سال هشتم، شماره ۳۱، پاییز ۱۳۹۹، صفحات ۷۵-۴۳

بررسی اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI در ایران: رویکرد فازی

محمدمهدی برقی اسگویی
دانشیار دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
mostafashokri68@yahoo.com
محمدعلی متفکر آزاد
استاد دانشگاه تبریز
madib70@gmail.com
محمدرضا سلمانی بیشک
استادیار دانشگاه تبریز
fatemetm72@gmail.com
مصطفی شکری
دانشجوی دکتری دانشگاه تبریز
mostafashokri98@gmail.com

در شرایط نوین اقتصاد جهانی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند. کندوکاو مطالعات تجربی نشان می‌دهد بررسی هم‌زمان تأثیر مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI چندان مورد توجه قرار نگرفته است. لذا در این مقاله به بررسی اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI در ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۰ پرداخته شده است. از دیگر نوآوری‌های تحقیق حاضر می‌توان به لحاظ دو متغیر مجازی تحریم با شدت کم و شدت زیاد و همچنین استفاده از مفاهیم منطق فازی در برآورد ضرایب متغیرها اشاره کرد. نتایج نشان داد که اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز که به ترتیب نشانگر عامل سود و عامل ریسک بر جذب FDI هستند، با ضریب فازی (۰/۴۰۴۳، ۰/۹۰۸۱-) تأثیری منفی بر جذب FDI ایران دارد. همچنین در مقایسه ضریب این متغیر با سایر عوامل نرخ تورم، نرخ ارز و تحریم، می‌توان نتیجه گرفت که اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بعد از عامل تحریم، مهم‌ترین مانع جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران به شمار می‌رود.

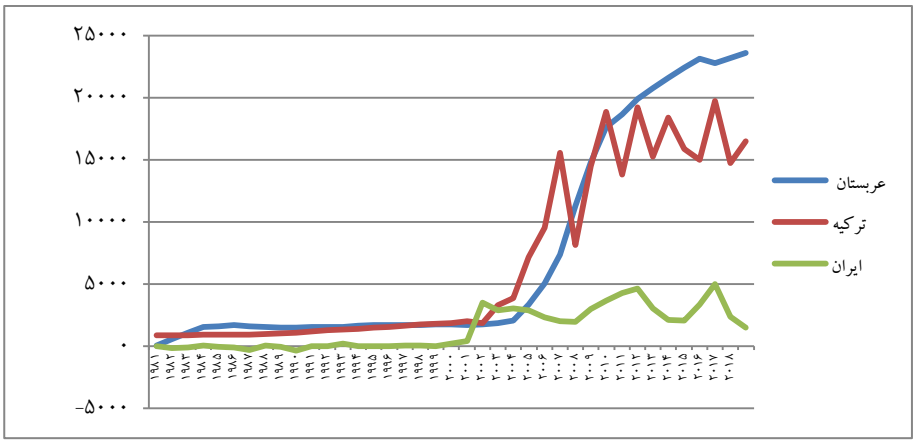
طبقه‌بندی JEL: H_{11}، F23، F21، F13
واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اثر تقاطعی، مالیات بر سود شرکت‌ها، نااطمینانی نرخ ارز، رگرسیون فازی

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۲۰

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)[1] یک منبع مهم تأمین سرمایه برای کشورهای در حال توسعه، به‌ویژه ایران محسوب می‌شود. بر اساس گزارش جهانی کنفرانس توسعه و تجارت سازمان ملل متحد[2] سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران در طی سال‌های متمادی گذشته، بسیار کمتر از ظرفیت‌های موجود و امکانات بالقوه بوده و در مقایسه با برخی رقبای منطقه‌ای مانند ترکیه و عربستان سعودی، در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسیار ضعیف عمل کرده است.



مأخذ: آنکتاد (۲۰۱۸)

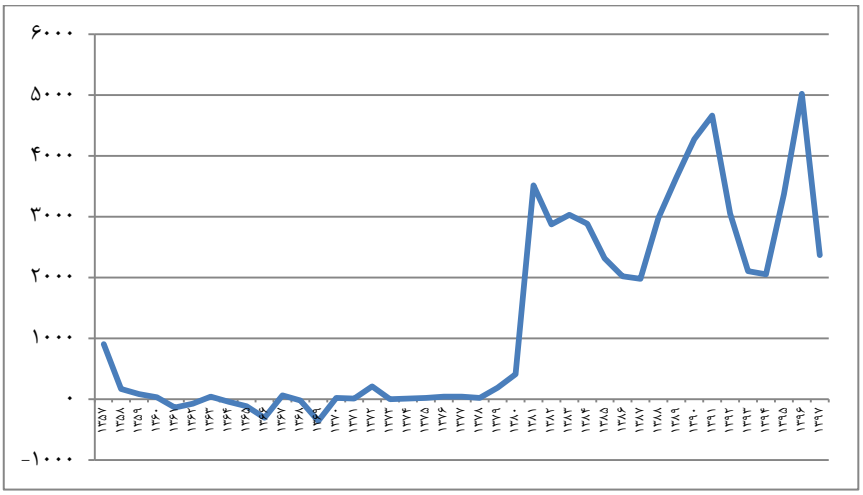
نمودار ۱. میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی جذب‌شده در ایران، ترکیه و عربستان (به میلیون دلار)

واقعیت این است که اقتصاد ایران در نیم قرن گذشته شاهد فراز و نشیب متعددی در زمینه جذب سرمایه‌های خارجی بوده است، تحریم‌های کشورهای غربی بعد از انقلاب اسلامی ۱۳۵۷ از یک سو و شرایط اقتصاد کشور از سوی دیگر موجب شده تا جایگاه ایران از لحاظ شاخص جذب سرمایه خارجی چه در سطح جهانی و چه در سطح منطقه‌ای دچار تغییرات زیادی شود. بیشترین

1. Foreign Direct Investment
2. United Nations Conference on Trade and Development: UNCTAD (2018)

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

میزان جذب سرمایه‌گذاری خارجی کشور به سال ۱۳۹۶ برمی‌گردد که رقمی نزدیک به ۵ میلیارد بوده است[1]. نمودار (۲) میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران را در طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۷ نشان می‌دهد.



مأخذ: آنکتاد (۲۰۱۸)

نمودار ۲: میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران (به میلیون دلار)

همان‌طور که در نمودار (۲) نیز مشاهده می‌شود میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران در طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۷ دارای نوسانات زیادی است که می‌تواند متأثر از عوامل متعدد سیاسی، اقتصادی و ... باشد. اما از منظر اقتصادی یکی از عوامل مهمی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نرخ ارز است. زیرا که نوسانات نرخ ارز ریسک و خطر سرمایه‌گذاری را در کشور افزایش می‌دهد و به تبع می‌تواند انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را در ایران کاهش دهد. همچنین به نظر می‌رسد با توجه به تغییرات پیاپی قواعد مالیاتی در ایران، متغیر نرخ مالیات بر سود شرکت‌ها نیز از دیگر عواملی است که می‌تواند در تعیین محل سرمایه‌گذاری خارجی مؤثر باشد. زیرا که به اعتقاد کارشناسان؛ سرمایه‌گذاران خارجی معمولاً دو عامل ریسک

1. UNCTAD (2018)

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

و سود را در تعیین مکان سرمایه‌گذاری مد نظر قرار می‌دهند. هر چه میزان ریسک‌پذیری و خطر سرمایه‌گذاری کشور میزبان و سرمایه‌پذیر پایین‌تر بوده و امنیت سیاسی و اقتصادی در آن بیشتر برقرار باشد، تمایل برای سرمایه‌گذاری خارجی از سوی کشورهای سرمایه‌گذار بیشتر خواهد بود.

با مروری بر نظریه‌های مختلف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مشاهده می‌شود که هیچ تئوری واحد و مورد قبولی از نظر اکثر اقتصاددانان، جهت بیان عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود ندارد. از عواملی که در کنار سایر عوامل اقتصادی می‌توانند در جذب سرمایه‌گذاری خارجی مؤثر باشند و در ورود سرمایه به کشور ایران نقش مهمی را ایفا کنند، می‌توان به وضع مالیات بر سود شرکت‌ها و نوسانات نرخ ارز اشاره کرد. زیرا که تأثیر نرخ مالیات بر سود شرکت‌ها در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، یک واقعیت مهم در اقتصاد جهان امروز است و بار مالیات بر شرکت‌ها همسان با توسعه زیرساخت‌ها، خدمات عمومی و دیگر جذابیت‌های کشور میزبان نسبت به کسب‌وکار، از جمله اندازه بازار و ... از مسائل مورد توجه سرمایه‌گذاران است. همچنین نوسانات نرخ ارز نیز از عوامل مهم در محاسبه سودآوری و کارایی طرح‌های سرمایه‌گذاری است و لذا می‌تواند فرآیند سرمایه‌گذاری و انتقال سرمایه به داخل کشورهای مختلف را تحت تأثیر قرار دهد. این نوسان‌ها چه مثبت و چه منفی نامطلوب هستند؛ زیرا ریسک نااطمینانی را در معاملات بین‌المللی افزایش می‌دهند و از این جهت تجارت و جریان‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی را تشویق نمی‌کنند. به همین دلیل همواره میزان و نحوه اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر متغیرهایی مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از مهم‌ترین بحث‌های اقتصادی محسوب می‌شود.

دلیل تأکید پژوهش حاضر بر دو متغیر مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز، هم به دلیل تأثیر و نتیجه‌ای است که هرکدام از این متغیرها می‌توانند بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور داشته باشند و هم به دلیل ارتباط و تأثیرگذاری این دو متغیر از طریق کانال‌های متفاوتی مانند درآمد ملی، تراز تجاری و نرخ تورم بر همدیگر است که نهایتاً می‌تواند تأثیر خود را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران نشان دهد. کندوکاو مطالعات داخلی و

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

خارجی موجود نشان می‌دهد بررسی هم‌زمان تأثیر مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI چندان مورد توجه قرار نگرفته است. در اکثر این مطالعات، تأثیرگذاری هرکدام از این متغیرها به تنهایی بر جذب FDI مورد بررسی قرار گرفته است. این موضوع در حالی است که متغیر نرخ ارز و نوسانات آن از طریق کانال رشد اقتصادی نه تنها بر مالیات به طور عام، بلکه بر مالیات بر سود شرکت‌ها نیز مؤثر است. زیرا که متغیر نرخ ارز با تأثیر بر ورود و خروج کالاها و آزادسازی تجاری، می‌تواند نقش بسزایی در رشد اقتصادی یک کشور داشته باشد. حجم بالاتر تجارت به معنای رشد اقتصادی بالاتر و رفاه اقتصادی بیشتر است. افزایش حجم تجارت و رشد اقتصادی بالاتر، می‌تواند انگیزه افزایش تولید در شرکت‌ها را افزایش دهد و این وضعیت نیز به تبع افزایش درآمد شرکت‌ها را در پی خواهد داشت. طبیعتاً افزایش درآمد شرکت‌ها نیز موجب افزایش مالیات بر سود شرکت‌ها خواهد شد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متغیر نرخ ارز از طریق کانال رشد اقتصادی تأثیر مستقیمی بر روی مالیات بر سود شرکت‌ها خواهد داشت. همچنین این متغیرها از کانال‌های دیگری مانند تراز تجاری و تورم بر روی هم مؤثرند که در بخش ادبیات موضوع بیشتر تشریح شده است.

با توجه به مطالعات تجربی، از نوآوری‌های تحقیق حاضر می‌توان به بررسی اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز در جذب FDI کشور ایران و همچنین لحاظ دو متغیر مجازی تحریم در مدل پژوهش اشاره کرد. همچنین یکی دیگر از نوآوری‌های پژوهش حاضر استفاده از مفاهیم منطق فازی در برآورد ضرایب متغیرها است. دلیل استفاده از رگرسیون فازی در مدل پژوهش حاضر این است که عوامل متعدد مرئی و نامرئی زیادی اعم از عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثرند و با توجه به اینکه نمی‌توان تمام متغیرها و شاخص‌های تأثیرگذار را به خاطر محدودیت در جمع‌آوری داده‌ها و قابلیت نتیجه‌گیری مدل‌ها و... در یک مدل واحد مورد بررسی قرار داد، از مدل رگرسیون فازی برای تخمین نوع ارتباط استفاده شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

با توجه به مباحث فوق، مسئله اصلی تحقیق حاضر بررسی اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI کشور ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۰ با استفاده از رگرسیون فازی است.

بدین منظور مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم به روش‌شناسی اشاره خواهد شد. بخش پنجم، به اجرای مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج اختصاص دارد. نهایتاً بخش ششم مقاله به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع

علی‌رغم اینکه به نظر می‌رسد بین متغیر نرخ ارز و مالیات بر سود یا درآمد شرکت‌ها هیچ اثر مستقیمی وجود ندارد؛ اما مطالعات تجربی نشان داده‌اند که متغیر نرخ ارز و نوسانات آن از طریق کانال‌های مانند کانال درآمد ملی و رشد اقتصادی تأثیر خود را بر مالیات بر سود شرکت‌ها می‌گذارند (ابریل و استوتسکی[1]، ۱۹۹۹)؛ زیرا که متغیر نرخ ارز با تأثیر بر ورود و خروج کالاها و آزادسازی تجاری، می‌تواند نقش بسزایی در رشد اقتصادی یک کشور داشته باشد. حجم بالاتر تجارت به معنای رشد اقتصادی بالاتر و رفاه اقتصادی بیشتر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که از این طریق، رشد اقتصادی تأثیر مستقیمی بر روی مالیات بر سود شرکت‌ها دارد (تانزی[2]، ۱۹۸۷).

به عبارت دیگر، افزایش حجم تجارت و رشد اقتصادی بالاتر، می‌تواند انگیزه افزایش تولید در شرکت‌ها را بیشتر کند. این وضعیت نیز می‌تواند به تبع افزایش درآمد و سود شرکت‌ها را در پی داشته باشد. از این منظر متغیر نرخ ارز با تأثیرگذاری بر افزایش سود شرکت‌ها، می‌تواند موجب افزایش مالیات بر سود شرکت‌ها شود.

1. Ebrill and Stotsky
2. Tanzi

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

برای توضیح بیشتر در نحوه ارتباط دو متغیر مالیات بر سود شرکت‌ها و نوسانات نرخ ارز در کانال درآمد ملی و نهایتاً تأثیرگذاری بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی، می‌توان گفت که افزایش نرخ ارز موجب کاهش واردات و افزایش صادرات می‌شود (تأثیر بر تراز تجاری). در این وضعیت، بسته به برقراری شرط مارشال لرنر[۱]، دو حالت وجود دارد. حالت اول عدم برقراری شرط مارشال لرنر، کاهش واردات از افزایش صادرات بیشتر خواهد بود و چون واردات به واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود، با کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری کاهش یافته و این وضعیت موجب کاهش رشد اقتصادی و درآمد ملی شده و به تبع درآمد مالیاتی دولت هم از محل مالیات بر سود شرکت‌ها کاهش می‌یابد. در این حالت نیز علی‌رغم کاهش مالیات بر سود شرکت‌ها، به دلیل کاهش رشد اقتصادی و کمتر شدن درآمد ملی به عنوان شاخص اندازه اقتصاد، انتظار می‌رود که بر طبق نظریه اندازه بازار[۲]، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش یابد. بر طبق نظریه اندازه بازار، هر اندازه که حجم و وسعت بازار کشوری بزرگ باشد، در آن کشور دسترسی کافی به منابع و کاهش هزینه‌های تولید از طریق صرفه‌های به مقیاس امکان‌پذیر خواهد بود و این وضعیت می‌تواند زمینه ورود به بازارهای جهانی را راحت‌تر می‌کند (آگراوال[۳]، ۱۹۸۰).

حالت دوم در برقراری شرط مارشال لرنر، افزایش صادرات از کاهش واردات پیشی می‌گیرد و در این وضعیت تراز تجاری بهبود یافته و رشد اقتصادی و درآمد ملی هم تقویت می‌شود و با افزایش درآمد ملی و رشد اقتصادی، مالیات بر سود شرکت‌ها هم افزایش می‌یابد. در این حالت نیز علی‌رغم افزایش مالیات بر سود شرکت‌ها، به دلیل رشد اقتصادی بالاتر و درآمد ملی بیشتر، بر طبق نظریه اندازه بازار، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر خواهد شد.

---

۱. شرط مارشال لرنر بیان می‌کند در صورتی که جمع کشش قیمتی تقاضای واردات و تقاضای صادرات بزرگ‌تر از یک باشد، افزایش نرخ ارز موجب بهبود تراز تجاری خواهد شد.

2. Market Size Theory
3. Agrawal

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

همچنین این دو متغیر از طریق کانال تورم نیز بر هم اثر می‌گذارند. چرا که مطالعات نشان داده‌اند که همواره افزایش نرخ ارز، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم را در پی داشته است. (مکنبون و ماتیسن[1]، ۱۹۸۱ و اونیس و اوزماور[2]، ۱۹۹۰)

افزایش نرخ ارز موجب افزایش قیمت کالاهای وارداتی می‌شود که یا کالاهای مصرفی هستند که افزایش قیمت آن‌ها به طور مستقیم تورم را افزایش می‌دهد، یا کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای هستند که افزایش قیمت آن‌ها از طریق افزایش هزینه‌های تولید بر تورم اثر می‌گذارند. (پینتو[3]، ۱۹۹۱) لذا افزایش نرخ تورم، موجب کاهش درآمد حقیقی مالیاتی دولت شده و این وضعیت انگیزه‌های افزایش مالیات را در دولت تقویت می‌کند. در این حالت انتظار می‌رود که افزایش نرخ تورم تأثیری منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشد. چرا که افزایش نرخ تورم باعث کاهش قدرت خرید واقعی شده و با بالا بردن نااطمینانی نسبت به آینده، می‌تواند انگیزه سرمایه‌گذاری را کاهش دهد. و دوم اینکه افزایش نرخ تورم در واقع افزایش هزینه‌های تولید را نشان می‌دهد و این وضعیت نیز طبق نظریه مکانی[4]، موجب کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. بر اساس نظریه مکانی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دلیل برخی از مزیت‌های بازاری و عدم تحرک برخی عوامل تولید از جمله نیروی کار و منابع طبیعی رخ می‌دهد. لذا وقتی که هزینه‌های تولید در کشوری افزایش یابد، سرمایه‌گذاران به تعیین مکان جایگزین برای سرمایه‌گذاری خود ترغیب می‌شوند. (لوکاس[5]، ۱۹۹۳)

همچنین این ارتباط از طرف افزایش یا کاهش مالیات بر سود شرکت‌ها و اثرگذاری آن بر نرخ ارز و نهایتاً تأثیر بر انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز قابل بررسی است. به عنوان مثال با افزایش نرخ مالیات بر سود شرکت‌ها به دلیل کاهش در درآمد در اختیار شرکت‌ها، سرمایه

1. Mcknnon and Matheson
2. Onis and Ozmucor
3. Pinto
4. Place Theory
5. Lucas

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

در گردش این شرکت‌ها کاهش می‌یابد و به تبع تولید این شرکت‌ها تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش می‌یابد و این وضعیت نیز نهایتاً موجب کاهش صادرات این شرکت‌ها می‌شود. کاهش صادرات موجب کاهش عرضه ارز می‌شود. بنابراین نرخ ارز افزایش می‌یابد. افزایش نرخ ارز نیز با توجه به کاهش هزینه‌ها برای خارجیان در داخل کشور (مانند وجود نیروی کار ارزان نسبت به خارج)، انتظار می‌رود که بر طبق نظریه مکانی موجب افزایش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اولیه (سرمایه‌گذاری سبز) شود.

به طور خلاصه می‌توان گفت علاوه بر اینکه هرکدام از متغیرهای مالیات بر سود شرکت‌ها و نوسانات نرخ ارز بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثرند، تأثیرگذاری این دو متغیر بر همدیگر نیز از طریق کانال‌های مانند درآمد ملی، تراز تجاری و تورم می‌تواند بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر باشد. به همین دلیل در این پژوهش اثر تقاطعی این متغیرها بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران با لحاظ متغیرهای کنترلی مانند درآمد ملی، باز بودن تجاری، نرخ تورم، نرخ ارز و تحریم مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳. پیشینه پژوهش

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که در زمینه بررسی هم‌زمان نقش انگیزه‌های مالیاتی و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مطالعه‌ای صورت نگرفته است و تحقیق پیش رو جزء نخستین مطالعات در این زمینه به شمار می‌رود. اما در عوض، در زمینه بررسی تأثیر انگیزه‌های مالیاتی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تحقیقات متعددی صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به مطالعات اوهنو[1] (۲۰۱۰)، کینگ و یای[2] (۲۰۱۵)، یوان‌تیان[3] (۲۰۱۸)، کردی و یحیی‌آبادی (۱۳۹۲) و برقی اسگویی و شکری (۱۳۹۷) اشاره نمود. همچنین در زمینه تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مطالعات متعددی صورت گرفته

1. Ohno
2. Qing and Yi
3. Yuan Tian

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

است که از آن جمله می‌توان به مطالعات تاکاجی و شی[1] (۲۰۱۱)، جبری و همکاران[2] (۲۰۱۳)، دستینکوا و اکیبا[3] (۲۰۱۶)، بیندینگ و دی‌بیاسی[4] (۲۰۱۷)، سحابی و همکاران (۱۳۹۰)، شریفی و همکاران (۱۳۹۴)، خطابی و همکاران (۱۳۹۶) و فشاری (۱۳۹۷) اشاره کرد.

۳-۱. مطالعات خارجی

اوهنو (۲۰۱۰) در مقاله‌ای تحت عنوان تجزیه‌وتحلیل تجربی معاهدات مالیات‌های بین‌المللی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بیان کرد که معاهدات مالیاتی ژاپن با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی این کشور در سایر کشورهای مورد بررسی، هیچ تأثیر معناداری در کوتاه‌مدت نشان نداده است.

تاکاجی و شی (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ژاپن در ۹ کشور آسیایی در طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۷ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ژاپن در کشورهای مورد بررسی با کاهش ارزش ین در برابر ارزهای میزبان کاهش یافته است. از طرفی با افزایش نوسانات نرخ ارز در کشور ژاپن، سرمایه‌گذاری ژاپنی‌ها در این کشورها افزایش یافته است.

جبری و همکاران (۲۰۱۳)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برخی کشورهای منطقه منا (الجزایر، مراکش، مصر، عربستان سعودی، ترکیه و پاکستان) را برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر بلندمدت و مثبت متغیرهای باز بودن تجاری و رشد اقتصادی و تأثیر منفی نرخ ارز و عدم ثبات اقتصادی بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است.

کینگ و یای (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان سرمایه‌گذاری و صادرات شرکت‌ها: شواهدی از اصلاح مالیات بر ارزش افزوده کشور چین، به بررسی تأثیر اصلاح مالیات بر ارزش افزوده در

1. Takagi and Shi
2. Jabri et al
3. Deseatnicov & Akiba
4. Binding & Dibiasi

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

سرمایه‌گذاری و صادرات شرکت‌ها در کشور چین پرداختند. نتیجه مطالعه آن‌ها نشان داد که اعمال اصلاحات در مالیات بر ارزش افزوده موجب ایجاد شوک مثبتی در جذب سرمایه‌گذاری کشور چین شده است.

دستینکوا و اکیبا (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز و تغییرات سیاسی در تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های چندملیتی در ۵۶ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که شرکت‌های چندملیتی در کشورهای که نوسانات نرخ ارز و خطر سیاسی وجود دارد (به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه) رغبت کمتری برای سرمایه‌گذاری دارند. با این حال، اگر در این کشورها سطح پایداری اولیه به اندازه کافی ایجاد شود، ممکن است شرکت‌های چندملیتی خطرات ریسک سیاسی را در این کشورها تحمل کنند.

بیندینگ و دی‌بیاسی (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در کشور سوئیس پرداختند. آن‌ها در بررسی تغییر ناگهانی سیاست پولی کشور سوئیس که در تاریخ ۱۵ ژانویه ۲۰۱۵ رخ داد و موجب شد نرخ ارز یورو در این کشور کاهش یابد، به این نتیجه رسیدند که این نااطمینانی در کوتاه‌مدت تأثیر قابل توجهی بر کاهش سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات شرکت‌ها داشته است.

یوان‌تیان (۲۰۱۸) در مقاله‌ای به بررسی سیاست‌های مطلوب برای جذب FDI پرداخته است. نتایج تحقیق وی نشان داد که سیاست مطلوب برای جذب FDI به نرخ رشد کشور میزبان، نوسانات سود حاصل از سرمایه‌گذاری و میزان تخفیف نرخ مالیاتی بستگی دارد. وی همچنین نشان می‌دهد که در هر یک از این سه پارامتر، سطح بحرانی وجود دارد. یوان‌تیان مطرح می‌کند در کشوری که نرخ رشد و نوسانات سود، بالا است کاهش نرخ مالیات سیاست مطلوبی برای جذب FDI محسوب می‌شود و تأکید می‌کند که در این حالت دولت باید برای جذب FDI بیشتر، نرخ مالیات را برای شرکت‌های با ریسک بالا، کاهش دهد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

۳-۲. مطالعات داخلی

سحابی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۰ پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) با معیار تعیین شوارتز-بیزین به این نتیجه رسیدند که نوسانات نرخ ارز بر جذب FDI بی‌تأثیر بوده است. همچنین FDI با تورم، نرخ ارز با وقفه و موجودی سرمایه با وقفه رابطه معکوس و با شاخص حکمرانی خوب و نیروی انسانی رابطه مستقیم داشته است.

کردی و یحیی‌آبادی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای تحت عنوان تحلیل تأثیر تعرفه‌های مالیاتی بر حجم تجارت خارجی در یک مدل جاذبه برای کشورهای گروه دی هشت (D8)، به اثرگذاری مثبت و معنادار متغیرهای تولید ناخالص داخلی مبدأ و مقصد و جمعیت مقصد و متغیر مجازی پیوستن به سازمان تجارت تأکید کردند. همچنین متغیرهای فاصله جغرافیایی و تعرفه‌های مالیاتی اثر منفی و معناداری بر حجم تجارت بین‌الملل کشورهای عضو داشته است.

شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۹ با استفاده از رویکرد همجمعی یوهانسن-جوسیلیوس پرداختند. نتایج حاصل از مقاله آن‌ها نشان داد که تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و نرخ ارز بر FDI مثبت بوده و اثر متغیرهای فراریت نرخ ارز و قیمت جهانی نفت بر FDI منفی است.

خطابی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای در داده‌های تابلویی به بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۱۱ کشور منتخب منطقه منا طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۲ پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی مطالعه نشان می‌دهد در کشورهای که دارای نظام ارزی تثبیت‌شده هستند، میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر بوده و متغیرهای درجه باز بودن تجارت و رشد تولید تأثیر مثبت و نرخ تورم تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این قبیل کشورها داشته است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

برقی اسگویی و شکری (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی نقش مالیات بر درآمد شرکت‌ها بر جذب FDI در کشور ایران، طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ با استفاده از رگرسیون فازی پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که متغیر مالیات بر درآمد شرکت‌ها با یک ضریب فازی منفی و ناچیز، تأثیر اندکی در جذب FDI ایران دارد و از این رو متغیر مالیات بر درآمد شرکت‌ها از عوامل اصلی و تعیین‌کننده در جذب سرمایه‌گذاری خارجی کشور ایران محسوب نمی‌گردد. همچنین آن‌ها نشان دادند که تولید ناخالص داخلی، باز بودن تجاری، سرمایه انسانی و متغیر جمعیت اثری مثبت و نرخ تورم و نرخ ارز اثری منفی بر جریان ورودی FDI به کشور ایران دارند.

فشاری (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی چگونگی تأثیرگذاری نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۳ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیری منفی و معنی‌دار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران در دوره زمانی مورد مطالعه داشته است.

۳-۳. جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر

با توجه به مطالعات تجربی، یکی از نوآوری‌های تحقیق حاضر تأکید بر نقش تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز در جذب FDI کشور ایران است که تا به حال تحقیقی در این زمینه صورت نگرفته است.

دومین جنبه نوآوری پژوهش حاضر بررسی نقش تحریم در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران با وارد کردن دو متغیر مجازی است. واقعیت این است که ایران از سال ۱۳۵۸ تحت تحریم‌های یک‌جانبه ایالات متحده آمریکا قرار داشته، اما از سال ۱۳۹۰ دامنه و وسعت این تحریم‌ها گسترش یافته است، به طوری که تحریم‌های مذکور علاوه بر تحریم‌های یک‌جانبه ایالات متحده آمریکا، تحریم‌های اتحادیه اروپا، همراهی و مشارکت کشورهای شرق آسیا، حوزه خلیج فارس و همچنین تحریم‌های مصوب در شورای امنیت سازمان ملل را نیز شامل شده است. افزون بر این، نوع تحریم‌هایی که در سال ۱۳۹۰ اعمال شده‌اند نیز با تحریم‌های قبل از سال ۱۳۹۰، بسیار متفاوت بوده و تحریم بانک مرکزی، بانک‌های تجاری، تحریم صادرات نفت و مسدود

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

شدن دارایی‌های دولت ایران در بانک‌های خارجی را نیز در بر گرفته است. به همین دلیل تحریم‌های ۱۳۹۰ به بعد با تحریم‌های قبل از آن بسیار متفاوت بوده و قدرت تأثیرگذاری آن به صورت فزاینده‌ای افزایش یافته است (طیبی و صادقی، ۱۳۹۶). در سال ۱۳۹۴ نیز به خاطر توافق هسته‌ای ایران[1] معروف به برنامه جامع اقدام مشترک[2]، شدت تحریم‌ها از روی ایران برداشته شد. در سال ۱۳۹۷ با خروج آمریکا از این توافق، مجدداً تحریم‌ها با شدت بالا بر اقتصاد ایران تحمیل شد. لذا با توجه به نقش تحریم‌ها در اقتصاد ایران نمی‌توان تأثیرگذاری آن‌ها را در جریان ورودی سرمایه خارجی نادیده گرفت و به همین دلیل در پژوهش حاضر بر طبق یک تقسیم‌بندی، از دو متغیر مجازی تحریم با شدت کم و شدت زیاد استفاده شده است.

مسئله دیگری که در اکثر مطالعات موجود به آن توجهی نشده است، این است که از رویکرد مناسبی مانند رگرسیون فازی در بررسی این رابطه استفاده نشده است و بیشتر بر به‌کارگیری روش‌های متفاوت اقتصادسنجی تأکید شده است. اما در تحقیق پیش رو با توجه به این نکته که عوامل متعدد مرئی و نامرئی زیادی اعم از عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثرند و با توجه به اینکه نمی‌توان تمام متغیرها و شاخص‌های تأثیرگذار را به خاطر محدودیت در جمع‌آوری داده‌ها و قابلیت نتیجه‌گیری مدل‌ها و ... در یک مدل واحد مورد بررسی قرار داد، از مدل رگرسیون فازی برای تخمین نوع ارتباط استفاده شده است. رگرسیون فازی با مدل‌سازی عدم قطعیت و ابهام در درون مدل (به جای جزء اخلال در رگرسیون‌های معمولی) با برآورد حدود ضرایب برای هر متغیر، نتایج بهتری را در مقایسه با رگرسیون‌های معمول اقتصادسنجی ارائه می‌دهد.

۱. توافق هسته ایران در راستای توافق جامع بر سر برنامه هسته‌ای ایران در ۲۳ تیر ۱۳۹۴ بین کشور ایران و کشورهای ۵+۱ شامل چین، فرانسه، روسیه، انگلیس، ایالات متحده آمریکا و آلمان منعقد شد.

2. Joint Comprehensive Plan of Action

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

از این رو، در مطالعه پیش رو سعی شده است که با در نظر گرفتن این مسائل، بررسی جامع‌تری از تأثیر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نوسانات نرخ ارز بر جذب FDI کشور ایران ارائه شود.

٤. روش‌شناسی

در این پژوهش از دو الگوی تعدیل‌شده اهنو (۲۰۱۰) و بیندینگ و دی‌بیاسی (۲۰۱۷) استفاده شده است. مدل پژوهش حاضر به صورت رابطه (۱) تصریح می‌شود:

$$FDI = f(GDP, TAX.NREER, OPEN, INF, REER, Low, Ext) \quad (۱)$$

به طوری که:

- FDI: نشانگر سرمایه‌گذاری خالص مستقیم خارجی است.
- GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ است.
- Tax: نمایانگر نرخ مالیات بر سود شرکت‌ها است.
- Open: درجه باز بودن تجاری است که برای محاسبه این شاخص از نسبت ارزش کل صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است.
- Inf: نشانگر نرخ تورم است. در این پژوهش از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) به منظور در نظر گرفتن تورم استفاده شده است.
- REER: نمایانگر نرخ ارز مؤثر واقعی است.
- NREER: نشانگر نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی است. این داده با کاربرد الگوی GARCH برای نرخ ارز مؤثر واقعی کشور محاسبه شده است.
- Low: نشانگر متغیر مجازی تحریم با شدت کم برای تجارت دوجانبه کشور ایران و شرکای تجاری است.
- Ext: نشانگر متغیر مجازی تحریم با شدت گسترده برای تجارت دوجانبه کشور ایران و شرکای تجاری است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

قابل ذکر است که داده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) از داده‌های بانک جهانی[1] (۲۰۱۷) استخراج شده است. همچنین متغیر مجازی تحریم با شدت کم و گسترده برگرفته از تحقیقات موسسه اقتصاد بین‌الملل پترسون[2] است که بیان می‌کند طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۶، کشور ایالات متحده آمریکا ایران را با شدت کم تحریم کرده است. همچنین ایالات متحده آمریکا بعلاوه اتحادیه اروپا از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ ایران را تحریم کرده‌اند که شدت تحریم این دوره نیز کم بوده است. اما طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ ایران با تحریم‌های گسترده از طرف ایالات متحده و اتحادیه اروپا مواجه شده است. لذا برای متغیر مجازی تحریم با شدت کم برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، عدد یک و برای سایر سال‌های دوره مطالعه، عدد صفر در نظر گرفته شده است. همچنین برای متغیر مجازی تحریم با شدت زیاد، برای سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ عدد یک و برای سایر سال‌های دوره مطالعه عدد صفر در نظر گرفته شده است.

منبع سایر متغیرها بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. در ضمن برای برآورد مدل از نرم‌افزارهای MATLAB[14]، Eviews9 و OXmetric6 استفاده شده است.

دلیل استفاده از روش رگرسیون فازی در این پژوهش برای برآورد روابط بین متغیرها، مربوط به قابلیت آن در برآورد مدل‌هایی است که نمی‌توان تمام متغیرها و شاخص‌های تأثیرگذار را به خاطر محدودیت در جمع‌آوری داده‌ها و قابلیت نتیجه‌گیری مدل‌ها و ... در یک مدل واحد مورد بررسی قرار داد. به عبارتی در مدل پژوهش حاضر، در نحوه ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل ابهام و عدم قطعیت وجود دارد. زیرا که بر طبق مطالعات صورت گرفته عوامل متعددی مانند درجه باز بودن اقتصادی، آزادسازی اقتصادی، نرخ تورم، نرخ رشد درآمد ملی، کسری یا مازاد بودجه دولت و بدهی‌های داخلی و خارجی دولت، مالیات، نرخ ارز، تعاملات بین‌بانکی، توانایی شرکت‌های بیمه‌گر، حذف فساد و بوروکراسی اداری، خدمات درمانی، تسهیلات رفاهی، نرخ

1. World Bank (2017)
2. Peterson Institute for International Economics

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

رشد جمعیت، حکمرانی خوب، ثبات سیاسی، تحریم‌های اقتصادی، نوع نگرش دولت در رابطه با سرمایه‌گذاری خارجی، درگیری بین گروه‌های سیاسی و اقتصادی، قوانین و مقررات حقوقی، عوامل فرهنگی و کیفیت زندگی و ... بر جریان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر هستند (کمیجانی و عباسی، ۱۳۸۵)

طبیعتاً همه این متغیرها را هم‌زمان نمی‌توان در یک مدل قرار داد زیرا که در دسترسی به برخی داده‌ها محدودیت وجود دارد و نیز اینکه برخی از عوامل فوق، قابل اندازه‌گیری و سنجش نبوده و نامرئی محسوب می‌شوند (مانند وضعیت فرهنگی، رجحان‌های مصرفی خاص کشورها، نوع نگرش دولت به سرمایه‌گذاری خارجی)، بنابراین به نظر می‌رسد یکی از بهترین مدل‌هایی که می‌تواند عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی را مورد بررسی قرار دهد مدل رگرسیون فازی است زیرا که این مدل، جزء اخلال رگرسیون معمولی را به عنوان یک ابهام و عدم قطعیت به درون رگرسیون فازی وارد می‌کند و با برآورد حدود ضرایب بالا، پایین و متوسط برای هر متغیر، نتایجی را ارائه می‌دهد که به واقعیت نزدیک‌تر است.

از مهم‌ترین مزیت‌های رگرسیون فازی این است که بازه‌ای از مقادیر ممکن را برای متغیر خروجی تخمین می‌زند در حالی که رگرسیون کلاسیک تنها یک مقدار مشخص را برای متغیر خروجی محاسبه می‌کند. آگاهی از حدهای بالا و پایین ضرایب هرکدام از عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران بسیار حائز اهمیت است و رویکردی نو را در تحلیل عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران ارائه می‌کند. افزون بر این، آگاهی از حدود ضرایب هرکدام از عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران می‌تواند در برنامه‌ریزی سیاست‌های کلی و کلان دولت نیز رهنمون‌های مفیدی ارائه دهد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

٤-١. رگرسیون فازی

لطفی‌زاده در سال ۱۹۶۵، نظریه سیستم‌های فازی را معرفی کرد (لطفی‌زاده[1]، ۱۹۶۵). منطق کلاسیک هر چیزی را بر اساس یک سیستم دوتایی نشان می‌دهد (درست یا غلط، ۰ یا ۱، سیاه یا سفید)، ولی منطق فازی درستی هر چیزی را با یک عدد که بین صفر و یک است نشان می‌دهد. مثلاً اگر رنگ سیاه را با عدد صفر و رنگ سفید را با عدد یک نشان دهیم، آنگاه رنگ خاکستری عددی نزدیک به صفر خواهد بود. منطق فازی، معتقد است که ابهام در ماهیت علم نهفته است. لطفی‌زاده معتقد است که باید به دنبال ساختن مدل‌هایی بود که ابهام را به منزله بخشی از سیستم بپذیرد برخلاف دیگران که معتقدند باید تقریب‌ها را دقیق‌تر کرد تا بهره‌وری افزایش یابد[2] (خدایی، ۱۳۸۸). در ادامه برای اولین بار تاناکا و همکاران[3] (۱۹۸۷) رگرسیون با ضرایب فازی را معرفی کردند[4]. بعد از اولین مقاله ایشان، مقالات متعددی در خصوص تئوری فوق‌الذکر به دست دیگران، با تکیه بر گسترش تئوری و مثال‌های کاربردی منتشر شد. به مدل‌های رگرسیون با ضرایب فازی، گاهی مدل‌های رگرسیون امکانی هم گفته می‌شود. زیرا که در این مدل‌ها، خطای مدل در قالب توزیع‌های امکانی ضرایب مدل منظور می‌شود (طاهری و ماشین‌چی، ۱۳۸۷: ۲۰۸). در رگرسیون با ضرایب فازی، فرض می‌شود که مشاهدات و متغیرها دقیق، و ابهام در مدل و ضرایب رگرسیون است. در ادامه مدل رگرسیون امکانی تشریح می‌شود. فرض کنیم Y متغیر وابسته و X_1، X_2، X_3، ...، X_P و متغیرهای مستقل و تعداد مشاهدات n باشد، صورت کلی مدل رگرسیون فازی، به شکل رابطه (۷) خواهد بود:

$$\tilde{Y} = f(X, A) = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_1 + \tilde{A}_2 X_1 + \ldots + \tilde{A}_p X_P$$

1. Zadeh

۲. برای مطالعه بیشتر مقاله لطفی زاده (۱۹۶۵) مراجعه شود.

3. Tanaka at el.

۴. برای مطالعه بیشتر به مقالات تاناکا (۱۹۸۷، ۱۹۹۲) مراجعه شود.

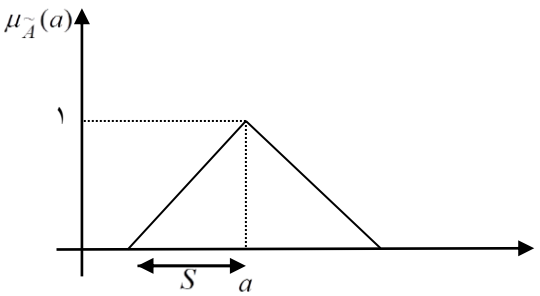
[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

هدف برآورد پارامترهای مدل یعنی $\tilde{A}_0, \tilde{A}_1, \tilde{A}_2, \ldots, \tilde{A}_P$ است به صورتی که مدل بهترین برازش را برای داده‌ها به دست آورد. برای یافتن پارامترهای فوق از تابع عضویت مثلثی متقارن رابطه (۳) استفاده شده است. البته می‌توان از توابع عضویت دیگر از قبیل نرمال، استفاده کرد، اما در این پژوهش فقط تابع عضویت مثلثی متقارن مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. تابع عضویت مثلثی متقارن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{A}(X)=\begin{cases}1-\dfrac{a-x}{s}, & a-s\le X\le a\\ 1-\dfrac{a-x}{s}, & a\prec X\le a+S\end{cases} \qquad (۳)$$

هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A}=(a, s)$ نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به صورت شکل (۱)، قابل نمایش است:



شکل ۱. عدد مثلثی فازی $\tilde{A}$

a مقدار میانه و s پهنای $\tilde{A}$ را مشخص می‌کند پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان‌دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که s بیشتر باشد میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. بنابراین خروجی رگرسیون رابطه (۲) را می‌توان به صورت رابطه (۴) نشان داد:

$$\tilde{Y}=(a_0,s_0)+(a_1,s_1)X_1+(a_2,s_2)X_2+\ldots+(a_p,s_p)X_p \qquad (۴)$$

در نتیجه، تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۳) به صورت زیر به دست می‌آید:

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

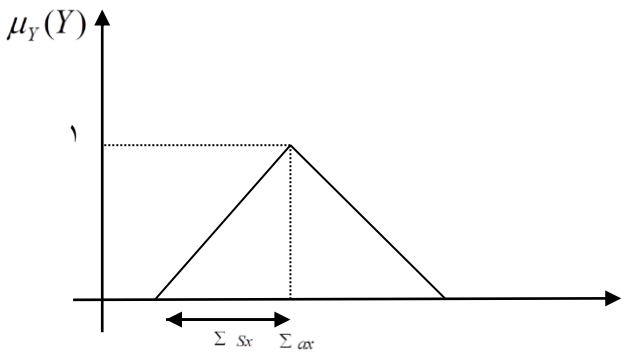
$$\mu_Y(Y)=\begin{cases}\max(\min\{\tilde{A}_X\})\{X/Y=f(X,a)\}=\Phi\\ otherwise\end{cases} \quad (۵)$$

با جایگزینی رابطه (۵) در (۳)، رابطه (۶) به دست می‌آید:

(۶)

$$\mu_Y(Y)=\begin{cases}1-\dfrac{\left|y-\sum_{i=1}^{n}a_iX_i\right|}{\sum_{i=1}^{n}S_i|X_i|}, & X_i\neq 0\\ 1 \quad X_i=0, Y=0\\ 1 \quad X_i=0, Y=0\end{cases}$$

$\mu_Y(Y)$ به صورت شکل (۲)، قابل نمایش است:



شکل ۲. تابع عضویت $\mu_Y(Y)$

حالت داده‌های غیر فازی در رگرسیون می‌تواند تبدیل به یک مدل برنامه‌ریزی خطی شود. در این حالت، هدف مدل رگرسیون، تعیین بهینه مقادیر پارامترهای $\tilde{A}$ است، به قسمی که

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

مجموعه فازی خروجی مدل رگرسیون شامل (Y_i) دارای درجه عضویت بزرگ‌تر یا مساوی h باشد. یعنی:

$$\mu_Y(Y_i) \geq h \quad (۷)$$

متغیر h عددی بین صفر و یک است. با افزایش مقدار h، میزان فازی بودن خروجی‌ها نیز افزایش می‌یابد. در این پژوهش h=۰/۵ در نظر گرفته شده است. بنابراین می‌توان با توجه به مطالب مذکور، تابع هدف و قیدهای تابع برنامه‌ریزی خطی فازی را به صورت زیر نشان داد (کوزه‌پزان دزفولی، ۱۳۸۴):

$$0 = \min \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{n} S_i X_{ij} \quad (۸)$$

$$Y_i \leq \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h) p \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij} \quad (۹)$$

$$Y_i \geq \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h) p \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij} \quad (۱۰)$$

به گونه‌ای که رابطه (۸) تابع هدف و رابطه‌های (۹) و (۱۰) قیدهای مدل برنامه‌ریزی فازی می‌باشند.

با توجه به مباحث مطرح‌شده در این بخش شکل رگرسیون فازی مدل پژوهش حاضر که در معادله (۱) ارائه شده است به صورت زیر خواهد بود:

(۱۱)

$$FDI = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 GDP + \tilde{A}_2 Tax.NREER + \tilde{A}_3 open + \tilde{A}_4 Inf + \tilde{A}_5 REER + \tilde{A}_6 Low + \tilde{A}_7 Ext$$

بنابر رابطه (۴)، رابطه بالا را می‌توان به صورت زیر نوشت:

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

(۱۲)

$$FDI = (a_{\circ}, s_{\circ}) + (a_1, s_1)GDP + (a_2, s_2)Tax.NREER + (a_3, s_3)open + (a_4, S_4)Inf + (a_5, s_5)REER + (a_6, s_6)Low + (a_7, s_7)Ext$$

۵. تخمین و تحلیل یافته‌ها

جهت تخمین مدل ابتدا لازم است سری نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی برای ایران استخراج و سپس وضعیت پایایی متغیرها جهت اطمینان از جعلی نبودن رگرسیون، مورد ارزیابی قرار گیرد.

۵-۱. اندازه‌گیری نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی

مدل‌سازی سری نااطمینانی نرخ ارز مؤثر واقعی با استفاده از کاربرد الگوی GARCH برای نرخ ارز حقیقی کشور انجام یافته است. در این مرحله ابتدا آزمون ریشه واحد بر روی سری نرخ ارز حقیقی انجام شد و نتایج نشان داد که این متغیر برای کشور ایران ایستا و انباشته از صفر است. لذا متغیر نرخ ارز حقیقی در سطح وارد مدل‌سازی ARMA و GARCH شد. با توجه به اینکه در مدل‌سازی واریانس ناهمسانی شرطی، نوسانات سری اهمیت دارد، لذا معادله میانگین به صورت جزء ثابت تصریح شد. اجزای اخلال معادله میانگین که دارای ناهمسانی واریانس بوده و همبستگی سریالی نداشتند، جهت مدل‌سازی واریانس مورد استفاده قرار گرفتند. از بین انواع مدل‌های GARCH مدل GARCH(1,1) بر اساس معیار آکائیک و معنی‌دار بودن ضرایب انتخاب گردید. نتایج برآورد مدل به صورت معادله (۱۳) ارائه می‌گردد:

$$\sigma_t^2 = \underset{46.87}{0.009} + \underset{3.08}{0.73}\,\varepsilon_{t-1}^2 + \underset{2.01}{0.11}\,\sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۳)$$

رابطه برآورد شده (۱۳)، شرط لازم و کافی برای همگرایی مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری آن تأمین می‌نماید. زیرا شرط لازم برای اینکه این مدل پایای ضعیف باشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچک‌تر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با ۰/۸۴ بوده و کوچک‌تر از یک است. شرط کافی برای مدل GARCH این است که عرض از مبدأ مثبت بوده و ضریب واریانس شرطی جمله اختلال مثبت و معنی‌دار باشد که رابطه برآورد

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

شده این شرط را نیز تأمین نموده است. در ادامه لازم است آزمون ARCH جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شده مورد استفاده قرار گیرد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که اجزای اخلال مدل ناهمسانی واریانس ندارند و به بیان دیگر مدل‌سازی واریانس معادله میانگین به صورت GARCH(1,0) توانسته است به شکل مناسبی ناهمسانی واریانس شرطی را توضیح دهد.

۵-۲. آزمون ریشه واحد

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت پایایی متغیرها است. به این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای تشخیص پایایی یا ناپایایی سری مورد نظر استفاده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد ADF با عرض از مبدأ و روند در سطح

متغیر	عرض از مبدأ	روند	آماره آزمون	مقادیر بحرانی ۵٪	P-value	نتیجه
FDI	+	+	-۲/۷۳۳	-۴/۰۳۶	۰/۴۱۷	نامانا
GDP	+	+	-۱/۶۰۹	-۲/۸۵۱	۰/۳۲۱	نامانا
Tax. NRER	+	+	۱/۹۶۸	-۳/۰۹۱	۰/۳۹۷	نامانا
OPEN	+	+	-۱/۴۱۲	-۲/۰۱۲	۰/۲۵۸	نامانا
INF	+	+	-۲/۶۵۴	-۵/۷۶۴	۰/۲۱۳	نامانا
er	+	+	-۱/۵۳۷	-۲/۴۱۶	۰/۲۲۹	نامانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، برای همه متغیرها مدل قدر مطلق آماره محاسبه‌شده ADF از مقادیر بحرانی کوچک‌تر است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این متغیرها در سطح نامانا هستند و باید مانایی تفاضل مرتبه اول آن‌ها بررسی شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

جدول (۲): نتایج آزمون تفاضل مرتبه اول متغیرها با عرض از مبدأ و روند در سطح

متغیر	عرض از مبدأ	روند	آماره آزمون	مقادیر بحرانی ٪۵	P-value	نتیجه
DFDI	+	-	-۳/۹۶۸	-۳/۰۹۱	۰/۰۰۵	مانا
DGDP	+	+	-۵/۴۱۲	-۲/۰۱۲	۰/۰۰۰	مانا
D(Tax NRER)	+	+	-۳/۳۶۲	-۳/۹۵۱	۰/۰۰۸	مانا
DOPEN	+	+	-۶/۶۳۸	-۲/۳۲۸	۰/۰۰۰	مانا
DINF	+	+	-۴/۵۶۶	-۳/۰۰۸	۰/۰۰۳	مانا
Der	+	+	-۳/۷۴۳	-۳/۱۲۱	۰/۰۲۰	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۲) می‌توان نتیجه گرفت گه همه متغیرهای مدل با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، یعنی همه انباشته از درجه یک یا I(1) هستند. بنابراین به دلیل جمعی از درجه یک بودن تمامی متغیرها می‌توان از روش جوهانسون – جوسیلیوس استفاده کرد. در این روش با استفاده از آماره آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، به بررسی وجود و یا عدم وجود بردار یا بردارهای هم انباشتگی میان متغیرهای الگو پرداخته می‌شود. آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود r بردار هم انباشته کننده را در برابر وجود r+1 بردار هم انباشته کننده مورد آزمون قرار می‌دهد. R بردار هم انباشته کننده زمانی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچک‌تر باشد. آزمون اثر وجود حداکثر r بردار هم انباشته را در مقابل وجود بیشتر r بردار هم انباشته آزمون می‌نماید.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشته

مقدار بحرانی سطح اطمینان ۹۵٪	آماره آزمون	آزمون اثر	
		فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۹۹/۲۴	۱۰۸/۶۴	r≥1	r=0
۷۱/۸۵	۷۴/۶۳	r≥2	r≤1
۵۲/۰۷	۴۶/۲۱	r≥3	r≤2
۳۱/۳۷	۳۰/۷۵	r≥4	r≤3
۱۰/۴۶	۹/۴۸	r≥5	r≤4
۵/۸۲	۳/۹۱	r≥6	r≤5
۳/۰۸	۲/۳۴	r≥7	r≤6
۱/۹۷	۰/۵۲	r≥8	r≤7

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴.: نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین بردارهای هم انباشته

مقدار بحرانی سطح اطمینان ۹۵٪	آماره آزمون	آزمون اثر	
		فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۸۹/۹۳	۹۹/۱۴	r=1	r=0
۶۹/۴۱	۸۶/۳۰	r=2	r≤1
۳۹/۱۱	۲۷/۷۸	r=3	r≤2
۲۸/۸۵	۲۸/۶۱	r=4	r≤3
۱۹/۶۴	۱۷/۹۳	r=5	r≤4
۱۳/۲۶	۹/۵۴	r=6	r≤5
۸/۸۱	۶/۹۵	r=7	r≤6
۴/۷۳	۳/۱۲	r=8	r≤7

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به وجود هشت متغیر در مدل و نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود حداکثر دو رابطه هم انباشتگی پذیرفته می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

۵-۳. نتایج تجربی و برآورد مدل

در این بخش از مطالعه با استفاده از برنامه نرم‌افزاری MATLAB[14] ضرایب فازی (s_i و a_i) برآورد می‌شود. a مقدار میانه و S پهنای A را مشخص می‌کند، پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان‌دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که این پارامتر بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. برای هر متغیر متوسط اثرگذاری برابر مقدار a_i، حداقل اثرگذاری برابر ($a_i - s_i$) و حداکثر اثرگذاری برابر ($a_i + s_i$) خواهد بود. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد پارامترها

عرض از مبدأ	a_0	۲۷/۸۵۲۰	S_0	۴/۲۱۲۳
GDP	a_1	۲/۲۰۴۷	S_1	۰/۰۹۹۳
Tax.NREER	a_2	-۰/۹۰۸۱	S_2	۰/۴۰۴۳
Open	a_3	۰/۸۲۳۱	S_3	۰/۰۰۷۴
Inf	a_4	-۰/۴۵۴۱	S_4	۰/۰۰۳۱
REER	a_5	-۰/۲۹۸۳	S_5	۰/۱۱۰۴
Low	a_6	-۰/۴۰۱۱	S_6	۰/۳۱۲۰
Ext	a_7	-۱/۰۹۵۳	S_7	۰/۳۴۰۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

تولید ناخالص داخلی با ضریب فازی (۰/۰۹۹۳، ۲/۲۰۴۷) تأثیر مثبت و قابل توجهی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. این تأثیرگذاری منطبق بر تئوری اندازه بازار است؛ به این معنی که تولید ناخالص داخلی هر کشوری نشانگر اندازه بازار آن کشور است و هر میزان که این شاخص بیشتر باشد، حجم و وسعت بازار آن کشور بزرگ‌تر خواهد بود و در آن صورت دسترسی کافی به منابع و کاهش هزینه‌های تولید از طریق صرفه‌های به مقیاس امکان‌پذیر است. به عبارت دیگر هر اندازه که بازار وسیع‌تر باشد باعث به وجود آمدن چشم‌انداز مثبت‌تری از تجارت در کشور می‌شود و زمینه ورود به بازارهای جهانی را فراهم می‌کند. در واقع هر چه تولید در

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

کشوری بیشتر باشد نشان از قدرت اقتصادی کشور و حمایت‌ها و سرریزهایی است که می‌تواند برای سرمایه‌گذاران خارجی مفید باشد. این یافته با نتایج تجربی مطالعات باجیو و سیمون[1] (۱۹۹۴)، جبری و همکاران (۲۰۱۳)، یوان تیان (۲۰۱۸) و برقی اسگویی و شکری (۱۳۹۷) هم‌سو است.

اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز دومین متغیری است که وارد مدل شده است. همان‌طور که از جدول شماره (۱) استنباط می‌شود این متغیر با ضریب فازی (۰/۴۰۴۳، ۰/۹۰۸۱-) تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران دارد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر اثرگذاری تقاطعی این دو عامل در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برابر ۰/۵۰۳۸- بوده و حداقل تأثیر آن نیز ۱/۳۱۲۴- و متوسط تأثیر آن برابر ۰/۹۰۸۱- است. به عبارت دیگر میزان اثر تقاطعی این دو عامل در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر از ۰/۵۰۳۸- و کمتر از ۱/۳۱۲۴- نخواهد شد، بلکه در بازه‌ای بین این دو حد بالا و پایین قرار می‌گیرد. در تحلیل منفی بودن این ضریب فازی می‌توان گفت که اثر تقاطعی این دو عامل که نشانگر اثر تقاطعی «عامل سود» و «عامل ریسک» بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران است، منفی است و نکته قابل توجه در این ضریب نسبت به سایر ضرایب برآورد شده مدل، بالاتر بودن میزان پارامتر s (میزان فازی بودن) این متغیر است که برابر با ۰/۴۰۴۳ است. بر طبق روش‌شناسی تحقیق، پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان‌دهنده میزان فازی بودن عدد است و هر مقدار که این پارامتر بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. بالاتر بودن پارامتر s در این متغیر به این معنی است که بسامد و نوسان تأثیرگذاری این متغیر بر جذب FDI ایران، بیشتر است. این ضریب فازی مطابق با پشتوانه نظری موضوع نیز هست. چراکه محیط نااطمینانی به‌ویژه در کشورهای جهان سوم، از آن جهت که پیش‌بینی سودآوری‌ها در بخش‌های تجاری و غیرتجاری و همین‌طور هزینه کالاهای سرمایه‌ای جدید به دلیل حجم بالای واردات آن‌ها را دچار مشکل می‌کند، می‌تواند انگیزه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به شدت تحت

1. Bajio and Simon

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

تأثیر قرار دهد. همچنین با مقایسه ضریب فازی این متغیر با سایر ضرایب، می‌توان نتیجه گرفت که اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بعد از تحریم‌های با شدت بالا، مهم‌ترین مانع جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران به شمار می‌رود.

درجه باز بودن تجارت عامل دیگری است که با ضریب فازی (۰/۰۰۷۴، ۰/۸۲۳۱) رابطه مثبتی با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. یعنی هر چه قدر درجه باز بودن اقتصادی کشوری بیشتر باشد، یا به عبارتی موانع تعرفه‌ای کمتری برقرار باشد، حجم ورودی FDI آن کشور بالاتر خواهد بود. به عبارت دیگر، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق یک اقتصاد باز، بیشتر به داخل کشور نفوذ پیدا کند و هرچه محدودیت‌های تعرفه‌ای کمتر باشد تجارت بین دو کشور آزادانه‌تر انجام می‌شود و سرمایه‌گذاران مستقیم خارجی را بیشتر و بهتر ترغیب کرده و نشان می‌دهد که مسیر سرمایه‌گذاری در این کشور هموار خواهد بود. در واقع در یک اقتصاد باز، وارد کردن مواد خام یا برخی کالاهای سرمایه‌ای ضروری برای سرمایه‌گذاری و صدور کالاهای تمام‌شده، آسان‌تر است. بنابراین باز بودن تجاری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثری مثبت دارد. این یافته همسو با نتایج مطالعات بویور[1] (۲۰۰۳)، جبری و همکاران (۲۰۱۳) و شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۴) است.

نرخ تورم که بالا بودن آن نشان‌دهنده ناکارآمدی در سیاست‌های اقتصادی کشور است با ضریب فازی (۰/۰۰۳۱، ۰/۴۵۴۱-) تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که افزایش نرخ تورم به معنی افزایش هزینه‌های تولید است و این وضعیت با بالا بردن نااطمینانی نسبت به آینده، موجب کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. این یافته مطابق با نتایج مطالعات صمدی و همکاران[2] (۲۰۱۲) و سحابی و همکاران (۱۳۹۰) است.

1. Bouoiyour
2. Samadi et al

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

متغیر دیگری که وارد مدل شده نرخ ارز است که با ضریب فازی (۰/۱۱۰۴، ۰/۲۹۸۳-) تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. این ضریب فازی برآیند دو نیروی اثر درآمدی و اثر هزینه‌ای را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان می‌دهد. به این معنی که در اثر درآمدی با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای خارجی در کشور افزایش یافته و موجب کاهش فروش تولیدات شرکت‌های خارجی در داخل می‌شود. از طرف دیگر با افزایش نرخ ارز در اثر هزینه‌ای، تهیه آن دسته از عوامل تولید غیر محرک که باید از کشور میزبان خریداری شود، برای شرکت‌های خارجی ارزان‌تر از قبل خواهد شد و این امر منجر به کاهش قیمت تمام‌شده کالا خواهد شد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که در ایران اثر درآمدی بر اثر هزینه‌ای غالب است و با افزایش نرخ ارز، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتر می‌شود. این یافته با نتایج مطالعه باجیو و سیمون (۱۹۹۴)، سحابی و همکاران (۱۳۹۰) همسو و با نتایج مطالعات لهیری و میسا[1] (۲۰۰۶) و صمدی و همکاران (۲۰۱۲) ناهم‌سو است.

متغیرهای مجازی تحریم با شدت کم و شدت زیاد، آخرین متغیرهای هستند که وارد مدل شده‌اند و به ترتیب با ضرایب فازی (۰/۳۱۲۰، ۰/۴۰۱۱-) و (۰/۳۴۰۸، ۱/۰۹۵۳-) اثری منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران، طی دوره تحت مطالعه بر جای گذاشته‌اند. بر طبق این ضرایب می‌توان نتیجه گرفت که تحریم‌های با شدت زیاد که اکثراً تحریم‌های اقتصادی و همه‌جانبه بوده‌اند (مانند تحریم بانک مرکزی و تحریم فروش نفت ایران) در مقایسه با تحریم‌های با شدت کم، به‌مراتب تأثیر عمیق‌تری بر جریان ورودی سرمایه به کشور داشته‌اند. در مقایسه ضرایب فازی متغیرهای مدل مورد مطالعه، می‌توان نتیجه گرفت که اصلی‌ترین مانع جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، تحریم‌های با شدت زیاد است که مانند دیواری بلند بر سایر عوامل سایه افکنده و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران را به شدت کاهش داده است.

1. Lahiri and Mesa

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI کشور ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار گرفت. در بخش ادبیات موضوع نشان داده شد که دو متغیر مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز از طریق کانال‌های متفاوتی مانند درآمد ملی، تراز تجاری و نرخ تورم با هم مرتبط‌اند که نهایتاً برآیند اثر تقاطعی آن‌ها می‌تواند تأثیر خود را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران نشان دهد.

از نوآوری‌های تحقیق حاضر می‌توان به وارد کردن دو متغیر مجازی تحریم با شدت‌های کم و زیاد اشاره کرد. همچنین به این دلیل که عوامل متعدد مرئی و نامرئی زیادی اعم از عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثرند و با توجه به اینکه نمی‌توان تمام متغیرها و شاخص‌های تأثیرگذار را به خاطر محدودیت در جمع‌آوری داده‌ها و قابلیت نتیجه‌گیری مدل‌ها و ... در یک مدل واحد مورد بررسی قرار داد، در مدل پژوهش حاضر از مدل رگرسیون فازی برای تخمین نوع ارتباط استفاده شده است.

نتایج مدل نشان داد که تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن تجارت تأثیری مثبت بر جذب FDI کشور ایران دارند. همچنین اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز، نرخ تورم و متغیرهای مجازی تحریم با شدت‌های کم و زیاد، اثری منفی بر جذب FDI دارند.

از مقایسه ضرایب فازی متغیرها می‌توان نتیجه گرفت که اصلی‌ترین مانع جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، تحریم‌های با شدت زیاد است که مانند دیواری بلند بر سایر عوامل سایه افکنده و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران را به شدت کاهش داده است. همچنین دومین عاملی که مانع جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور ایران می‌شود اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز است که نوسان تأثیرگذاری آن نیز به خاطر بالاتر بودن میزان پارامتر s (میزان فازی بودن) بر جذب FDI ایران بیشتر است. بالاتر بودن میزان پارامتر s مطابق با پشتوانه نظری موضوع نیز هست. چراکه محیط نااطمینانی به‌ویژه در کشورهای

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

جهان سوم، از آن جهت که پیش‌بینی سودآوری‌ها در بخش‌های تجاری و غیرتجاری را دچار مشکل می‌کند، می‌تواند انگیزه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به شدت تحت تأثیر قرار دهد.

منابع

برقی اسگویی، محمدمهدی، شکری، مصطفی (۱۳۹۷). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب FDI در ایران با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد (رویکرد فازی)، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۲۰-۱۰۹.

خدایی، ابراهیم (۱۳۸۸). رگرسیون خطی فازی و کاربردهای آن در پژوهش‌های علوم اجتماعی، *مجله مطالعات اجتماعی ایران*، دوره ۳، شماره ۴، ۹۹-۸۲.

خطابی، ساناز، کمیجانی، اکبر، محمدی، تیمور، معمارنژاد، عباس (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در منطقه منا، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۳۷، ۷۵-۶۳.

سحابی، بهرام، قنبری، علی، شفیعی، علی (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نوسانات نرخ ارز، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۸، شماره ۳، ۵۲-۲۷.

شریفی رنانی، حسین، میرفتاح، مریم، دایی‌کریم زاده، سعید، رضایی، حسین (۱۳۹۴). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، *دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، دوره ۲۲، شماره ۱، ۱۷۸-۱۵۲.

طاهری، محمود، ماشین‌چی، ماشاءالله (۱۳۸۷). *مقدمه‌ای بر احتمال و آمار فازی*، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، چاپ اول.

طیبی، سیدکمیل، صادقی، عبدالرسول (۱۳۹۶)، اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ ارز در ایران، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۳، ۶۶۱-۶۴۱.

فشاری، مجید (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف)، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۵۲-۱۳۷.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

کردی، معصومه، یحیی‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر تعرفه‌های مالیاتی بر حجم تجارت خارجی در یک مدل جاذبه برای کشورهای عضو D8، *همایش اقتصاد* ایران مازندران.

کمیجانی، اکبر، عباسی، منصوره (۱۳۸۵)، تبیین نقش عوامل مؤثر بر جلب سرمایه مستقیم خارجی در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۷۳، ۱۰۶-۶۹.

کوره‌پزان دزفولی، امین (۱۳۸۴)، *اصول تئوری مجموعه‌های فازی و کاربردهای آن در مدل‌سازی مسائل مهندسی آب*، انتشارات جهاد دانشگاهی، چاپ دوم.

وب‌سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران: www.tsd.cbi.ir

Agrawal, J. P. (1980). Determinants of FDI: A survey; *Weltwirtschaftliches Archive*, 116, 739 – 773.

Bajio, R. & Simon, S. (1994). An Econometic Analysis of Foreign Direct Investment 1964-1984. *Southen and Economic Journal*, 1(2), 48-72.

Binding, G., Dibiasi, A (2017). Exchange rate uncertainty and firm investment plans evidence from Swiss survey data, *Journal of Macroeconomics*, 51, 1-27.

Bouoiyour, J. & Toufik, S. (2003). Productivity in Moroccan manufacturing and foreign direct investment. MPRA Paper 38097, *University Library of Munich, Germany*.

Deseatnicov, I., Akiba, H (2016) ,Exchange rate, political environment and FDI decision, *International Economics*, 148, 16-30.

Ebrill, L., & Stotsky, J. (1999). Revenue implication of trade liberalization. *IMF* Occational Paper, 180, 19-45.

Jabri, A., Guesmi, K. & Abid, I. (2013). Determinant of foreign direct investment in MENAregion: panel co-integration analysis. *The Journal of Applied Business Research*. 29(4):1103-1109.

Lahiri, S. & Mesa, F. (2006). Local Content Requirement on Foreign Direct Investment under Exchange rate Volatility. *International Review of Economics and Finance*, 15(1), 346–363.

Lucas, R. E. B (1993) On the Determinants of Foreign Direct Investment: Evidence from East and South East Asia; *World Development*, 21, 391-406.

Mcknnon and Matheson, How to manage a repressed economy?, *Princeton Essays in International Economics*, 145, 1981.

Ohno, T. (2010). Empirical Ananlysis of International Tax Treaties and Foreign Direct Investment, *Public Policy Review*, 6(2), 165-174.

Onis, Z. and S. Ozmucor (1990). Exchange rates, inflation and money supply in Turkey, *Journal of Development Economics*, 133-154.

Peterson Institute for International Economics (PIIE),Link: https://piie.com/.

Pinto, B. (1991). Black markets for foreign exchange rates, real exchange rates and inflation, *Journal of International Economics*, 30.

Qing, L. & Yi, L. (2015). Firm investment and exporting: Evidence from China,s value-added tax reform, *Journal of International Economics*, 97(2), 392-403.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

Samadi, S., Mostolizadeh, S.M., & Moghadasfar, S. (2012). The effect of exchange rate uncertainty and inflation uncertainty on foreign direct investment in Islamic countries of the group members D8, Paper presented at *the Proceedings of the First International conference on Econometrics, methods and applications*. (in Persian).

Takagi, S., Shi., Z (2011). Exchange rate movements and foreign direct investment (FDI): Japanese investment in Asia, 1987–2008, *Japan and the World Economy*, 23(4), 265-272.

Tanaka, H. & Ishibuchi, H. (1992). Possibility regression analysis based on linear programming. *Jurnal of Eropan research*. 2(3), 44-60.

Tanaka, H. (1987). Fuzzy data analysis by possibility linear models, *Fuzzy Sets and Systems*, 24(3): 363- 375.

Tanzi, V. (1987). Quantitative characteristics of the tax systems of developimg countries. *In Newbery and Stern*: 111, 205-241.

United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). (2017). Retrieved from/http: www.unctad.org /,accessed online 7 July 2017.

World Bank. (2017). World Development Indicators. Available at: http://data .worldbank. org, accessed online 10 July 2017.

YuanTian (2018), Optimal policy for attracting FDI: Investment cost subsidy versus tax rate reduction, *International Review of Economics & Finance*, 53, 151-159.

Zadeh, L. A. (1965). Fuzzy sets. *Information and Control*, 8 (3), 338-353.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43] [Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-08-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.43]