

اثر ناطمنانی نرخ ارز واقعی بر استغال در بخش خدمات ایران

محمد لشکری^۱، مهدی بهنامه^{۲*}، ملیحه حسنی^۳

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه پیام نور مرکز مشهد

(دریافت: ۱۳۹۴/۸/۱۴ پذیرش: ۱۳۹۴/۲/۴)

The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Employment for Services Sector in Iran

Mohammad Lashkary¹, Mehdi Behname², *Maliheh Hassani³

1. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University

2. Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

3. M.A. in Economics, Payam-e-Noor University, Mashhad, Iran

(Received: 24/Apr/2015

Accepted: 5/Nov/2015)

چکیده:

Today in all countries one of the macroeconomic objectives is achieving an acceptable level of labor employment, for that must be regarded capacities and relative advantages for each of the economic sectors. Due to the importance and share of services sector of total employment and exchange rate volatility in recent years in Iran; the purpose of this study is to investigate the effect of real exchange rate uncertainty on employment for services sector in Iran from 1974 to 2012. The ARCH approach used for estimating real exchange rate uncertainty and ARDL model for employment pattern. According to research results, the real exchange rate uncertainty has a positive impact on employment in services sector in Iran; because the effect of real exchange rate uncertainty on employment in agricultural and industry sectors is negative. So the labor departed from agriculture and industry will transfer to services sector. Relationship between added value and per capita capital on employment in this sector is negative, that indicates labor and capital are replaced for each other in which capital replaced for labor in both short and long term. Import of services has positive effect and export of services has negative impact on employment in services sector.

Keywords: Uncertainty, Employment, Services Sector, Real Exchange Rate, ARCH Method.

JEL: D89, E24, F31.

امروزه در تمام کشورها یکی از اهداف کلان اقتصادی رسیدن به سطح قابل قبولی از استغال نیروی کار است که باید برای آن به ظرفیت‌ها و مزیت‌های نسبی هر کدام از بخش‌های اقتصادی توجه شود. به دلیل اهمیت و سهم بخش خدمات در استغال کل کشور و نوسانات نرخ ارز در سال‌های اخیر در ایران، هدف این پژوهش بررسی اثر ناطمنانی نرخ واقعی ارز بر استغال در بخش خدمات ایران در دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۳ می‌باشد. برای محاسبه ناطمنانی نرخ ارز واقعی از الگوی ARCH و برای تخمین مدل استغال از الگوی ARDL استفاده می‌شود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، ناطمنانی نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت بر استغال در بخش خدمات ایران دارد، زیرا اثر ناطمنانی نرخ ارز واقعی بر استغال دو بخش کشاورزی و صنعت منفی است و در نتیجه نیروی کار جدا شده از دو بخش کشاورزی و صنعت، جذب بخش خدمات می‌شوند. رابطه ارزش افزوده دوره جاری بخش خدمات و سرمایه سرانه، با استغال در این بخش منفی می‌باشد که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نیروی کار و سرمایه جانشین هم هستند و سرمایه جانشین نیروی کار شده است. واردات خدمات باعث افزایش استغال و صادرات خدمات باعث کاهش استغال در بخش خدمات می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ناطمنانی، استغال، بخش خدمات، نرخ ارز واقعی، ARCH روش

طبقه‌بندی JEL: F31, E24, D89

*Corresponding Author: Maliheh Hassani

* نویسنده مسئول: ملیحه حسنی
E-mail: Hassani_mr90@yahoo.com

بود، دچار اختلال شد، به طوری که در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ در گیر نوسانات و تلاطم‌های شدید ارزی شد. بنابراین با توجه به اهمیت نرخ ارز در اقتصاد ایران و اثر ناظمینانی حاصل از نوسانات آن بر متغیرهای اقتصادی از جمله استغال، هدف این تحقیق برآورد عدم اطمینان نرخ ارز واقعی و بررسی اثر آن بر سهم استغال بخش خدمات ایران می‌باشد. در این مقاله به سؤال زیر پاسخ می‌دهیم:

آیا ناظمینانی نرخ ارز واقعی سهم استغال بخش خدمات ایران را افزایش داده است؟
و فرضیه زیر را آزمون می‌کنیم:
ناظمینانی نرخ ارز واقعی اثر مثبت بر سهم استغال بخش خدمات ایران داشته است.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم به بررسی مبانی نظری پیرامون استغال و بیکاری، روند تغییرات استغال در بخش‌های عمده اقتصادی و دلایل نوسانات نرخ ارز می‌پردازیم و سپس در بخش سوم مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه به طور اجمالی معرفی می‌شود. در بخش چهارم مدل تحلیلی و نحوه تجزیه و تحلیل داده‌ها معرفی می‌شود. بخش پنجم به یافته‌های تحقیق و برآوردهای آماری و اقتصادستنجدی اختصاص دارد و نتایج بدست آمده از تحقیق ارائه می‌شود و در بخش آخر پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

اهمیت نسبی بخش‌های مختلف اقتصادی است که ساختار کلی در هر اقتصادی را نشان می‌دهد. بر اساس تحولات سطوح توسعه و تغییرات ساختاری اقتصاد، در کشورهای توسعه یافته ابتدا سهم بخش کشاورزی در تولید و استغال کل بالا بود که آن را می‌توان فاز اول توسعه دانست و سپس سهم بخش صنعت افزایش یافته و سهم بخش کشاورزی کاهش یافته است که این فاز دوم توسعه است. از دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی به بعد سهم بخش خدمات در حال افزایش است و سهم بخش صنعت در حال کاهش است که این پدیده را صنعت‌زدایی گویند و آن فاز سوم توسعه است (کوچک‌زاده و جلایی، ۱۳۹۳: ۱۱). در دهه‌های اخیر در کشورهای در حال توسعه سهم بخش کشاورزی در حال کاهش و سهم بخش‌های صنعت و خدمات در حال افزایش بوده است که وضعیت اقتصاد

۱. مقدمه

استغال و بیکاری، از جمله موضوعات اساسی هر کشوری است، به گونه‌ای که افزایش استغال و کاهش بیکاری به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه‌یافتنی جوامع تلقی می‌شود. نرخ بیکاری یکی از شاخص‌هایی است که برای ارزیابی شرایط اقتصادی کشور مورد استفاده قرار می‌گیرد. مسائل مربوط به استغال و بیکاری امروزه به طور وسیعی در مباحث اقتصادی اعم از کشورهای درحال توسعه و کشورهای پیشرفته صنعتی مطرح می‌باشد. مسائل فوق زمانی که ابعاد آنها با مسائل اجتماعی در می‌آمیزد، اهمیت بالاتری به خود می‌گیرد. در همین راستا می‌توان با شناسایی و رتبه‌بندی بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران از دیدگاه استغال، شرایط رشد بیشتر استغال را در کشور فراهم کرد.

بر اساس آمارهای بانک مرکزی ایران، بخش خدمات به عنوان یکی از سه بخش عمده اقتصادی، شامل زیربخش‌های زیر می‌باشد: ۱- بازرگانی، رستoran و هتلداری، ۲- حمل و نقل، انبادراری و ارتباطات، ۳- خدمات مؤسسات پولی و مالی، ۴- خدمات مستغلات و خدمات حرفه‌ای و تخصصی، ۵- خدمات عمومی، ۶- خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی. آمارهای مرکز آمار ایران و مقایسه تعداد شاغلان در بخش‌های عمده اقتصادی، نشان می‌دهد از سال ۱۳۵۹ به بعد میزان استغال در بخش خدمات ایران از دو بخش صنعت و کشاورزی بیشتر شده است که این مسئله توجه بیشتر به این بخش جهت افزایش استغال در ایران را نشان می‌دهد. بنابراین در هر برنامه توسعه، تأمین استغال باید به عنوان یکی از اولویت‌ها مدنظر قرار گیرد. برای مهار روند افزایش بیکاری در کشور لازم است ابتدا عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار و میزان اهمیت آنها در سطح بخش‌های اقتصادی شناسایی شود و سپس سیاست‌های اقتصادی مناسب چهت سرعت بخشیدن بر روند افزایش استغال اتخاذ و اجرا گردد.

پژوهش‌های بسیاری در زمینه استغال و به خصوص استغال بخش خدمات ایران انجام شده است اما در یک شرایط ایده‌آل و بدون وجود هرگونه عدم اطمینان به آینده بوده است. عدم اطمینان نرخ ارز واقعی، یکی از مهم‌ترین مباحثی بوده است که تا به حال در اقتصاد مطرح شده است (کاظمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۵). در کشور ما روند آرام بازار ارز از آذر ماه سال ۱۳۸۹ که موعد آغاز فاز اول قانون هدفمندسازی یارانه‌ها

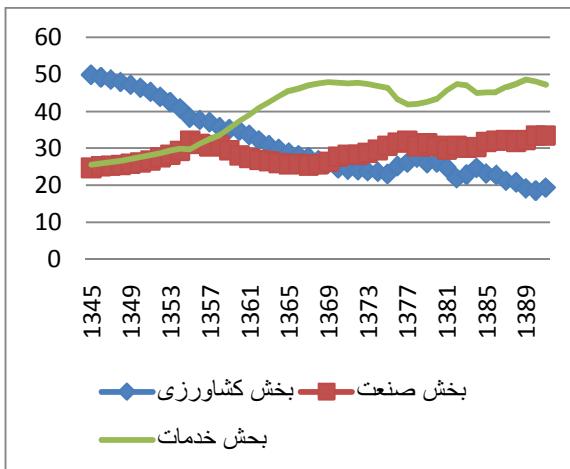
اطمینان نرخ ارز در طرف تقاضای اقتصاد از طریق صادرات، واردات و تقاضای پول و در طرف عرضه اقتصاد نیز از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی، اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. برآیند تغییرات عرضه و تقاضای اقتصاد در تغییرات تولید منعکس می‌شود (کازرونی و رستمی، ۱۳۸۶: ۱۸۰).

۲- مجاری زیادی وجود دارد که نوسانات نرخ ارز از طریق آنها می‌تواند جریان‌های تجاری را متأثر سازد. از جمله این مجاری الف- درجه رسک گریزی فعالیت اقتصادی، ب- ناطمینانی قیمت‌ها و سود، و ج- انتقال خریدهای خارجی به داخل، را می‌توان نام برد. در تحقیقی که توسط زمانیان و بهزاد امین صورت گرفته اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تقاضای واردات ایران بررسی شده است که این اثر در کوتاه‌مدت منفی می‌باشد (زمانیان و بهزاد امین، ۱۳۹۳: ۱۱۶).

۳- نوسانات نرخ ارز از طریق اثر بر روی میزان سرمایه‌گذاری خارجی نیز می‌تواند سطح اشتغال را تغییر دهد. وجود این اثر در تحقیق نیکوکار تأیید شده است (نیکوکار، ۱۳۹۲: ۲۵۴). در تحقیق دیگری که توسط مرادپور اولادی و همکاران صورت گرفته اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منفی برآورد شده است (مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۵۹).

اینکه چه عواملی می‌تواند منبع اصلی ایجاد نوسان در نرخ حقیقی ارز باشد، از دیر باز مورد بحث و بررسی اقتصاددانان قرار گرفته است. پاسخ‌های موجود به این پرسش را می‌توان به دو گروه اصلی تقسیم کرد. اقتصاددانانی نظری ماندل^۱، فلمینگ^۲ و دورنبوش^۳، اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ حقیقی ارز را اختلالات موجود در بازارهای پولی و مالی و به بیان دیگر «تکانه‌های اسمی»^۴ می‌دانند. در واقع بر اساس نظر این گروه نرخ اسمی ارز، نقش یک تشیدکننده و انتقال دهنده را بازی کرده و تکانه‌های اسمی را به نرخ حقیقی ارز منتقل می‌کند. دسته دیگری از اقتصاددانان نظری استاکمن^۵ و مک دونالد^۶، نظر متفاوتی دارند. بر اساس نظر این گروه، تکانه‌های حقیقی طرف

ایران نیز از این امر مستثنی نیست (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۳۵۹) در کشور ما با توجه به نمودار ۱، تا قبل از سال ۱۳۵۷ در بخش کشاورزی بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است اما روندی نزولی دارد و سهم اشتغال بخش‌های صنعت و خدمات تقریباً مشابه می‌باشد اما کمتر از بخش اول هستند و روندی صعودی دارند. تقریباً از سال ۱۳۵۷ هم‌زمان با وقوع انقلاب اسلامی ایران و بعد از آن به دلیل سال‌های جنگ تحملی، اشتغال در بخش صنعت کاهش اما در بخش خدمات همچنان افزایش می‌یابد و بیشتر از دو بخش دیگر می‌شود که دلیل عدمه آن می‌تواند افزایش اشتغال در زیربخش خدمات عمومی باشد.



نمودار ۱. سهم اشتغال بخش‌های عمدۀ اقتصادی از اشتغال کل به درصد

مأخذ: (مرکز آمار ایران، از سال ۱۳۷۶ به بعد) و آمار قبل از آن از مقاله (ایینی، ۱۳۸۰: ۵۴)

با گسترش دامنه تجارت بین‌الملل، نرخ ارز به عنوان پل ارتباطی بین اقتصادهای مختلف عمل کرده و نوسانات آن سایر متغیرهای اقتصادی کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از آنجا که مطالعات گسترده‌ای تأثیر ناطمینانی نرخ ارز را در سطح قیمت‌ها، تولید، تجارت خارجی کشورها و سرمایه‌گذاری گزارش نموده‌اند، لذا ناطمینانی نرخ ارز از طریق تأثیر در این عوامل، میزان اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. این نتیجه بر اساس تحقیقات زیر گرفته شده است:

۱- کازرونی و رستمی در تحقیقی نشان دادند که نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران اثرات نامتقارن دارد. عدم

1. Mundell
2. Fleming
3. Dornbusch
4. Nominal Shocks
5. Stockman
6. Mac Donald

روند تقریباً نزولی داشته یعنی با گذشت زمان در بخش خدمات، نیروی کار بیشتری نسبت به سرمایه استفاده شده است (امینی، ۵۴-۵۳: ۱۳۸۱).

عباسیان و همکاران در پژوهشی به بررسی اثر عدم اطمینان مالیات‌ها بر اشتغال بخش‌های عمدۀ اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۷ پرداختند و ناظمینانی حاصل از نوسانات مالیات‌ها را با روش گارچ اندازه‌گیری کردند و نشان دادند که تأثیر عدم اطمینان بعد مالیاتی سیاست‌های مالی بر اشتغال هر سه بخش خدمات، صنعت و کشاورزی، منفی است (عباسیان و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۷۱).

قویدل و عزیزی در تحقیقی به شناسایی عوامل مؤثر بر سهم اشتغال در بخش خدمات و زیربخش‌های آن در ایران برای سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۳ پرداخته‌اند که چهار عامل مؤثر بر سهم اشتغال بخش خدمات را شناسایی کرده‌اند. به ترتیب از لحاظ میزان تأثیر، عامل اول میزان جمعیت شهرنشین است که بالاترین تأثیر مثبت را بر سهم اشتغال بخش خدمات داشته است. عامل دوم تولید ناخالص داخلی سرانه است که تأثیر مشبت بر سهم اشتغال بخش خدمات دارد. عامل بعدی میزان بیکاری است که تأثیر مشبت بر سهم اشتغال بخش خدمات دارد و عامل چهارم، متغیر نسبت بهره‌وری بخش کالایی به بخش خدمات می‌باشد (قویدل و عزیزی، ۹۳: ۱۳۸۷).

مهرابی بشرآبادی و جاودان در پژوهشی تأثیر ناظمینانی نرخ واقعی ارز بر اشتغال بخش کشاورزی ایران را با استفاده از روش گارچ بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که ناظمینانی نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی بر اشتغال بخش کشاورزی دارد و شوک واردۀ از سوی ناظمینانی نرخ ارز بر اشتغال، در بین تمام متغیرهای توضیحی مدل بیشترین اثر منفی را دارد (مهرابی بشرآبادی و جاودان، ۱۳۹۱: ۵۸).

دانش جعفری و همکاران در تحقیقی به بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر چالش‌ها و چشم‌اندازهای اشتغال بخش صنعت طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۳۸ پرداخته‌اند و شاخص تکانه نرخ ارز با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعیین یافته محاسبه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه نرخ ارز و حجم پول بر اشتغال رابطه معکوس دارند، همچنین با افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی نیز میزان اشتغال بخش صنعت افزایش می‌یابد (دانش‌جعفری و همکاران، ۹۳: ۱۳۹۲).

تقاضا و عرضه ارز، که به «تکانه‌های حقیقی»^۱ معروفند، در متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند علت اصلی نوسانات نرخ حقیقی ارز باشد. به بیان دیگر این نوسانات نرخ حقیقی ارز است که علت نوسان در نرخ اسمی ارز است و نرخ اسمی ارز بک متغیر خنثی بوده و اثری بر متغیرهای حقیقی ندارد (هادیان و خورستنی، ۱۳۸۷: ۳۴-۳۵). با توجه به نظرات قبل، اینکه علت نوسانات نرخ ارز، تکانه‌های اسمی است یا تکانه‌های حقیقی، می‌تواند در سیاست‌گذاری و انتخاب نوع نظام ارزی، مؤثر باشد.

۳. پیشینه تحقیق

در مطالعات داخلی، اثر نوسان و ناظمینانی نرخ ارز بر اشتغال، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری، با استفاده از روش ARCH^۲، در بخش‌های مختلف اقتصادی بررسی شده است و همین‌طور اثر متغیرهایی مانند عدم اطمینان مالیات‌ها و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال بخش خدمات ایران بررسی شده است اما در ایران به طور مشخص اثر ناظمینانی نرخ ارز بر اشتغال بخش خدمات مورد مطالعه قرار نگرفته است. بنابراین به دلیل نقش مهم بخش خدمات در اشتغال کل کشور، در تحقیق حاضر با مدل سازی ناظمینانی نرخ ارز واقعی به روشنی بررسی شده است اما پژوهشی مشابه با تحقیق حاضر مشاهده نشده است، در ادامه به برخی از پژوهش‌های انجام شده اشاره می‌شود.

امینی در تحقیقی که جهت تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار در بخش‌های اقتصادی ایران، از جمله بخش خدمات انجام داده، به این نتیجه رسیده است که، ارزش افزوده بخش خدمات و زیربخش‌های آن به جز زیربخش بازرگانی، رستوران و هتلداری، اثری مثبت و معنی‌دار بر اشتغال بخش خدمات داشته است. در تمام زیربخش‌ها، نیروی کار و سرمایه مکملند به جز زیربخش‌های مؤسسات پولی و مالی و بازرگانی، رستوران و هتلداری، که در اینها نیروی کار و سرمایه جانشینند ولی میزان جانشینی بین آنها ناچیز است. در این تحقیق که از داده‌های سری زمانی ۱۳۴۵-۱۳۷۸ استفاده شده، سرمایه سرانه

1. Real Shocks

2. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

کارگران را کاهش می‌دهد و در نهایت در بیشتر بخش‌ها، کارگران صنعتی بیشتر تحت تأثیر افزایش دلار قرار می‌گیرند تا کاهش دلار (گلدبرگ و همکاران، ۱۹۹۹: ۲۰۹).

الکساندر و همکاران^۳ در مقاله‌ای با عنوان اشتغال و نرخ‌های ارز با تأکید بر نقش آزادسازی و تکنولوژی، در کشور پرتعال، نشان دادند که درجه آزادسازی و سطح تکنولوژی واسطه‌هایی برای اثر نوسانات نرخ ارز بر توسعه بازار نیروی کار می‌باشد. مطابق با برآوردهای آنها، با اینکه اشتغال در بخش‌هایی مجذب به تکنولوژی پیشفرته به نظر می‌رسد نسبت به تعییرات نرخ‌های واقعی ارز این‌مان باشد، اما تعییرات نرخ ارز در بخش‌های کمتر مجذب به تکنولوژی و بیشتر آزاد، اثرات قابل توجهی دارد. تحلیل‌های جریان کار نشان می‌دهد که اثر نرخ‌های ارز روی این بخش‌ها همراه با تخریب شغل‌ها می‌باشد (الکساندر و همکاران، ۲۰۱۱: ۹۸۲).

دمیر^۴ در مطالعه‌ای با عنوان نوسانات نرخ ارز و رشد اشتغال در کشور در حال توسعه ترکیه، با استفاده از داده‌های سالانه در تحقیقی تجربی برای ۶۹۱ شرکت خصوصی اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اشتغال بخش صنعت در دوره زمانی ۱۹۸۳-۲۰۰۵ مورد ارزیابی قرار داده را با استفاده از مدل VAR و GMM می‌شود (دمیر، ۲۰۱۰: ۱۱۲۷).

فلدمان^۵ در پژوهشی با عنوان تأثیر بیکاری از نوسانات نرخ ارز در کشورهای صنعتی، با استفاده از داده‌های ۱۷ کشور صنعتی (استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، هلند، نروژ، اسپانیا، سوئد، سوئیس، انگلستان و ایالات متحده) به روش GARCH و VAR به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز روی نرخ بیکاری در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۲ پرداخته است و نتایج حاکی از آن است که نوسانات بالای نرخ ارز منجر به افزایش بیکاری (کاهش اشتغال) می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که میزان اثرگذاری کوچک است (فلدمان، ۲۰۱۱: ۲).

نیکوکار در مطالعه‌ای با بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر روی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تأثیر متقابل آن بر اشتغال در بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۷۰-۱۳۹۰ و با به کارگیری الگوهای ARCH و VAR، نشان می‌دهد که اثرات منفی نوسانات نرخ ارز تا سه سال بر روی سرمایه‌گذاری خارجی باقی می‌ماند. همچنین اولین بخشی که به تکانه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی واکنش نشان می‌دهد، بخش خدمات است. اشتغال بخش صنعت به سرمایه‌گذاری خارجی با سه سال وقفه واکنش نشان می‌دهد و این اثر تا هشت سال پایدار می‌باشد اما سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سهم ناچیزی در اشتغال بخش کشاورزی دارد (نیکوکار، ۱۳۹۲: ۲۵۴).

اما می و ملکی اثر نوسانات نرخ ارز بر اشتغال در ایران را برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ بررسی کردند. در این راستا، ابتدا با بکارگیری الگوی گارج نوسانات نرخ ارز واقعی اندازه‌گیری شده و سپس، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، اثر نوسانات نرخ ارز واقعی بر اشتغال ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج این تحقیق حاکی از اثر منفی و معنی‌دار نوسانات نرخ ارز واقعی بر اشتغال می‌باشد. همچنین بر اساس سایر نتایج تحقیق، تولید ناخالص داخلی واقعی و موجودی سرمایه‌واقعی اثر مشبت و معنی‌دار بر اشتغال دارد (اما می و ملکی، ۱۳۹۳: ۹۵).

برونلو^۶ در مطالعه‌ای تحت عنوان نوسانات نرخ ارز واقعی و اشتغال صنعتی ژاپن، با استفاده از داده‌های سالانه و با رویکرد مدل تصحیح خطای VAR در دوره زمانی ۱۹۷۶-۱۹۷۳ به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز واقعی بر اشتغال در ژاپن و مقایسه آنها با اثرات مشابه برای ایالات متحده پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که نوسانات بالای نرخ ارز منجر به کاهش اشتغال می‌شود (برونلو، ۱۹۹۰: ۱۲۱).

گلدبرگ و همکاران^۷ در پژوهشی به بررسی رابطه نرخ‌های ارز و ناپایداری اشتغال در کشور آمریکا برای سال‌های ۱۹۷۷-۱۹۹۷ پرداخته و به این نتیجه رسیدند که نوسانات دلار و بالا رفتن آن ممکن است با ناپایداری اشتغال رابطه داشته باشد اما نه برای تمام صنایع یا تمام دوران‌ها. آنها با مطالعه روی مردان غیرنظمی در فاصله سنی ۱۸-۶۳ سال متوجه شدند که نشانه‌هایی وجود دارد که افزایش ناگهانی دلار، ناپایداری

3. Alexandre et al. (2011)

4. Demir (2010)

5. Feldmann (2011)

1. Brunello (1990)

2. Goldberg et al. (1999)

ارائه می کند که در آن واریانس پسماندها علاوه بر وقفه های مختلف خودشان تابعی از وقفه های مختلف واریانس پسماندها در دوره های قبل نیز می باشد. مدل GARCH در قالب فرآیند GARCH(p, q) به صورت زیر می باشد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (8)$$

به طوری که در معادله فوق h_t واریانس شرطی جمله ε_t می باشد. ساده ترین نوع مدل GARCH، به صورت فرآیند GARCH(1,1) می باشد که به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (9)$$

میانگین واریانس غیرشرطی به این صورت است:
 $E(\varepsilon_{t-1}^2) = \sigma_t^2 = \sigma^2 = h_t \quad (10)$

برای مدل (9) با شرایط زیر:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (11)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \quad (12)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, t \neq s \quad (13)$$

مدل کاملاً ایستا خواهد بود اگر و فقط اگر داشته باشیم:
 $1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j > 0 \quad (14)$

این حاصل جمع، مجموع ماندگاری 3 نامیده می شود (بارسلو، ۱۹۸۶: ۳۱۰-۳۰۹).

۴-۲- معرفی مدل استغال

به طور کلی سطح استغال در کشور با توجه به میزان عرضه و تقاضای نیروی کار در اقتصاد تعیین می شود. در شرایطی که عرضه نیروی کار به میزان کافی وجود دارد و نسبت به تقاضای نیروی کار بیشتر است، میزان استغال برابر با سطح تقاضای نیروی کار است. با توجه به نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن و طرح آمارگیری در سال های مختلف، همواره جمعیت فعل از جمیعت شاغل بیشتر بوده است، بنابراین در نظر گرفتن این فرض که تقاضای نیروی کار تعیین کننده سطح استغال است دور از انتظار نیست. بر این اساس برای تعیین عوامل مؤثر بر استغال باید به شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار پرداخت. نظریه های مطرح شده در ادبیات تقاضای نیروی کار را می توان به دو دسته عمده تقسیم کرد. دسته اول، نظریه های ایستای تقاضای نیروی کار هستند که در یک مقطع زمانی معین، وضعیت تقاضای نیروی کار از سوی کارفرمایان را

۴. روش تحقیق

۴-۱- معرفی مدل های ARCH و GARCH

برای محاسبه ناظمینانی متغیرهای سری زمانی از انواع مدل های خودگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی تعیین یافته استفاده می شود، که ساده ترین نوع آن مدل ARCH(p) می باشد و توسط انگل^۱ (۱۹۸۲) پیشنهاد شده است. انگل می گوید در صورت نقض فرض واریانس همسانی در رگرسیون کلاسیک می توان واریانس ناهمسان را تحت یک معادله برآش نمود. انگل استدلال می کند که واریانس جزء اخلال در رگرسیون کلاسیک تابعی است از وقفه های مختلف خود باقی ماندها در دوره های قبل (عباسی نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲: ۱۲۵). مدل ARCH انگل به صورت زیر می باشد (انگل، ۱۹۸۲: ۹۸۸-۹۸۹):

$$Y_t = \varepsilon_t h_t^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^2 \quad (2)$$

که واریانس ε_t برابر یک است. علامت اصلی انگل برای h_t می باشد که همان واریانس ناهمسان شرطی خودگرسیون است. شرطی بودن واریانس به این دلیل است که واریانس به مقادیر گذشته Y_t وابسته بوده و مشروط به این مقادیر می باشد. با اضافه کردن فرض نرمال بودن، Y_t را بهتر می توان با نماد Ψ توضیح داد که این تابع نشان دهنده اطلاعات در دسترس در زمان t است:

$$Y_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3)$$

تابع واریانس می تواند به شکل عمومی تر زیر بیان شود:
 $h_t = h(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}, \alpha) \quad (4)$

که p در اینجا مرتبه فرآیند ARCH است و α بردار پارامترهای ناشناخته است. مدل رگرسیون ARCH با این فرض به دست می آید که میانگین Y_t , $X_t \beta$ است و یک ترکیب خطی از وقفه های درون زا و برون زا در Ψ قرار می گیرند و β که یک بردار از پارامترهای ناشناخته است:

$$Y_t | \Psi_{t-1} \sim N(X_t \beta, h_t) \quad (5)$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha) \quad (6)$$

$$\varepsilon_t = Y_t - X_t \beta \quad (7)$$

بارسلو^۲ شکل عمومی تری از مدل های واریانس ناهمسان را

1. Engle (1982)

2. Bollerslev (1986)

هزینه عدم تعادل وجود دارد؟ پاسخ این پرسش را می‌توان در وجود هزینه‌های تعديل^۸ یافت.

ب- هزینه‌های تعديل: هزینه تعديل یا AC ، به عنوان تابعی از اختلاف بین سطح تقاضای واقعی نیروی کار در دوره جاری و سطح تقاضای واقعی نیروی کار در دوره قبل تعریف می‌گردد، یعنی:

$$AC = g(\ln(N_t) - \ln(N_{t-1})) \quad (17)$$

اگر بنگاه‌ها در طول زمان برای رسیدن به سطح مطلوب اشتغال، تصمیم به تعديل نیروی کار داشته باشند، باید هزینه‌های تعديل، از جمله هزینه‌های استخدام و اخراج نیروی کار را پیردازند. بنابراین بنگاه ممکن است هزینه عدم تعادل را به علت بالا بردن هزینه‌های تعديل پیذیرد. بر این اساس بنگاه‌ها در صدد حداقل کردن مجموع هزینه‌های عدم تعادل و تعديل هستند. تابع هزینه کل یک دوره‌ای TC ، که به دلایل اقتصادسنجی به صورت فرم درجه دوم در نظر گرفته می‌شود، به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$(18)$$

$$TC = \alpha_1(\ln(N_t^*) - \ln(N_t))^2 + \alpha_2(\ln(N_t) - \ln(N_{t-1}))^2$$

با حداقل کردن هزینه کل نسبت به سطح اشتغال، خواهیم داشت:

$$(19)$$

$$\ln(N_t) - \ln(N_{t-1}) = \lambda(\ln(N_t^*) - \ln(N_{t-1}))$$

که در آن λ ضریب تعديل نیروی کار می‌باشد ($\lambda = \frac{\alpha_2}{\alpha_1}$). ضریب تعديل بیان‌گر آن است که چند درصد فاصله بین سطح واقعی و مطلوب اشتغال در هر سال پر می‌شود. رابطه فوق به سازوکار تعديل جزئی (فرمول نرلاو) معروف است. بر اساس رابطه فوق می‌توان نوعی ارتباط بین تقاضای واقعی و مطلوب برای نیروی کار بقرار نمود. با ترکیب رابطه فوق و رابطه تقاضای مطلوب برای نیروی کار $\ln(N_t^*)$ ، می‌توان نوشت:

$$(20)$$

$$\ln(N_t) = [\lambda \ln(f(X_t)) + \lambda U_t] / [1 - (1-\lambda)L]$$

$$(21)$$

$\ln(N_t) = \lambda \ln(f(X_t)) + (1-\lambda)\ln(N_{t-1}) + \lambda U_t$ که در آن L عمل‌گر وقفه و $\lambda U_t = W_t$ جمله اختلال است. بنابراین ضریب تعديل نیروی کار، برابر یک منهای ضریب

بررسی می‌کنند، که سطح اشتغال با استفاده از حداکثرسازی تابع سود بنگاه‌ها یا حداقل‌سازی تابع هزینه تولید کننده تعیین می‌شود. دسته دوم، نظریه‌های پویای تقاضای نیروی کار هستند که تقاضای نیروی کار از سوی واحدهای تولیدی را طی چند دوره زمانی در نظر می‌گیرند (امینی و همکاران، ۱۳۸۶: ۵۰). در این پژوهش از نظریه‌های دسته دوم استفاده می‌شود. الگوی پویای تقاضای نیروی کار ابتدا در مطالعات برچلینگ^۱ (۱۹۶۵)، بال و سیر^۲ (۱۹۶۶)، برچلینگ و برین^۳ (۱۹۶۷)، اسمیت و ایرلند^۴ (۱۹۶۷) و به دنبال آن، تحلیل تئوریک الگوی پویای تقاضای نیروی کار به طور گسترده توسط نیکل^۵ (۱۹۸۶) ارائه گردید. ابتدا فرض کنید الگوی تقاضای نیروی کار به صورت زیر باشد:

$$\ln(N_t^*) = \ln(f(X_t)) + U_t \quad (15)$$

که در آن N^* سطح اشتغال مطلوب یا برنامه‌ریزی شده یا بلندمدت می‌باشد که به آن تقاضای مطلوب برای نیروی کار نیز می‌گویند، X_t بردار متغیرهای مستقل مورد نظر در تابع تقاضای نیروی کار و U_t جمله اختلال است. از آنجا که N^* مستقیماً قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیست، جهت تخمین‌های اقتصادسنجی و تعديل آن به مقادیر قابل اندازه‌گیری از فرمول نرلاو^۶ (۱۹۸۸) یا فرآیند تعديل جزئی استفاده می‌شود. در ارتباط با فرآیند تعديل جزئی دو نوع هزینه وجود دارد که عبارتند از:

الف- هزینه عدم تعادل^۷: هزینه عدم تعادل که با DC نشان

داده می‌شود، تابعی از تفاوت بین تقاضای مطلوب نیروی کار و

تقاضای واقعی نیروی کار می‌باشد:

$$DC = f(\ln(N_t^*) - \ln(N_t)) \quad (16)$$

یکی از هدف‌های بنگاه‌ها رسیدن به سطح مطلوب اشتغال می‌باشد. هر چه بنگاه‌ها از سطح مطلوب اشتغال دورتر شوند، هزینه عدم تعادل بیشتر می‌گردد و حداقل کردن شکاف بین سطح مطلوب و سطح واقعی اشتغال، باعث کاهش هزینه بنگاه‌ها می‌شود. اکنون پرسش اساسی این است که چرا بنگاه‌ها و واحدهای اقتصادی به طور سریع قادر به حرکت به سمت سطح مطلوب اشتغال نیستند و چه موانعی در حداقل نمودن

1. Brechling (1965)
2. Ball & Cyr (1966)
3. Brechling & Brien (1967)
4. Smyth & Ireland (1967)
5. Nickel (1986)
6. Nerlove (1988)
7. Disequilibrium Cost

خدمات یا N تابعی از AV ارزش افزوده بخش خدمات به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ به جای متغیر میزان تولید بخش خدمات، TK تشکیل سرمایه ثابت ناچالص بخش خدمات به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳، W حداقل دستمزد ماهانه تأمین اجتماعی به عنوان متغیر جانشین نرخ دستمزد نیروی کار، M واردات خدمات به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ و X صادرات خدمات به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشد و متغیر UR شاخص ناطمنی نرخ ارز واقعی، که روش به دست آوردن آن در بخش ۱-۵ توضیح داده خواهد شد، به این الگو اضافه می‌شود.

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به دستمزدها و هزینه استفاده از سرمایه در بخش خدمات موجود نیست، در شرایط رقابت کامل و بافرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، می‌توان به جای نسبت قیمت‌ها از نسبت سرمایه به نیروی کار در بخش خدمات یا $TKN = TK/N$ استفاده نمود، که شدت استفاده از سرمایه بوده و جانشینی یا مکملی بین TK و N را نشان می‌دهد (محمودزاده و اسدی، ۱۳۸۴: ۱۱۰) و از این متغیر به عنوان متغیر جانشین قیمت سرمایه استفاده می‌شود. در مدل اشتغال تمامی متغیرها به جز متغیر TKN به صورت لگاریتمی در نظر گرفته می‌شوند. تمامی متغیرهای مورد نیاز از مرکز تولید آمار نظیر بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و بانک جهانی، به صورت سالانه و طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱ جمع‌آوری شده‌اند. مبنای سال پایه برای سری‌های زمانی متغیرهای داخلی مورد استفاده سال ۱۳۸۳ شمسی و متغیرهای خارجی، سال ۲۰۰۵ میلادی می‌باشد.

۱-۵- برآورد شاخص ناطمنی نرخ ارز واقعی

۱-۱-۵- تعیین مدل نرخ ارز واقعی

متغیر نرخ ارز واقعی با REX نشان داده می‌شود که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$REX=EX(CPIU/CPII) \quad (24)$$

که در آن EX نرخ ارز (دلار آمریکا) در بازار غیررسمی ارز، $CPIU$ شاخص قیمت کالا و خدمات مصرف کننده با سال پایه ۲۰۰۵ در مناطق شهری آمریکا و $CPII$ شاخص قیمت کالا و خدمات مصرف کننده با سال پایه ۱۳۸۳ در مناطق شهری ایران می‌باشد.

برای بررسی ایستایی متغیر REX از آزمون ریشه واحد

اشغال باوقوفه در رابطه فوق است. در این روش فرض می‌کنیم تقاضای نیروی کار^d برابر با سطح اشتغال واقعی یا N می‌باشد. برای تعیین متغیرهای بردار X در رابطه ۲۱، از روش حداقل کردن هزینه بنگاه استفاده می‌کنیم. با فرض اینکه نیروی کار و سرمایه دو عامل اصلی تولید هستند، تابع هزینه Y کل بنگاه به صورت $C(Y, W, R)$ تعریف می‌شود که Y تولید، W نرخ دستمزد نیروی کار و R نرخ بهره یا هزینه اجاره هر واحد سرمایه می‌باشند. این تابع هزینه با هر یک از متغیرهای مستقل، رابطه مستقیم داشته و بر حسب قیمت‌های کار و سرمایه، همگن از درجه اول می‌باشد. با استفاده از لم شپارد^۱ و مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به قیمت نیروی کار، تابع تقاضای نیروی کار به دست می‌آید. که در آن تقاضای نیروی کار به سطح تولید و قیمت‌های عوامل بستگی دارد.

(۲۲)

$$N^d = \frac{\partial C(Y, W, R)}{\partial W} = N^d(Y, W, R)$$

بنابراین بردار X شامل سطح تولید و قیمت‌های عوامل تولید است. با ترکیب معادلات موجود در روابط ۲۱ و ۲۲، معادله قابل تخمین الگوی تقاضای نیروی کار به صورت زیر به دست می‌آید:

(۲۳)

$$\ln(N_t) = a_0 + a_1 \ln(N_{t-1}) + a_2 \ln(Y_t) + a_3 \ln(W_t) + a_4 \ln(R_t) + U_t$$

که در آن ضریب تعدیل برابر $a_1 = -1$ ، کشش تولیدی اشتغال a_2 ، کشش دستمزدی اشتغال a_3 و کشش تقاطعی تقاضای نیروی کار نسبت به قیمت سرمایه a_4 است (اشنفلتر و لیارد، ۱۹۸۶: ۵۲۲-۴۷۳).

بر اساس مطالعات تجربی انجام گرفته خارجی و داخلی مانند دمیر (۲۰۱۰)، برلنلو (۱۹۹۰)، فلدمان (۱۱۰۲) و مهربانی بشراًبادی و جاوادان (۱۳۹۱) و بر اساس هدف تحقیق، متغیر ناطمنی نرخ ارز واقعی به عنوان متغیر مستقل اصلی وارد مدل اشتغال شده است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق برای بررسی اثر ناطمنی نرخ ارز واقعی بر سهم اشتغال بخش خدمات از اشتغال کل، سهم اشتغال بخش

1. Schephard

2. Ashenfelter & Layard (1986)

جدول ۱. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی ARCH LM

Prob χ^2	Prob F	χ^2	آماره
.۰/۰۴۴	.۰/۰۴۵	۴/۰۵	۴/۳۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۱-۵- تعیین مدل ARCH و GARCH برای نرخ ارز واقعی

پس از نشان دادن اینکه اثر آرج یا واریانس ناهمسان، در جملات اخلال مدل نرخ ارز واقعی وجود دارد و فروض دیگر کلاسیک برقرار هستند، برای حل مشکل واریانس ناهمسانی و محاسبه ناظمینانی نرخ ارز واقعی، مدل نرخ ارز واقعی که به صورت (۱,۱) ARMA(1,1) برآورد شده بود را به روش ARCH و GARCH تخمین می‌زنیم، از بین مدل‌های مختلف، با توجه به معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان-کوئین، مدل ARCH(1) که مقادیر معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان-کوئین آن از همه کمتر است انتخاب می‌شود. بنابراین مدل ARMA(1,1) نهایی برای نرخ ارز واقعی به صورت / (۱,۱) ARCH(1) می‌باشد. نتایج مربوط به برآذش مدل و برآورد ضرایب در جدول ۲ آمده است. t_{-1}^2 توان دوم خطای یک دوره قبل، C عرض از مبدأ و متغیر وابسته REX، نرخ ارز واقعی می‌باشد.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل (۱,۱) ARCH برای نرخ ارز واقعی

قسمت واریانس		قسمت میانگین				
شرطی		MA(1)	AR(1)	C	متغیر	
ϵ_{t-1}^2	C					
.۰/۵۷۴	۱۱۶۰۶۸۳	.۰/۶۰۸	.۰/۸۲۶	۱۵۱۲/۱۵۳	ضریب	
.۰/۴۴۴	۶۵۱۷۴۷	.۰/۱۴۷	.۰/۰۸۳	۱۱۷۳/۲۱۵	انحراف	
۱/۲۹۱	۱/۷۸	۴/۱۲۸	۹/۹۷	۱/۲۸۸	معیار	
$R^2 = .۰/۸۵۸$		D-W = ۲/۱۴	n = ۳۸	F = ۵۷/۱۱	آماره	

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۱-۵- بررسی دوباره آزمون واریانس ناهمسانی ARCH LM

با انجام دوباره آزمون واریانس ناهمسانی ARCH LM، بر

دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ استفاده می‌کنیم که نشان می‌دهد که متغیر REX ایستا نمی‌باشد اما تفاضل مرتبه اول آن ایستاست. از آنجایی که در مدل‌های ARCH و GARCH باید از متغیرهای ایستا یا (۰) I استفاده کرد، جهت بررسی اعتبار آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، از آزمون ریشه واحد پرون^۲ به هنگام وجود شکست ساختاری استفاده می‌کنیم که نشان می‌دهد متغیر نرخ ارز واقعی دچار شکست ساختاری در عرض از مبدأ شده است، یعنی سری زمانی آن دارای ریشه واحد نمی‌باشد و ایستا است.

مدل نرخ ارز واقعی به فرم مدل‌های ARMA(p, q) و به روش باکس- جنکینز نوشته می‌شود. نتایج مربوط به برآذش مدل و برآورد ضرایب در زیر آمده است:

$$\begin{aligned} \text{REX} &= ۱۷۸۱/۶ + .۰/۴۹۶\text{MA}(1) \\ t &\quad (1/۷۳) \quad (۹/۶۷) \quad (۳/۱۵) \\ \bar{R}^2 &= .۰/۸۷۳ \quad D-W = ۲/۰۹ \quad n = ۳۸ \\ F &= ۱۲۸/۶ \quad (۱۳۵۳-۱۳۹۱) \end{aligned} \quad (۲۵)$$

برآورد مدل نرخ ارز واقعی نشان می‌دهد تمام ضرایب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دارند به جز ضریب عرض از مبدأ که در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی دار است. آماره F و \bar{R}^2 هم حاکی از قدرت توضیح دهنده بالای مدل می‌باشند. n تعداد نمونه می‌باشد.

۲-۱-۵- بررسی نقض فرض کلاسیک برای مدل نرخ ارز واقعی

با انجام آزمون‌های بروش- گادری و جارک- برا، مشخص شد جملات اخلال در مدل نرخ ارز واقعی، دارای عدم خوددهبستگی بوده و نرمال هستند.

۱-۲-۱-۵- آزمون واریانس ناهمسانی ARCH LM

نتایج این آزمون که در جدول ۱ آمده است نشان می‌دهد پسماندهای مدل نرخ ارز واقعی دارای واریانس ناهمسان هستند. بنابراین برای داشتن واریانس همسان در مدل نرخ ارز واقعی باید از روش ARCH و GARCH استفاده کنیم.

1. Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)

2. Perron

۲-۲-۵- برآورد الگوی پویا برای اشتغال بخش خدمات

مدل اشتغال در بخش خدمات ایران را به صورت مدل لگاریتمی با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱ در نظر می‌گیریم و با توجه به آزمون ایستایی متغیرها و $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرهای مدل، با استفاده از نرم افزار Microfit به روش ARDL تخمین می‌زنیم. تعداد وقفه‌های بهینه هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده نیز با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه توسط ضابطه شوارتز-بیزین محاسبه می‌شود و حداقل وقفه برای متغیرها یک می‌باشد. نتیجه تخمین مدل پویای ARDL(1,1,0,0,0,1,0,0) در جدول شماره ۵ آمده است (متغیر وابسته LN می‌باشد):

طبق برآورد ارتباط سطح اشتغال دوره جاری با اشتغال دوره گذشته $0/8$ است، یعنی سطح اشتغال تا حدود زیادی به سطح اشتغال دوره قبل وابسته است. λ یا ضریب تغییراتی کار، در این مدل برابر $0/2 = 0/8 = 1 - \lambda$ است، یعنی در هر سال تقریباً ۲۰ درصد شکاف بین سطح مطلوب و واقعی اشتغال پر می‌شود.

جدول ۵. برآورد الگوی پویای اشتغال بخش خدمات

نام متغیر	ضریب	آماره t
LN(-1)	-0/804	15/024
LAV	-0/193	-2/192
LAV(-1)	0/17	2/133
LW	0/002	0/204
TKN	-0/197	-1/793
LTK	0/172	2/854
LX	0/002	0/387
LX(-1)	-0/0157	-1/721
LM	0/0195	2/217
LUR	0/0172	2/622
C	-1/328	-1/187

$$\bar{R}^2 = 0/979 \quad F = 169/78 \quad n = 37 \quad DW = 0/89$$

مأخذ: محاسبات تحقیق

با افزایش ۱۰ درصد در ارزش افزوده دوره جاری بخش خدمات، تقاضا برای نیروی کار یا اشتغال $1/9$ درصد کاهش می‌یابد که نشانگر سرمایه بر شدن بخش خدمات است. اما افزایش ارزش افزوده دوره قبل باعث افزایش اشتغال در دوره جاری می‌شود. دلیل منفی شدن ضریب ارزش افزوده چنین توضیح داده می‌شود:

روی مدل $ARMA(1,1) / ARCH(1,1)$ که نتایج آن در جدول ۳ آمده است، مشخص است که مدل نهایی نرخ ارز واقعی دارای واریانس همسان می‌باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس ARCH LM

آماره F	χ^2	آماره F	Prob χ^2
0/14	1/015	0/9	0/9

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۱-۵- تشکیل سری زمانی ناظمینانی نرخ ارز واقعی

بعد از تخمین مدل نرخ ارز واقعی به صورت $ARMA(1,1) / ARCH(1)$ ، سری واریانس جملات اخلال مدل ARMA می‌سازیم که از آن به عنوان سری زمانی شاخص ناظمینانی نرخ ارز واقعی، در مدل اشتغال بخش خدمات ایران استفاده می‌کنیم.

۵-۲-۵- معرفی الگو و برآورد مدل اشتغال بخش خدمات ایران

۵-۲-۱- آزمون ریشه واحد

به منظور آزمون ایستایی متغیرهای مدل اشتغال، برای متغیرهای لگاریتمی (L) نماد لگاریتم است. از آزمون دیکی-فولر پیشرفت^۱ و متغیرهای غیرلگاریتمی از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. آزمون ایستایی متغیرها

نام متغیر	آزمون ریشه واحد دیکی-فولر پیشرفت
LN	I(1)
LAV	I(1)
LW	I(1)
LTK	I(1)
LX	I(1)
LM	I(0)
LUR	I(0)
TKN	I(1)

نام متغیر آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Dickey- Fuller GLS (ERS)

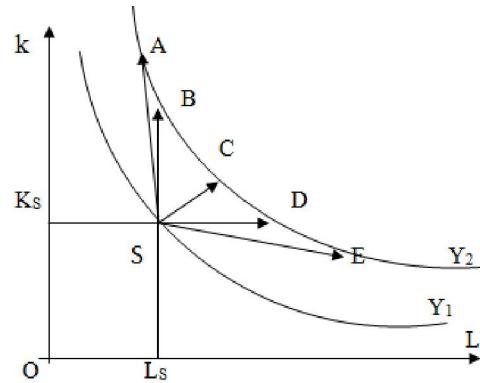
افزایش می‌یابد به نوعی نشان دهنده راهبرد سوم است. در راهبرد اول، تشخیص اینکه بنگاه از نقطه S به A حرکت کرده است یا به E، با بررسی رابطه ارزش افزوده یا تولید بنگاه با هر یک از دو نهاده روش خواهد شد. بدین صورت که اگر تولید به طور معکوس عامل سرمایه و به طور مثبت عامل نیروی کار را تحت تأثیر قرار دهد، حرکت از S به E صورت گرفته، یعنی فرآیند کاربر را انتخاب کرده است و اگر متغیر تولید به طور منفی عامل کار و به طور مثبت عامل سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد، حرکت از S به A صورت گرفته است، یعنی فرآیند سرمایه‌بر را انتخاب کرده است. اگر بنگاه در فرآیند گسترش مقیاس تولید از راهبرد گسترش هر دو نهاده استفاده نماید، انتظار بر این است که بین دو نهاده و تولید ارتباط مثبت وجود داشته باشد (محمودزاده و اسدی، ۱۳۸۴: ۱۰۰-۹۸).

با افزایش یک واحد سرمایه سرانه در این دوره، اشتغال در بخش خدمات تقریباً ۰/۰۰ درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر منفی شدن این ضریب نشان دهنده جانشین بودن نیروی کار و سرمایه در این دوره است. از آنجا که در برآورد مدل اشتغال، ضریب ارزش افزوده دوره جاری منفی است، نشان می‌دهد با افزایش تولید و با ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط، سرمایه جانشین نیروی کار در بخش خدمات شده است.

ضریب حداقل دستمزد تأمین اجتماعی برای نیروی کار بخش خدمات معنی دار نیست اما مثبت شدن رابطه دستمزد با اشتغال را می‌توان بر اساس منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت توضیح داد. منحنی فیلیپس رابطه معکوس بین نرخ افزایش دستمزدهای پولی و بیکاری را نشان می‌دهد، بنابراین وقتی نرخ دستمزدهای پولی افزایش پیدا می‌کند بیکاری کاهش می‌یابد (برانسون، ۱۳۷۶: ۶۱۶)، به عبارت دیگر با افزایش نرخ دستمزدهای پولی، اشتغال افزایش پیدا می‌کند. یک علت دیگر برای مثبت شدن رابطه دستمزد نیروی کار با اشتغال را می‌توان این طور بیان کرد که بخش خدمات، ترکیبی از دو بخش خصوصی و دولتی است. تصمیمات اقتصادی در بخش دولتی ممکن است صرفاً بر اساس حداکثرسازی سود اقتصادی نباشد و به دلیل در نظر گرفتن برخی ملاحظات اجتماعی، در زمان افزایش بیکاری کل در جامعه، از طریق جذب نیروی کار در بخش‌های دولتی به افزایش اشتغال کمک کند و در نتیجه خیلی نسبت به افزایش دستمزدها حساس نباشد.

با افزایش ۱۰ درصد سرمایه ثابت ناخالص در بخش

بنگاه‌های اقتصادی در طول مدت فعالیتشان با توجه به شرایط موجود، نسبت‌های متفاوتی از نهاده‌های نیروی کار (L) و سرمایه (K)، را در دوره‌های مختلف به خدمت می‌گیرند. بنابراین در اینجا فرض می‌شود که توابع تولید بنگاه‌ها از نظر انعطاف‌پذیری به کارگیری نهاده‌ها از نوع توابع انعطاف‌پذیر است. در چنین حالتی مسیر توسعه بنگاه دیگر یک خط مستقیم نیست و می‌تواند احنا و شکستگی‌هایی داشته باشد. نمودار ۲ می‌تواند یک الگوی عمومی از مسیر توسعه بنگاه به شمار آید.



نمودار ۲. انواع مسیر توسعه بنگاه

مأخذ: (محمودزاده و اسدی، ۱۳۸۴: ۹۹)

برای اینکه حالات مختلف مترقب بر این مسیر توسعه را به دقت تحلیل کنیم، دو مقیاس تولید را در نظر می‌گیریم و راه‌های مختلف حرکت از مقیاس اولیه تولید به مقیاس بعدی را بررسی می‌کنیم. سطح اولیه تولید بنگاه را بر روی منحنی هم‌مقداری Y₁ و در نقطه S که با میزان نهاده‌های L_S و K_S دست یافتنی است در نظر می‌گیریم. حال بنگاه برای گسترش مقیاس تولید از Y₁ به Y₂ با پنج حالت ممکن در مورد شیوه به کارگیری نهاده‌ها مواجه است که در قالب سه راهبرد کلی قابل بحث است:

- ۱- راهبرد جانشینی یکی از نهاده‌ها به جای نهاده دیگر
- ۲- راهبرد ثبات یک نهاده و افزایش نهاده دیگر
- ۳- راهبرد گسترش هر دو نهاده

دو حالت حرکت از S به A که طی آن سرمایه جانشین نیروی کار می‌شود و حرکت از S به E که عامل نیروی کار جانشین سرمایه می‌شود، بیان گر راهبرد جانشینی است. تغییر مکان از S به B و D که طی آن یکی از نهاده‌ها ثابت و دیگری افزایش می‌یابد به نوعی نشان دهنده راهبرد دوم است. سرانجام حرکت از نقطه S به C که در نتیجه آن هر دو نهاده

از آنجایی که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بزرگی، دولادو و مستر^۱، در سطح اطمینان ۹۵ درصد با وجود یک وقفه از متغیر وابسته و تعداد نمونه حداکثر ۵۰ برابر ۳/۲۸ است، فرضیه صفر رد می‌شود. این بدین معنی است که یک رابطه تعادلی بلنندمتد بین متغیرهای الگو وجود دارد. نتایج برآورد بلنندمتد الگو در جدول ۷ آمده است:

جدول ۷. برآورد الگوی بلنندمتد اشتغال بخش خدمات

آماره t	ضریب	نام متغیر
-۰/۳۵	-۰/۱۱۸	LAV
۰/۲۰۸	۰/۰۱۱	LW
-۱/۷۹	-۰/۱	TKN
۲/۵۷	۰/۸۸	LTK
-۱/۸۸	-۰/۰۶۶	LX
۲/۰۷	۰/۱	LM
۲/۲۴	۰/۰۸۸	LUR
-۱/۰۹	-۶/۷۹۵۲	C

مأخذ: محاسبات تحقیق

در بین تمام متغیرها تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (LTK) دارای اثر بیشینه و مستقیم بر روی اشتغال بخش خدمات می‌باشد.

متغیر ارزش افزوده بخش خدمات (LAV) اثر منفی و غیرمعنی‌دار بر روی اشتغال بخش خدمات دارد. متغیر دستمزد نیروی کار هم مثبت و غیرمعنی‌دار است.

ضریب سرمایه سرانه نشان می‌دهد رابطه جانشینی بین سرمایه و نیروی کار در بخش خدمات در بلنندمتد هم وجود دارد. علامت ضرایب صادرات و واردات خدمات، دستمزد نیروی کار و ناظمینانی نرخ ارز واقعی در بلنندمتد مشابه مدل کوتاه‌مدت است.

ضریب متغیر ناظمینانی نرخ ارز واقعی (LUR) برابر ۰/۰۸۸ و هنوز هم علامت آن مثبت است یعنی در بلنندمتد با ۱۰ درصد افزایش ناظمینانی نرخ ارز واقعی، اشتغال تقریباً ۰/۹ درصد افزایش می‌باشد.

۴-۲-۵- برآورد الگوی تصحیح خطابه اشتغال بخش خدمات

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطاب که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلنندمتد ارتباط می‌دهد، در جدول

خدمات، اشتغال در این بخش تقریباً ۱/۷ درصد افزایش می‌باشد. به عبارتی دیگر با افزایش سرمایه‌های ثابت، برای افزایش درآمد، نیاز به استخدام نیروی کار برای استفاده از سرمایه‌ها می‌باشد.

الصادرات خدمات با یک وقفه زمانی، باعث کاهش اشتغال و واردات خدمات باعث افزایش اشتغال در کل بخش خدمات می‌شود.

هدف این تحقیق به دست آوردن ضریب متغیر ناظمینانی نرخ ارز واقعی بود که برابر با ۰/۰۱۷ و با علامت مثبت برآورد شده است. یعنی با ۱۰ درصد افزایش ناظمینانی نرخ ارز واقعی، اشتغال هم تقریباً ۱/۷ درصد افزایش می‌باشد. بنابراین فرضیه تحقیق یعنی وجود اثر مثبت ناظمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال در بخش خدمات ایران، تأیید می‌شود.

به منظور اطمینان حاصل کردن از کارایی برآورد معادلات، آزمون‌های مربوط به فروض استاندارد کلاسیک در جدول ۶ بیان شده است. با توجه به اینکه مقادیر احتمال تمام آزمون‌ها (مقادیر داخل پرانتز) بالاتر از عدد ۰/۰۵ است، نشان می‌دهد که الگوی مورد بررسی هیچ‌گونه مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک ندارد به این معنی که خودهمبستگی بین اجزای اخلال وجود نداشته، فرم تبعی مدل به خوبی تصریح شده است، توزیع اجزای اخلال نرمال بوده و مشکل واریانس ناهمسانی نیز وجود ندارد.

جدول ۶. نتایج آزمون تشخیصی مدل

آزمون‌های آماری	ضریب LM	ضریب لاگرانژ	آماره F
عدم خودهمبستگی	۰/۷۳ (۰/۳۹۱)	۰/۵۰۷ (۰/۴۸۳)	
تصریح درست شکل تابعی مدل	۰/۹۹ (۰/۳۱۹)	۰/۰۶۹ (۰/۴۱۴)	
نرمال بودن جملات اخلال	۱/۹۶ (۰/۳۷۵)	-	
عدم واریانس ناهمسانی	۰/۷۳ (۰/۳۹۱)	۰/۰۷۹ (۰/۴۰۵)	

مأخذ: محاسبات تحقیق

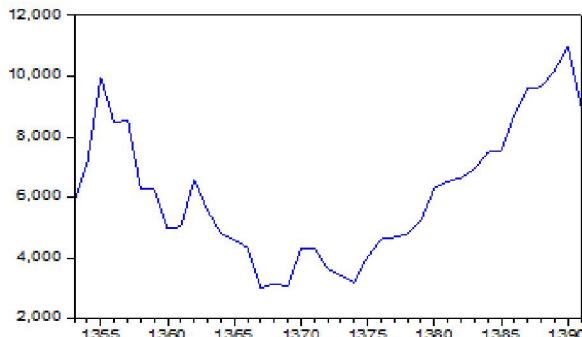
۴-۳-۵- برآورد الگوی بلنندمتد اشتغال بخش خدمات

ابتدا به آزمون وجود رابطه بلنندمتد می‌پردازیم. آماره t آزمون برابر است با مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه مربوط به متغیر وابسته، منهای یک، تقسیم بر مجموع انحراف معیارهایشان، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{0.80457 - 1}{0.053551} = -3.64 \quad (۲۶)$$

این دو بخش، جذب بخش خدمات می‌شوند، بنابراین اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی باعث افزایش سهم اشتغال بخش خدمات شده است.

۲- در مدل پویا و در دوره جاری علامت منفی ضریب سرمایه سرانه نشان‌دهنده وجود رابطه جانشینی بین نیروی کار و سرمایه بخش خدمات است. از آنجایی که ضریب ارزش افزوده بخش خدمات منفی شده، می‌توان نتیجه گرفت در هر دوره با افزایش تولید، سرمایه جانشین نیروی کار شده است. همچنین در بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز این رابطه جانشین وجود دارد که این نتیجه، خلاف نتیجه تحقیق امینی می‌باشد. نتیجه تحقیق حاضر از لحاظ تجربی قابل تأیید است، با توجه به نمودار ۳ روند تغییرات سرمایه سرانه در طول زمان می‌دهد از سال ۱۳۶۹ به بعد سرمایه سرانه بخش خدمات روندی تقریباً صعودی داشته است.



۳- ضرایب صادرات خدمات با یک وقفه زمانی در مدل پویا و صادرات خدمات در بلندمدت، منفی و واردات خدمات، در هر دو مدل، مثبت برآورد شده است. یک علت آن این می‌تواند باشد که خدمات صادراتی بیشتر سرمایه‌بر و خدمات وارداتی بیشتر کاربر بوده است. به عبارت دیگر افزایش صادرات خدمات از طرفی باعث افزایش رشد و از طرفی دیگر باعث کاهش اشتغال در بخش خدمات می‌شود و افزایش واردات خدمات باعث کاهش رشد و افزایش اشتغال در بخش خدمات می‌شود. این مسئله از این جهت اهمیت پیدا می‌کند که رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر و اشتغال کامل، دو هدف اصلی در اقتصاد کلان هستند که در تجارت خارجی بخش خدمات، در جهت خلاف هم حرکت می‌کنند.

۸ آمده است:

جدول ۸. برآورد الگوی تصحیح خطای اشتغال بخش خدمات

نام متغیر	ضریب	آماره t
dLAV	-۰/۱۹۳	-۲/۱۹
dLW	۰/۰۰۲	۰/۲
dTKN	-۰/۱۹۷	-۱/۷۹
dLTK	۰/۱۷۲	۲/۸۵
dLX	۰/۰۰۲	۰/۳۸
dLM	۰/۰۱۹	۲/۲۱
dLUR	۰/۰۱۷	۲/۶۲
dC	-۱/۳۲	-۱/۱۸
ecm(-1)	-۰/۱۹	-۳/۶۴

$$\bar{R}^2 = 0.554 \quad D-W = 1.22 \quad n = 37 \quad F = 6.85$$

مأخذ: محاسبات تحقیق

ضریب جزء تصحیح خط منفی و برابر -۰/۱۹- به دست آمده که به این معنی است که تعديل نوسانات کوتاه‌مدت توسط خود سیستم به سمت تعادل بلندمدت چندان مناسب صورت نمی‌گیرد و در هر دوره در حدود ۱۹ درصد از عدم تعادل‌های به وجود آمده، تعديل می‌شود. بنابراین می‌توان گفت تعديل به سمت تعادل تقریباً به کندی صورت می‌گیرد.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

با برآورد اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر سهم اشتغال بخش خدمات در کوتاه‌مدت، بلندمدت و مدل تصحیح خط، می‌توان به نتایج کلی زیر رسید:

۱- دستاورد علمی این تحقیق این است که، ضریب متغیر ناطمینانی نرخ ارز واقعی در مدل‌های پویا، بلندمدت و کوتاه‌مدت، با علامت مثبت برآورد شده است. اگر چه اندازه ضریب آن بزرگ نیست اما علامت آن خلاف تحقیقات مشابهی بود که در بخش‌های دیگر اقتصادی انجام شده بود. در تحقیقی که توسط مهرابی بشرآبادی و جاوادان، صورت گرفته اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال بخش کشاورزی منفی برآورد شده و در تحقیق دیگری که دانش جعفری و همکاران انجام داده‌اند، نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر اشتغال بخش صنعت دارد. اگر اقتصاد شامل سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات باشد، با وجود اثر منفی ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر دو بخش صنعت و کشاورزی، نیروی کار جدا شده از

زیربخش‌های بخش خدمات ممکن است به همین شکل نباشند، توصیه می‌شود ابتدا برای تمام زیربخش‌های بخش خدمات، مدل اشتغال به صورت جداگانه برآورد شود و بعد از آن برای زیربخش‌هایی که علامت ضریب صادرات و وارداتشان همانند تحقیق حاضر است، درباره اینکه به کدام یک از دو هدف ایجاد اشتغال بیشتر یا داشتن رشد اقتصادی بیشتر، اهمیت بدهند، تصمیم‌گیری شود.

۳- بخش خصوصی شامل قسمت بزرگی از بخش خدمات می‌شود. می‌توان با اصلاح موانع قانونی، مخصوصاً قوانین مربوط به فضای کسب و کار، مشکلاتی که مانع رشد بیشتر بخش خصوصی و در نتیجه رشد بیشتر بخش خدمات و افزایش اشتغال کشور می‌شود را کاهش داد.

۴- به دلیل سرمایه‌بر بودن اغلب فعالیت‌های بخش خدمات، معمولاً برای شروع یک فعالیت نیاز به سرمایه زیادی است. با ایجاد تسهیلات مناسب بانکی، می‌توان هم باعث افزایش رشد اقتصادی و هم افزایش اشتغال در بخش خدمات شد.

۶-۱- پیشنهادات

بر اساس نتایج این تحقیق و شواهد موجود می‌توان پیشنهادات زیر را به مجموعه دولت، بانک مرکزی ایران و مسئولین قانون‌گذاری کشور، ارائه کرد:

۱- برآورد مثبت ضریب متغیر ناظمینانی نرخ ارز واقعی، در مدل اشتغال، اگر چه در ظاهر نتیجه خوبی است اما در واقع پنهان‌کننده ضعفی است که در اشتغال دیگر بخش‌های اقتصادی در نتیجه وجود ناظمینانی در نرخ ارز واقعی به وجود آمده است، به عبارتی دیگر این افزایش اشتغال در نتیجه رشد طبیعی بخش خدمات نبوده است. این مسئله نشان دهنده لزوم توجه بیشتر مسئولین اقتصادی کشور، جهت کنترل نوسانات نرخ ارز و ثبات آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

۲- افزایش صادرات از طرفی باعث افزایش رشد اقتصادی و از طرفی دیگر باعث کاهش اشتغال در بخش خدمات می‌شود و افزایش واردات خدمات باعث کاهش رشد و افزایش اشتغال در بخش خدمات می‌شود. از آنجایی که این علامت‌ها برای ضرایب صادرات و واردات خدمات در تمام

منابع

- کلان". ترجمه عباس شاکری. چاپ چهاردهم، تهران: انتشارات نشر نی.
- دانش جعفری، داود؛ سردار شهرکی، علی؛ اثنی عشری، هاجر و حاتمی، یحیی (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر چالش‌ها و چشم‌اندازهای اشتغال بخش صنعت". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره ۱، شماره ۱، ۹۳-۱۰۴.
- زمانیان، غلامرضا و پهزاده امین، مهدی (۱۳۹۳). "اثر ناظمینانی نرخ ارز بر تقاضای واردات ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ایران، شماره ۱۲، ۱۴۸-۱۲۹.
- عباسیان، عزت‌الله؛ مرادپور اولادی، مهدی و هاشم بیگی، حجت‌الله (۱۳۸۵). "بررسی اثر عدم اطمینان مالیات‌ها بر اشتغال بخش‌های عمده اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۳". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۵، ۱۹۶-۱۷۱.
- عباسی‌نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). "اقتصادستنجی کاربردی با نرم‌افزارهای Eviews و Microfit". تهران: نشر نور علم.
- قویدل، صالح و عزیزی، خسرو (۱۳۸۷). "شناسایی عوامل مؤثر بر سهم اشتغال در بخش خدمات و زیربخش‌های آن (مورد

امامی، کریم و ملکی، الهه (۱۳۹۳). "بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر اشتغال در ایران". *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۹۵-۱۱۲.

امینی، علیرضا (۱۳۸۰). "برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۵". *محله برنامه و بودجه*، شماره ۵۱، ۶۵-۳۵.

امینی، علیرضا (۱۳۸۱). "تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار در بخش‌های اقتصادی و پیش‌بینی اشتغال در برنامه سوم توسعه". *محله برنامه و بودجه*، شماره ۷۴، ۸۶-۵۳.

امینی، علیرضا؛ نساط، حاجی محمد و اصلاحچی، محمدرضا (۱۳۸۶). "بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به تکیک بخش‌های اقتصادی ایران (۱۳۳۵-۱۳۸۵)". *محله برنامه و بودجه*، شماره ۱۰۲، ۹۷-۴۷.

بانوئی، علی اصغر؛ مومنی، فرشاد و آزاد، سید ایمان (۱۳۸۷). "بررسی کمی جایگاه بخش خدمات و زیربخش‌های آن در اقتصاد ایران". *محله جامعه و اقتصاد*، شماره ۱۵ و ۸۸، ۱۶-۱۵.

برانسون، ویلیام اج (۱۳۷۶). "تئوری و سیاست‌های اقتصاد

- فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۳، ۱۱۸-۹۵. مطالعه ایران)." پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۹۳-۱۱۶، ۲۸ کازرونی، علیرضا و رستمی، نسرین (۱۳۸۶). "اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱)." مجله پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲۵، ۱۹۶-۱۷۶. ۱۷۷
- مرادپور اولادی، مهدی؛ ابراهیمی، محسن و عباسیون، حمید (۱۳۸۷). "بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی." فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۵، ۱۷۶-۱۵۹. ۱۷۸
- مهرابی بشرآبادی، حسین و جاوادان، ابراهیم (۱۳۹۱). "تأثیر ناطمنانی نرخ واقعی ارز در اشتغال بخش کشاورزی ایران." مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۷، ۵۷-۸۰.
- نیکوکار، افسانه (۱۳۹۲). "بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اثرات متقابل آن در اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی." اولین همایش توسعه پایدار با رویکرد بهبود محیط کسب و کار، مشهد، اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی خراسان رضوی، ۲۷۰-۲۵۴. ۱۷۹
- هادیان، ابراهیم و خورسندی، مرتضی (۱۳۸۷). "شناسایی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در ایران." فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۵، ۵۰-۳۱.
- Alexandre, F., Baçao, P., Cerejeira, J. & Portela, M. (2011). "Employment and Exchange Rates: The Role of Openness and Technology". *IZA Discussion Paper*, No. 4191, 969-984.
- Ashenfelter, O. & Layard, R. (1986). "Handbook of Labor Economics". New York: North-Holland.
- Ball, R. J. & Cyr, E. B. A. S. (1966). "Short Term Employment Functions in British, Manufacturing Industry". *Review of Economic Studies*, 33(3), 179-207.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Brechling, F. P. R. (1965). "The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries". *Review of Economic Studies*, 35(3), 187-216.
- Brechling, F. P. R. & Brien, P. O. (1967). "Short-Run Employment Functions in Manufacturing Industries: An International Comparison". *Review of Economic Studies*, 99, 277-287.
- Brunello, G. (1990). "Real Exchange Rate Variability and Japanese Industrial Employment". *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 121-138.
- Demir, F. (2010). "Exchange Rate Volatility and Employment Growth in Developing Countries: Evidence from Turkey". *World Development*, 38(8), 1127-1140.
- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- Feldmann, H. (2011). "The Unemployment Effect of Exchange Rate Volatility in Industrial Countries". *Bath Economics Research Working Papers*, No. 1/11, 1-14.
- Goldberg, L., Tracy, J. & Aaronson, S. (1999). "Exchange Rates and Employment Instability: Evidence from Matched CPS Data". *Topics in Labor Economics*, 89(2),

- 204-210.
- Nickel, S. J. (1986). "Dynamic Models of Labor Demand". in Ashenfelter and Layard, *Handbook of Labor Economics*.
- Smyth, D. J. & Ireland, N. J. (1967). "Short-Run Employment Function in Australian Manufacturing". *The Review of Economics and Statistics*, 49, 537-544.