براسـاس جدول مورگان به دست آمده است؛ با وجود این، به‌دلیل اینکـه تعداد دقیق معاملات واحدهای مسکونی در شهر اصفهان دقیقـاً مشخص نیست و در ایـن مطالعـه نیـز بـرای تعـداد معـاملات واحدهای مسکونی از سناریوهای مختلف استفاده شـده اسـت، برای تعیین حجـم نمونـه از حـداکثر حجـم نمونـه در جـدول مورگان (۳۸٤ مورد) استفاده شده است.

برای جمع‌آوری داده‌هـای قیمـت کـه بـه‌صـورت میـدانی جمع‌آوری شده‌اند با مراجعه به بنگاه معاملات املاک، اطلاعات مربوط به معاملات سال ۱۳۹۸ و قیمت آنها سؤال شـده اسـت. روش نمونه‌گیری به‌صورت نمونه‌گیری خوشه‌ای است. به ایـن معنی که ابتدا خوشه منطقه شهرداری به‌صورت اتفاقی انتخـاب می‌شود. سپس در سطح منطقـه شـهرداری، بـه‌صـورت اتفـاقی بنگاه‌های معاملات مسکن در آن منطقه انتخاب مـی‌شـوند و بـا مراجعه بـه آنهـا، اطلاعـات مربوطـه پرسـش مـی‌شـود. سـهم نمونـه‌هـای گرفتـه‌شـده از منـاطق شـهرداری برحسـب تعـداد واحدهای مسکونی موجود در هـر منطقـه تعیـین شـده اسـت. همچنین برای بـرآورد تـابع چگـالی احتمـال دوره نگهداشـت مسـکن از داده‌هـای معـاملات در سـامانه امـلاک و مسـتغلات استفاده شده است.

•قواعد حاکم بر اجرای مالیات عایدی سـرمایه در ایـن پژوهش

منظور از عایدی سرمایه واحدهای مسکونی، مابه‌التفاوت قیمت خرید (انتقال‌دادن) و قیمت فـروش (بـه انتقـال گـرفتن) ملـک است. منظور از نرخ مالیات عایدی سرمایه واحدهای مسکونی، ضریب محاسبه میزان مالیات از عایـدی سـرمایه اسـت. اولـین ساختمان‌های نوساز از پرداخت مالیات عایـدی سـرمایه معـاف هستند. همچنین انتقالات قهری (مانند ضـبط ملـک یـا بـه ارث رسیدن ملک) از پرداخت مالیات معاف هستند. موارد معافیت‌ها باید گسترده‌تر باشند و مواردی همچون «نقل و انتقال واحدهای مسکونی اصلی هر شخص حقیقی برای یک بار در دوره زمـانی (برای مثال، یک سال)»، «نقل و انتقال به‌منظور وقف» و «نقـل و انتقال املاکی که قیمت فروش (انتقال‌دادن) آنها کمتر از قیمـت خرید (به انتقال گرفتن) باشد» را شامل شوند؛ اما شناسایی آنهـا بسیار مشکل است. با این حال، شناسایی این املاک امکان‌پـذیر نیست و نمی‌توان درصد دقیقی از تعداد معاملات انجام‌شـده در ایـن نـوع انتقـالات را بـه دسـت آورد؛ بنـابراین، از ایـن نـوع معافیت‌ها در الگوی مالیاتی صرف‌نظر شده است. با ایـن حـال، به‌دلیل اینکه داده‌های جمـع‌آوری‌شـده از بنگـاه‌هـای معـاملات املاک به دست آمده‌اند، معافیت انتقالات املاک موقوفـه لحـاظ نشده‌اند. نرخ محاسبه مالیات عایـدی سـرمایه امـلاک براسـاس مدت نگهداری و میزان عایدی ملک، مطابق با جدول زیر تعیین می‌شود:

جدول ۱- دوره نگهداری و نرخ مالیات عایدی سرمایه واحدهای مسکونی

مدت نگهداری	کمتر از ٦ ماه (بازه: نیم ساله)	بین ٦ تا ۱۸ ماه (بازه: ۱ ساله)	۱۸ تا ۳٦ ماه (بازه: ۱/۵ ساله)	بیشتر از ۳٦ ماه بدون بازه
نرخ محاسبه (درصد)	۲۰	۱۵	۱۰	۰

بنابراین، در این پژوهش برای دوره نگهـداری بـیش از ۳٦ ماه، نرخ مالیاتی صفر در نظر گرفته شده است و دارایی‌هایی که دوره نگهداشت آنها کمتـر از آن باشـد، مشـمول مالیـات قـرار می‌گیرند. همچنین برای برآورد مالیات عایدی سرمایه مسکن از رویکرد درآمد اسمی استفاده شده است. واحدهایی که با کاهش ارزش مواجه شده‌اند (زیان سرمایه دارنـد) معـاف از پرداخـت مالیات در نظر گرفته می‌شوند. با توجه به اینکه امکـان تفکیـک واقعی و غیرواقعی وجود ندارد، از این تفکیک چشم‌پوشی شده است. در نهایت، با وجود اینکه عـلاوه بـر معافیـت گفتـه‌شـده می‌توان معافیت‌های دیگری برای صاحبان املاک تعریف کـرد، ازجملـه معافیـت سـکونتگاه اصـلی و ...، بـه‌دلیـل نبـود داده و اطلاعات در این زمینه از این معافیت ها صرف‌نظر شده است.

• ارائه الگوی ریاضی بـرای بـرآورد ظرفیـت مالیـات عایدی سرمایه

برای محاسبه ظرفیت مالیاتی مالیات بر عایدی سرمایه، با توجـه به اینکه این مالیات بر تفاوت قیمـت ملـک بـا نـرخ مشخصـی وضع می‌شود، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$CGT = \sum_{i=1}^{m} \int_{0}^{\infty} (P_{t,i} - P_{(t-n),i}) f(n_i) d_{n_i} \times T$$

که در آن، CGT ظرفیت مالیات بر عایدی سرمایه، m تعداد

معاملات مسکن در دوره مطالعه‌شده، $P_{t,i}$ قیمت فروش مسکن در زمان t برای واحد مسکونی iام، n_i دوره نگهداری واحد مسکونی iام که در دوره مدنظر معامله شده است، $P_{(t-n),i}$ قیمت خرید واحد مسکونی در زمان خرید (یعنی دوره $(t-n)$ است) برای واحد مسکونی iام و $f(n_i)$ تابع توزیع احتمال دوره نگهداری مسکن یا متغیر n_i است. همچنین نرخ مالیات بر عایدی سرمایه برابر با T است.

برای محاسبه رابطه فوق لازم است تعداد معاملات و قیمت معاملات را به‌صورت نمونه‌گیری به دست آورد. همچنین نحوه توزیع دوره نگهداشت واحد مسکونی با استفاده از نمونه‌گیری حاصل می‌شود. عامل مهم دیگری که در رابطه بالا باید به دست آید، قیمت خرید واحد مسکونی است که با $P_{(t-n),i}$ نوشته شده است. این متغیر را نیز می‌توان با استفاده از روند شاخص قیمت مسکن برای سال‌های مختلف به دست آورد و برحسب $P_{t,i}$ بیان کرد. به عبارتی، در صورتی که نرخ رشد قیمت در هر سال وجود داشته باشد، برای واحد مسکونی که یک دوره نگهداری شده است می‌توان نوشت (الف) $P_{(t-1),i}=\frac{P_{t,i}}{(1+r)}$. به همین ترتیب، برای واحد مسکونی که n دوره نگهداری شده است می‌توان نوشت (ب) $P_{(t-n),i}=\frac{P_{t,i}}{(1+r)^n}$. بنابراین، رابطه بالا به‌صورت زیر تبدیل می‌شود که در آن r متوسط رشد سالانه قیمت مسکن برای دوره n ساله است.

$$CGT=\sum_{i=1}^{m}P_{t,i}\int_0^{\infty}(1-\frac{1}{(1+r)^n})f(n_i)d_{n_i}\times T$$

از آنجا که مالیات بر عایدی سرمایه ابزاری برای مقابله با رفتار سفته‌بازی در بازار مسکن است، معمولاً برای معاملاتی که دوره نگهداری آنها (یعنی n_i) کمتر است بالاتر و برای معاملاتی که دوره نگهداشت آنها بیشتر است، پایین‌تر است. به عبارتی نرخ مالیات متناظر برای واحدهای مسکونی که بیشتر نگهداری می‌شوند، پایین‌تر و برای واحدهای مسکونی که کمتر نگهداری می‌شوند و بیشتر جنبه سرمایه‌ای دارند تا مصرفی، بیشتر است. بر همین اساس می‌توان نرخ‌های متفاوتی در رابطه بالا استفاده کرد. اگر نرخ مالیات برای معاملات کمتر از ٦ ماه T_1 درصد، برای معاملات بین ٦ تا ١٨ ماه T_2 درصد و برای معاملات بین ١٨ تا ٣٦ ماه T_3 درصد باشد، می‌توان رابطه بالا را به‌صورت ذیل نوشت که در آن، $T_1>T_2>T_3$ و مربوط به معاملات بیشتر از ٣٦ ماه است. با لحاظ معادله‌های الف و ب در معادله ٣-٢ و نرخ‌های مالیاتی T_1 تا T_4، معادله ذیل استخراج می‌شود:

$$CGT=\sum_{i=1}^{m}\left[\left(\int_0^{0.5}(P_{t,i}-P_{(t-n_i),i})f(n_i)\,d_{n_i}\right)T_1+\left(\int_{0.5}^{1.5}(P_{t,i}-P_{(t-n_i),i})f(n_i)\,d_{n_i}\right)T_2+\left(\int_{1.5}^{3}(P_{t,i}-P_{(t-n_i),i})f(n_i)\,d_{n_i}\right)T_3+\left(\int_{3}^{\infty}(P_{t,i}-P_{(t-n_i),i})f(n_i)\,d_{n_i}\right)T_4\right]$$

$$CGT=\sum_{i=1}^{m}\left[\left(\left(\int_0^{0.5}P_{t,i}f(n_i)\,d_{n_i}-\int_0^{0.5}P_{t,i}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_1+\left(\int_{0.5}^{1.5}P_{t,i}f(n_i)\,d_{n_i}-\int_{0.5}^{1.5}P_{t,i}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_2+\left(\int_{1.5}^{3}P_{t,i}f(n_i)\,d_{n_i}-\int_{1.5}^{3}P_{t,i}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_3+\left(\int_{3}^{\infty}P_{t,i}f(n_i)\,d_{n_i}-\int_{3}^{\infty}P_{t,i}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_4\right]$$

در صورتی که در رابطه بالا به‌جای تابع توزیع احتمال از تابع توزیع تجمعی احتمال استفاده شود، رابطه ذیل به دست می‌آید:

$$CGT=\sum_{i=1}^{m}\left[\left(\left(P_{t,i}F(0.5)-P_{t,i}\int_0^{0.5}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_1+\left(P_{t,i}\big(F(1.5)-F(0.5)\big)-P_{t,i}\int_{0.5}^{1.5}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_2+\left(P_{t,i}\big(F(3)-F(1.5)\big)-P_{t,i}\int_{1.5}^{3}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_3+\left(P_{t,i}\big(F(1)-F(3)\big)-P_{t,i}\int_{3}^{\infty}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_4\right]$$

$$CGT=\sum_{i=1}^{m}P_{t,i}\left[\left(\left(F(0.5)-\int_0^{0.5}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_1+\left(\big(F(1.5)-F(0.5)\big)-\int_{0.5}^{1.5}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_2+\left(\big(F(3)-F(1.5)\big)-\int_{1.5}^{3}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_3+\left(\big(F(1)-F(3)\big)-P_{t,i}\int_{3}^{\infty}f(n_i)\frac{1}{(1+r)^n}d_{n_i}\right)T_4\right]$$

در صورتی که رابطه احتمالی بالا محاسبه شود، می‌توان برآوردی از میزان درآمد ناشی از وضع مالیات بر عایدی سرمایه به دست آورد. با استفاده از نمونه‌گیری تصادفی و تعیین نحوه توزیع دوره نگهداشت واحد مسکونی و همچنین تعیین نرخ رشد قیمت مسکن برای دوره‌های زمانی مختلف که داده‌های آن به‌صورت کتابخانه‌ای در اختیار است، می‌توان رابطه بالا را با استفاده از کدنویسی در نرم‌افزار R محاسبه کرد.

متغیرهای مورد نیاز براساس مدل ساده‌سازی‌شده شامل $P_{t,i}$، قیمت فروش مسکن در زمان t برای واحد مسکونی iام، n_i دوره نگهداری واحد مسکونی iام است که در دوره مطالعه‌شده معامله شده است. m تعداد معاملات مسکن در دوره مطالعه‌شده، T نرخ مالیات بر عایدی سرمایه و r متوسط رشد سالانه قیمت مسکن برای دوره n ساله است. $f(n_i)$ تابع توزیع احتمال دوره نگهداری مسکن یا متغیر n_i و $F(n_i)$ تابع توزیع تجمعی احتمال برای دوره نگهداری مسکن است.

برآورد و تفسیر نتایج

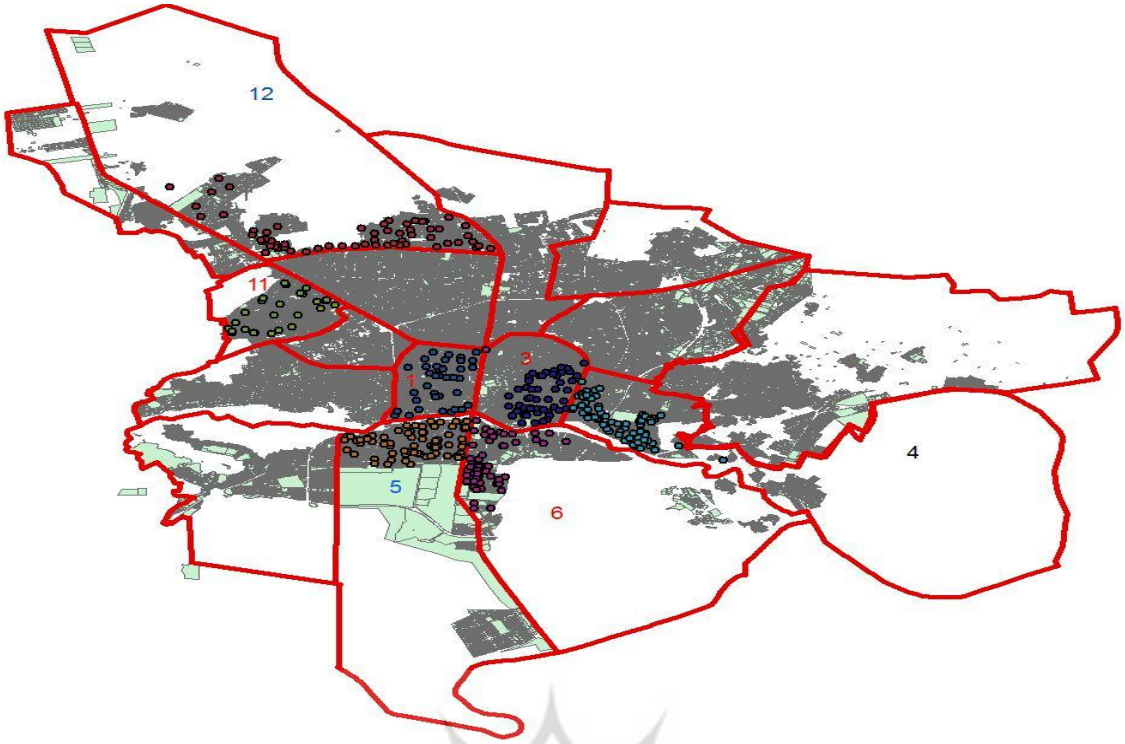
متغیر قیمت فروش مسکن در زمان t برای واحد مسکونی iام ($P_{t,i}$)، با استفاده از روش پرسشنامه‌ای مطابق با جدول مورگان حداکثر حجم نمونه انتخاب شد که ۳۸٤ نمونه است و با انتخاب چند منطقه شهرداری شهر اصفهان به‌صورت منتخب و با توجه به سهم تعداد واحدهای مسکونی هر منطقه، از طریق مراجعه به بنگاه‌های املاک هر منطقه مدنظر اطلاعات مربوط به قیمت فروش واحدهای مسکونی معامله‌شده در سال ۱۳۹۸ جمع‌آوری شد. با توجه به اینکه تعداد پرسشنامه‌ها در هر منطقه براساس سهم واحدهای مسکونی در آن منطقه تعیین شده است، نحوه توزیع پرسشنامه‌ها بین مناطق منتخب به‌صورت جدول زیر بوده است. نحوه توزیع مشاهدات در مناطق مختلف شهرداری براساس آدرس پستی املاک مطابق با شکل ۱ است.

برای محاسبه تابع توزیع احتمال دوره نگهداشت مسکن ($f(n_i)$) براساس داده‌های آماری که توسط وزارت راه و شهرسازی منتشر می‌شود، داده‌های دوره زمانی فروردین ۱۳۸۹ تا فروردین ۱۳۹۸ (۹ سال) مربوط به شهرستان اصفهان جمع‌آوری شد. سپس براساس کدپستی‌های تکرارشده، مرتب‌سازی و تفکیک شدند. از مجموع ۷۸۲۰٤ معامله واحدهای مسکونی شهرستان اصفهان، ۱۳۷۱٦ معامله مربوط به کدپستی‌های تکراری بود که با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار اکسل(Excel) تعداد معاملاتی مشخص شد که در چهار دوره زمانی کمتر از ٦ ماه، بین ٦ تا ۱۸ ماه، بین ۱۸ تا ۳٦ ماه و بیش از ۳٦ ماه بوده است؛ جدول فراوانی، توزیع احتمال و تجمعی به‌صورت زیر ارائه می‌شود. فراوانی کدپستی هریک از این چهار دوره به‌ترتیب برابر با ۱۹۵۱، ۲۲۱۳، ۱۸۹۸ و ۱۱۹٤ است و براساس این، $f(n_i)$ توزیع احتمال دوره نگهداری مسکن (متغیر n_i) و F تابع توزیع تجمعی احتمال حاصل می‌شود. همان‌گونه که در جدول ٤-۲ آمده است توزیع احتمال هریک از این چهار دوره به‌ترتیب ردیف یک تا چهار عبارت است از ۲۷، ۳۰، ۲٦ و ۱٦ درصد و توزیع تجمعی احتمال هریک از آنها به‌ترتیب برابر با ۲۷، ۵۷، ۸٤ و ۱۰۰ درصد شده است.

جدول ۲- تعداد پرسشنامه‌های مناطق منتخب مطالعه‌شده

منطقه	تعداد واحدهای مسکونی	سهم از کل	تعداد پرسشنامه
۱	۲۷۵۳٦	۱۱	٤۱
۳	۳۷۳۳۲	۱٤	۵٦
٤	٤٤۳٦۲	۱۷	٦٦
۵	٤۸۷۲٤	۱۹	۷۳
٦	۳۸۱٦٤	۱۵	۵۷
۱۱	۱۷۸۹۸	۷	۲۷
۱۲	٤۲۹۲۳	۱۷	٦٤
مجموع	۲۵٦۹۳۹	۱۰۰	۳۸٤

مأخذ: محاسبات پژوهش



شکل ۱- پراکنش مشاهدات در مناطق مختلف شهر اصفهان

جدول ٤- توزیع احتمال و تجمعی احتمال دوره‌های نگهداشت واحدهای مسکونی

ردیف	دسته	فراوانی (معامله)	توزیع احتمال (درصد)	توزیع تجمعی احتمال (درصد)
۱	کمتر و مساوی ٦ ماه	۱۹۵۱	۲۷	۲۷
۲	بین ٦ تا ۱۸ ماه	۲۲۱۳	۳۰	۵۷
۳	بین ۱۸ تا ۳٦ ماه	۱۸۹۸	۲٦	۸٤
٤	بیشتر و مساوی ۳٦ ماه	۱۱۹٤	۱٦	۱۰۰
۵	مجموع	۷۲۵٦	۱۰۰	-

مأخذ: محاسبات پژوهش

برای تعیین متغیر (m) یا تعداد معاملات مسکن در سال ۱۳۹۸ در شهر اصفهان از سه روش مختلف استفاده شده است. با توجه به اینکه تعداد معاملات با وقفه زمانی در سامانه ثبت می‌شوند و به‌دلیل اختلاف معناداری که تعداد معاملات ثبت‌شده (۷۲٤ معامله) با تعداد معاملات اعلامی توسط مدیر سامانه املاک و مستغلات کشور (۵،۳۹۲ معامله) وجود دارد، علاوه بر در نظر گرفتن عدد اعلامی توسط مدیر سامانه، میانگین تعداد معاملات برای کل دوره ۷،۸۸۸ و میانگین دوره برای قبل از سال ۱۳۹٤ معادل ۱۳،۱۰۰ در نظر گرفته شده است. علت در نظر گرفتن میانگین قبل از سال ۱۳۹٤ این است که سازمان امور مالیاتی برای تأیید معامله و دریافت مالیات نقل و انتقالات، تا سال ۱۳۹۳ فروشنده را ملزم به ارسال کد رهگیری می‌کرد؛ اما پس از سال ۱۳۹۳ این امر توسط سازمان امور مالیاتی به‌طور جدی و سختگیرانه پیگیری نشد و همین امر باعث شد بسیاری از معاملات بدون دریافت کد رهگیری و ثبت در سامانه انجام شوند. شایان ذکر است قلمرو زمانی مطالعه سال ۱۳۹۸ است و برآورد ظرفیت مالیات عایدی سرمایه برای این سال انجام می‌شود؛ اما برای این کار از داده‌های سال‌های مختلف استفاده شده است؛ به‌طوری‌که برای تعیین تعداد معاملات به‌عنوان یکی از متغیرهای لازم، از داده‌های سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است.

متغیر نرخ مالیات بر عایدی سرمایه (T) و دوره نگهداری مسکن (n_i) براساس الگوی اجرایی مالیات عایدی سرمایه تعیین شده‌اند؛ به‌طوری‌که برای واحدهایی که کمتر از ٦ ماه نگهداری می‌شوند نرخ ۲۰ درصد، برای واحدهایی که ٦ تا ۱۸ ماه نگهداری می‌شوند نرخ ۱۵ درصد، برای واحدهایی که ۱۸ تا

۳۶ ماه نگهداری می‌شوند نرخ ۱۰ درصد و برای واحدهایی که بیش از ۳۶ ماه نگهداری می‌شوند نرخ صفر درصد لحاظ شده است. متغیر متوسط رشد سالانه قیمت مسکن برای دوره n ساله (r) از متوسط رشد سالانه قیمت مسکن در سال ۱۳۹۸ بر مبنای اطلاعات بانک مرکزی استفاده شده است. این عدد برابر ۳۲ درصد در نظر گرفته شده است.

برای برآورد مالیات عایدی سرمایه، الگوی پژوهش در نرم‌افزار R3.5.2 برنامه‌نویسی شده و براساس داده‌های ورودی محاسبه شده است. برنامه‌نویسی الگوی پژوهش در نرم‌افزار R به ۳۱ خط کد نیاز داشته است.

نتایج برآورد مالیات عایدی سرمایه براساس داده‌های مربوط به تعداد معاملات واحدهای مسکونی شهر اصفهان در جدول زیر مشاهده می‌شود

جدول ۵- برآورد ظرفیت مالیات عایدی سرمایه شهر اصفهان بر مبنای داده‌های پرسشنامه‌ای براساس سه سناریو (تومان)

روش تعیین تعداد معاملات	تعداد معاملات	ظرفیت مالیات عایدی سرمایه برآوردشده
میانگین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳	۱۳۱۰۰	۸۵۲
میانگین کل دوره	۷۸۸۸	۵۱۳
تعداد معاملات اعلامی توسط مدیر سامانه	۵۳۹۲	۳۵۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

- **لحاظ سازوکارهای درون‌زایی در الگو**

برای در نظر گرفتن درون‌زایی مدل باید توجه داشت وضع مالیات دو اثر بر بازار مسکن خواهد داشت: ۱- باعث کاهش معاملات می‌شود؛ زیرا به‌دلیل وضع مالیات بخشی از عایدی سرمایه از فروشندگان گرفته می‌شود؛ بنابراین، انگیزه فروش و عرضه مسکن کاهش می‌یابد و از آنجا که مالیات بر عایدی سرمایه تشخیصی است و نه تعهدی، به کاهش درآمدزایی این نوع مالیات منجر می‌شود. ۲- کاهش عرضه مسکن باعث افزایش قیمت مسکن در بازار خواهد شد و بخشی از کاهش معاملات از طریق افزایش عایدی سرمایه جبران می‌شود.

در صورتی که کشش تقاضا برابر σ باشد و هر یک درصد افزایش در نرخ مالیات منجر به α درصد افزایش در قیمت مسکن شود، میزان معاملات به اندازه $B = \alpha \times \sigma$ درصد کاهش در معاملات می‌شود و بنابراین ظرفیت مالیات بر عایدی سرمایه به اندازه B درصد کاهش خواهد یافت. همچنین در صورتی که کشش عرضه برابر δ باشد، میزان افزایش در متوسط قیمت املاک به اندازه $B \times \frac{1}{\delta}$ خواهد بود که از طریق اصلاح قیمت‌ها در الگوی پژوهش، این تعدیل را می‌توان لحاظ کرد.

مطابق با برخی مطالعات، مالیات سوداگری و عایدی سرمایه تأثیری بر رشد قیمت مسکن ندارد، $\alpha = 0$، (مانند صامتی، صمدی و شریفی (۱۳۹٤))؛ با این حال، برای ایجاد یک مبنا و برای سادگی فرض شده است وضع مالیات بر عایدی سرمایه منجر به کاهش یک درصدی قیمت واحدهای مسکونی می‌شود.

قادری (۱۳۸۳) در پژوهشی با عنوان «برآورد تقاضای مسکن در مناطق شهری ایران» اقدام به برآورد تقاضای مسکن با استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به ۱۲۳۳۸ خانوار نمونه شهری در سال ۱۳۸۰ و تخمین تقاضا برای مسکن ملکی و استیجاری با به‌کارگیری مدل حداقل مربعات معمولی کرده است. نتایج پژوهش او نشان می‌دهند کشش تقاضا برای مسکن ملکی و استیجاری به‌ترتیب برابر ۰/۵۷- و ۰/۲٦- است. با توجه به اینکه مالیات عایدی سرمایه برای مالکان مسکن وضع می‌شود، با فرض صحت نتایج مطالعه قادری (۱۳۸۳)، تأثیر وضع مالیات عایدی سرمایه بر میزان کاهش معاملات مسکن برابر ۰/۰۰۵۷ است. در صورتی که این نوع درون‌زایی ناشی از وضع مالیات عایدی سرمایه در نظر گرفته شود، میزان کاهش در مالیات عایدی سرمایه برآوردشده به اندازه ۱٦۲۵۱۹۷ ریال کاهش می‌یابد.

درون‌زایی دیگری که در الگو باید در نظر گرفته شود تأثیر وضع مالیات عایدی سرمایه بر کاهش عرضه مسکن و افزایش قیمت آن است. همان‌طور که توضیح داده شد برای تعیین تأثیر این اثر بر مقدار مالیات عایدی سرمایه برآوردشده لازم است اطلاعاتی در رابطه با کشش عرضه δ وجود داشته باشد و با توجه به مقدار تعیین‌شده برای B از قسمت قبل می‌توان میزان افزایش در متوسط قیمت املاک به اندازه $B \times \frac{1}{\delta}$ را به دست آورد.

مروت، نصیری اقدم و میرهاشمی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «برآورد کشش قیمتی عرضه مسکن جدید در ایران

(مطالعه استانی)» با بررسی عوامل مؤثر بر عرضه مسکن جدید در ایران براساس داده‌های استانی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ با به کارگیری روش اقتصادسنجی معادلات همزمان و داده‌های تابلویی و استفاده از تعادل جزئی بازار مسکن، کشش قیمتی عرضه مسکن را برآورد کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهند کشش قیمتی عرضه مسکن جدید نسبت به قیمت‌های دوره حال و قیمت با یک دوره وقفه به‌ترتیب برابر با ۰/۲۳ و ۰/۲۵ درصد است؛ بنابراین، کشش قیمتی عرضه مسکن در کوتاه‌مدت برابر ۰/۲۳ درصد و در میان‌مدت برابر ۰/٤۸درصد است که بیان‌کننده کم‌کشش‌بودن عرضه مسکن نوساز در میان‌مدت و پایین‌بودن سرعت واکنش عرضه مسکن به‌منظور پاسخ‌دهی به مازاد تقاضا و برقراری تعادل در بازار است؛ بنابراین، برقراری مجدد تعادل به‌جای عرضه مسکن جدید بیشتر با افزایش قیمت شکل می‌گیرد.

- **بررسی نتایج با لحاظ درون‌زایی**

حال که اثرات افزایشی و کاهشی درون‌زایی در مدل از طریق ضرایب درون‌زایی محاسبه شدند، با تأثیر این ضرایب بر برآوردهای صورت‌گرفته می‌توان میزان افزایش یا کاهش ناشی از درون‌زایی در مقادیر برآوردشده را در هر سه حالت به دست آورد.

با توجه به اینکه سه برآورد در سه سناریو مربوط به تعداد معاملات شهر اصفهان صورت گرفت و با استفاده از پارامترهای درون‌زایی، ضرایب در دو حالت کوتاه‌مدت و میان‌مدت تفکیک‌پذیر است، در نهایت ٦ برآورد به دست می‌آید.

جدول ۱۰- خلاصه نتایج برآورد الگو با لحاظ درون‌زایی (هزار میلیارد تومان)

		با لحاظ اثرات خالص درون‌زایی براساس مطالعه مروت، نصیری اقدم و میرهاشمی (۱۳۹۷)	
		کوتاه‌مدت	میان‌مدت
روش اول (پرسشنامه‌ای)	M1	۱،۰۹۵	۹۳۱
	M2	٦٦۰	٥٦۰
	M3	٤٥۱	۳۸۳

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۱۱- فاصله برآوردها با لحاظ درون‌زایی

حداقل برآورد	حداکثر برآورد	اختلاف	نسبت حداکثر به حداقل برآورد
۳۸۳	۱،۰۹۵	۷۱۲	۳

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مالیات عایدی سرمایه در سه سناریو مربوط به تعداد معاملات انجام‌شده در سال ۱۳۹۸ و براساس دو پارامتر مربوط به درون‌زایی الگو انجام شده و در مجموع ٦ عدد به دست آمده است. از این ٦ عدد کمترین عدد با حدود ۳۸۰ میلیارد تومان مربوط به سناریوی کمترین میزان معاملات است. بیشترین عدد نیز با مبلغ ۱،۰۰۰ میلیارد تومان مربوط به حالت بیشترین تعداد معاملات و در کوتاه‌مدت به دست آمده است.

در این بین چند نکته حائز اهمیت است؛ نخست، تعداد معاملات تأثیر مستقیمی بر میزان مالیات عایدی سرمایه دارد؛ زیرا فرض جمع‌آوری مالیات عایدی سرمایه به‌صورت تشخیصی است نه تعهدی؛ به این معنا که معامله باید اتفاق بیفتد و عایدی سرمایه باید محقق شود تا مالیات آن اخذ شود. نکته دیگر در ارتباط با نتایج به‌دست‌آمده این است که ضرایب درون‌زایی در کوتاه‌مدت بسیار بیشتر از میان‌مدت است. به عبارتی در کوتاه‌مدت به‌دلیل اینکه رفتار عوامل اقتصادی هنوز واکنش نشان نمی‌دهد، مالیات عایدی سرمایه بزرگ‌تر است؛ اما در بلندمدت به‌دلیل تعدیل رفتارها، مقدار مالیات عایدی سرمایه به‌دلیل محبوس‌شدن دارایی کاهش می‌یابد. این اثر همان پدیده‌ای است که در ادبیات مالیه عمومی با عنوان اثر قفل‌شدگی از آن یاد می‌شود؛ بنابراین، انتظار آن است که با وضع مالیات عایدی سرمایه با گذشت زمان و در دوره زمانی میان‌مدت، این درآمدها سیر نزولی داشته باشند.

یکی از محدودیت‌های مهم در ارتباط با داده‌ها در این پژوهش عدم الزام به ثبت معاملات مسکن در سامانه املاک و مستغلات بود.

این مسئله از سال ۱۳۹۳ شدت گرفته است؛ زیرا پیش از آن، طرفین توسط سازمان امور مالیاتی ملزم به ارائه کد رهگیری برای پرداخت مالیات نقل و انتقالات املاک بوده‌اند، اما در سال ۱۳۹۳ پس از رأی دیوان عدالت اداری و نقض این مصوبه، الزام برای ثبت معاملات در سامانه و دریافت کد رهگیری کنار گذاشته می‌شود. براساس این، یک پیشنهاد این است که سازمان ثبت اسناد و املاک کشور هر گونه معامله وکالتی را ممنوع کند یا معاملات وکالتی به‌عنوان معامله قطعی پذیرفته شوند تا این اطلاعات از طریق ثبت، متمرکز شود؛ زیرا یکی از مشکلات اجرای مالیات عایدی سرمایه ثبت همه معاملات و همچنین خوداظهاری صحیح قیمت‌ها است.

با توجه به نتایج مطالعه ناشی از فقدان مالیات عایدی سرمایه در کشور و عدم دریافت مالیات از محل عواید حاصل از فروش دارایی‌های سرمایه‌ای مانند مسکن، این پایه مالیاتی ظرفیت مالیاتی بالایی دارد که با طراحی صحیح و دقیق نظام کارآمد مالیات عایدی سرمایه و تصویب قوانینی روشن و شفاف در این زمینه و نظارت بر اجرای آن می‌تواند ضمن ایجاد درآمد برای دولت بسیاری از آشفتگی‌های بازار دارایی به‌ویژه بازار مسکن و مستغلات را برطرف کند و به بهبود توزیع درآمد در این بخش از طریق کمک به تأمین مسکن گروه‌های کم‌درآمد و تقویت سرمایه‌گذاری‌های مولد اقتصادی که عاملی برای رشد اقتصادی است، کمک چشمگیری کند.

با این حال، نگاه درآمدی به مالیات عایدی سرمایه واحدهای مسکونی می‌تواند این ابزار مالیاتی را از اهداف اصلی آن، یعنی تنظیم رفتار عاملان اقتصادی در بازار مسکن و کاهش رفتار سفته‌بازی در این بازار، دور کند. ضمن اینکه این مالیات ممکن است ظرفیت درآمدزایی بالایی داشته باشد؛ اما در میان‌مدت به‌دلیل قفل‌شدن دارایی‌ها و ایجاد اصطکاک در بازار می‌تواند بر درآمد ناشی از مالیات عایدی سرمایه تأثیر بگذارد؛ بنابراین، داشتن نگاه درآمدی اولاً تأثیرات تنظیمی این مالیات را ممکن است از بین ببرد و ثانیاً در کوتاه‌مدت برای دولت منفعت دارد و در بلندمدت کاهش درآمد مالیاتی این مالیات اتفاق خواهد افتاد. راه‌اندازی سامانه‌های شفاف نقل و انتقالات مسکن و تصویب قوانینی مانند حذف وکالت بلاعزل و مدت‌دارکردن فروش وکالتی به‌منظور حذف معاملات غیررسمی و قولنامه‌ای نیز در راستای اصلاح نظام مالیاتی بخش مسکن می‌تواند استفاده شود.

تشکر و قدردانی:

نویسندگان مقاله بر خود لازم می دانند از همفکری‌های صمیمانه و پیشنهادات سازنده جناب آقای دکتر علی حجتی در تدوین الگوی تحقیق قدردانی کنند.

منابع

اکبری، نعمت‌الله و یارمحمدیان، ناصر (۱۳۹۱). «تحلیل دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن (روش الگوی خودتوضیح‌برداری تناوبی مارکوف)»، ***دوفصلنامه مدیریت شهری***، شماره ۳۰، ص ۲۵۲ – ۲۳۹.

ایزدخواستی، حجت و عرب مازار، عباس (۱۳۹۶). «تحلیل مالیات بر رانت زمین و بازدهی سرمایه مسکونی: رویکرد تعادل عمومی»، ***فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)***، دوره ۳، شماره ۱۴، ص ۲۵-۱.

تقوی، مهدی، درویشی، باقر و شهیکی‌تاش، محمدنبی (۱۳۸۸). «بررسی مالیات عایدی سرمایه (CGT)»، ***فصلنامه تخصصی مالیات***، دوره ۷، شماره ۵۵، ص ۱۵۳- ۱۲۱.

توتونچی‌ملکی، سعید و حقیقت، جعفر (۱۳۹۳). «معرفی پایه‌های مالیاتی جدید: چگونه در ایران مالیات عایدی سرمایه پایه‌گذاری کنیم؟»، ***پژوهشنامه مالیات***، دوره ۲۱، شماره ۹۹، ص ۶۸-۳۹.

سازمان امور مالیاتی کشور (۱۳۹۷). راهنمای طراحی مالیات عایدی سرمایه، ***معاونت پژوهش، برنامه‌ریزی و امور بین‌الملل - دفتر پژوهش و برنامه‌ریزی***.

سبحانیان، سیدمحمدهادی، آقاجانی‌معمار، احسان و توتونچی‌ملکی، سعید (۱۳۹۶). «مالیات عایدی سرمایه املاک و مسکن؛ منبع درآمدی پایدار برای شهرداری‌ها و ابزاری مناسب به‌منظور کنترل سوداگری در بازار مسکن»، ***فصلنامه علمی - پژوهشی اقتصاد و مدیریت شهری***، دوره ۶، شماره ۲۱، ص ۹۶- ۸۳.

سوداگری، شادی (۱۳۹۲). «بررسی رابطه قیمت مسکن و بازده سهام در بازار بورس و اوراق بهادار»، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه*** آزاد اسلامی واحد تهران مرکز.

صامتی، مجید، صمدی، سعید و شریفی، مرضیه (۱۳۹۴). «مالیات عایدی سرمایه و تأثیر آن بر قیمت مسکن (مطالعه تطبیقی ایران و کشورهای عضو OECD)»، ***پژوهشنامه مالیات***، دوره ۲۶، شماره ۷۴، ص ۶۴- ۴۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۹۶). «رویکردی برای ارزیابی مالیات منفعت سرمایه مسکن»، ***فصلنامه علمی اقتصاد مسکن***، دوره ۶۰، ص ۱۰۳-۷۹.

ملکی، بهاره، صامتی، مجید، سامتی، مرتضی و رنجبر، همایون (۱۳۹۵). «تأثیر مالیات عایدی سرمایه بر انباشت سرمایه، توسعه

مالی و رشد اقتصادی، مورد مطالعه ایـران»، ***فصـلنامه اقتصـاد مقداری (بررسی‌های اقتصـادی سـابق)***، دوره ۱۳، شـماره ٤، ص ۱۸۸- ۱٦۳.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات زیربنـایی (۱۳۸۵). سیاست‌های اقتصادی مسکن: بایـدها و نبایـدها، کـد موضوعی ۲۵۰.

مرکز پژوهش‌های مجلـس شـورای اسـلامی (۱٤۰۱). کارکردهـا و مؤلفه‌های مهم در طراحی مالیات بر عایدی سـرمایه مبتنـی بـر تجارب کشورها، دفتر مطالعات بخش عمومی.

مروت، حبیب، نصیری اقـدم، علـی و میـرهاشـمی، رضـا (۱۳۹٦). «برآورد کشش قیمتی عرضه مسکن جدیـد در ایـران (مطالعـه استانی)»، ***فصلنامه اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی***، ص ۱۷٦ – ۱۵۱.

وزارت راه و شهرسازی (۱۳۹٤). گـزارش تحـولات بـازار مسـکن (واحدهای مسکونی آپارتمانی شهر تهران)، تهران، ایران.

Agrawal, S., Li, K., Qin, Y., Wu, J., & Yan, J. (2020). Tax Evasion, Capital Gains Taxes, and the Housing Market. ***Journal of Public Economics***, 188, 1-21.

Aregger, N., Brown, M., & Rossi, E. (2013). Transaction Taxes, Capital Gains and House Prices. ***Swiss National Bank Working Papers***, 54-98.

Auerbach, A. J. (1989). Capital Gains Taxation and Tax Reform. ***National Tax Journal***, 3(42), 391-401.

Balazs, E., & Dubravko, M. (2007). Determinants of House Price Dynamics in Central and Eastern Europe, ***Comparative Economic Studies***, 49(3), 367–388.

Bird, R. M., & Slack, E. (2004). ***International Handbook of Land and Property Taxation***, Edward Elgar Publishing, Inc.

Burman, L., & Kobes, D. (2004). ***Preferential Capital Gains Tax Rates***. Tax Policy Center.

Chen, H. (2017). Real Estate Transfer Taxes and Housing Price Volatility in the United States. ***International Real Estate Review***, 20, 207-219.

Eyraud, L. (2014). Reforming Capital Taxation in Italy. ***International Monetary Fund***, 14(6), 1-24.

Freudenberg, Brett and Minas, John, (2019), Reforming Australia's 50 per Cent Capital Gains Tax Discount Incrementally. 16(1) eJournal of Tax Research 317-339, Griffith University Law School Research Paper No. 19-02, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3342859

Rowlingson, K., Sood, A. & Tu, T. (2021). Public attitudes to a wealth tax: the importance of 'capacity to pay'. ***Fiscal Studies***, 42, 431– 56.

Seida, J., & Wempe, F.W. (2000). Do Capital Gains Tax Rate Increases Affect Individual Investors Trading Decisions? ***Journal of Accounting and Economics***, 30(1), 33-57.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی