مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / دوره‌ی ۴۸، شماره‌ی ۲، سال ۹۲ / صفحات ۱۳۰-۱۱۱

بررسی تأثیر مهاجرت بین‌المللی بر سطح اشتغال و دستمزد: مورد مطالعه اقتصاد ایران

سعید عیسی‌زاده [۱]

دانشگاه بو علی سینا، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اجتماعی **saeed_isazadeh@yahoo.com**

جهانبخش مهرانفر [۲]

دانشگاه بو علی سینا، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اجتماعی **j_mehran2000@yahoo.com**

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۱/۸/۲۳

چکیده

ایران یکی از مهم‌ترین کشورهای پذیرای مهاجران و پناهندگان افغانی است. آن دسته از مهاجران افغانی که وارد ایران شده‌اند، بیش‌تر مردان جوان در سن کار هستند که با هدف ورود به بازار کار به ایران مهاجرت کرده‌اند. مهاجران افغانی که اکثریت قابل توجه آن‌ها به صورت غیرقانونی و بدون داشتن مجوز رسمی وارد ایران شده‌اند، به طور عمده بی‌سواد و غیر ماهر بوده و در مشاغل ابتدایی هم‌چون کارگری ساده مشغول به کارند. در این مطالعه، با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی و علّیت گرنجری در قالب یک الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، رابطه‌ی علّی میان متغیرهای نرخ بیکاری، متوسط دستمزد حقیقی و تعداد مهاجران افغانی در ایران، طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، مهاجرت افاغنه علّیت گرنجر نرخ بیکاری می‌باشد ولی نرخ بیکاری علّیت گرنجر مهاجرت آن‌ها نیست. در بلندمدت یک رابطه‌ی علّیت دوطرفه میان نرخ بیکاری و تعداد مهاجران افغانی در ایران وجود دارد. از سوی دیگر، در بلندمدت رابطه‌ی علّیت از تعداد مهاجران افغانی به متوسط دستمزد حقیقی کشور وجود ندارد ولی این ارتباط در جهت عکس برقرار است. در حقیقت، حضور گسترده‌ی مهاجران افغانی در بازار کار، نرخ بیکاری ایران را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش داده، اما تأثیر معنی‌داری بر متوسط دستمزد حقیقی کشور نداشته است. هم‌چنین در بلندمدت، مهاجران افغانی بر عملکرد و شرایط بازار کار در ایران واکنش نشان می‌دهند.

طبقه‌بندی JEL: J6, F41, O11, O14, O24

کلید واژه: مهاجران افغانی، نرخ بیکاری، دستمزد حقیقی، علّیت گرنجر

۱- نویسنده مسئول، همدان، خیابان مهدیه، تلفکس: ۰۸۱۱۸۳۸۱۱۴۹

۲ - همدان، خیابان مهدیه، تلفن: ۰۹۱۴۹۹۴۲۴۱۶

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

کشور افغانستان سال‌ها عرصه‌ی رقابت قدرت‌های مختلف بوده و به دنبال دخالت‌های جهانی و تحت تأثیر اوضاع داخلی، شاهد مهاجرت گسترده‌ی مردم خود به خارج از کشور بوده است، اما وجود مرز مشترک طولانی و اشتراکات مذهبی، فرهنگی و زبانی بسیاری از مردم افغانستان با ایرانیان، سبب ورود تعداد زیادی از مهاجران افغانی به ایران شده است، به‌طوری‌که ایران بعد از پاکستان، دومین کشور پذیرای مهاجران و پناهندگان افغانی می‌باشد. هر چند مهاجرت افغان‌ها به ایران سابقه‌ای طولانی دارد، جریان‌های عمده‌ی این مهاجرت بعد از حمله‌ی شوروی اتفاق افتاده است. در ابتدا تصور می‌شد که دوران اقامت آن‌ها در ایران کوتاه باشد، ولی به دلیل استمرار نابسامانی‌های سیاسی و رکود و توقف رشد اقتصادی در کشور افغانستان، مهاجران افغانی در ایران ماندگار شدند. طبق اعلام سازمان ملل، تعداد مهاجران افغانی در بعضی سال‌ها به بیش از ۴,۴ میلیون نفر رسیده است. مهاجران افغانی بیش‌تر نیروی کار جوانی هستند که با هدف یافتن شغل وارد بازار کار ایران شده‌اند. این مهاجران به‌دلیل پایین بودن سطح تحصیلی و مهارتی‌شان بیش‌تر به کارگری و انجام مشاغل ساده مشغولند. کارفرمایان نیز به‌دلیل دستمزد پایین، سخت‌کوشی و حضور منظم‌تر این کارگران نسبت به کارگران ایرانی، آن‌ها را در اولویت استخدام قرار می‌دهند.

حضور گسترده‌ی مهاجران افغانی در بازار کار ایران دو سؤال مهم را ایجاد کرده است. سؤال اول این‌که آیا حضور مهاجران افغانی در ایران بر عملکرد و شرایط بازار کار تأثیرگذار بوده است؟ سؤال دوم این‌که آیا مهاجران افغانی به عملکرد و شرایط بازار کار ایران واکنش نشان می‌دهند؟ با هدف یافتن پاسخ به سؤالات فوق، در این مقاله به بررسی رابطه‌ی علّی میان متغیرهای نرخ بیکاری، متوسط دستمزد حقیقی و تعداد مهاجران افغانی در ایران می‌پردازیم. بدین منظور، ابتدا ارتباط میان این متغیرها از دیدگاه تئوریکی مورد بحث قرار گرفته و سپس مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه مرور می‌گردد. در بخش بعدی، پس از نگاهی گذرا به تاریخچه‌ی ورود مهاجران افغانی به ایران و وضعیت تحصیلی و شغلی آن‌ها، با استفاده از داده‌های سالانه‌ی ۱۳۸۵-۱۳۵۵ و انجام آزمون‌های هم‌جمعی و علّیت گرنجری در قالب یک الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و یک مدل تصحیح خطا (ECM)، به بررسی تجربی رابطه‌ی علّی میان متغیرهای مذکور و تجزیه و تحلیل نتایج به‌دست آمده پرداخته و در نهایت، خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- مبانی نظری

ورود مهاجران، عرضه‌ی نیروی کار را تغییر و بازار کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما در صورتی‌که ورود مهاجران و افزایش نیروی کار عللی غیر از افزایش تقاضا برای نیروی کار داشته باشد، افزایش بیکاری برون‌زا و در نتیجه کاهش دستمزدها را به دنبال خواهد داشت. البته بسته به شرایط اقتصادی کشور میزبان، قانونی یا غیرقانونی بودن مهاجران، سطوح مهارتی آن‌ها و هم‌چنین میزان انطباق‌شان با شرایط کشور میزبان، اثرات مهاجرت در بازار کار کشور مقصد متفاوت می‌باشد (Hanson 2002). اگر مهاجران در سطوح مهارتی مختلف جانشین خوبی برای بومیان باشند، در بازار کار با نیروی کار بومی رقابت می‌کنند و در نتیجه مشاغل را از آن‌ها ربوده و با افزایش عرضه‌ی نیروی کار سطح دستمزدها را کاهش می‌دهند. از سوی دیگر، در صورتی که مهاجران مکمل نیروی کار بومی باشند، اشتغال کل بومیان و هم‌چنین سطح دستمزدها، می‌تواند در اثر مهاجرت افزایش یابد (Borjas 2005). اما اگر مهاجران و بومیان در داخل گروه‌های مهارتی جانشین ناقص[1] باشند، در این‌صورت افزایش عرضه‌ی نیروی کار در اثر مهاجرت، ابتدا مهاجرانی را که از قبل در کشور میزبان اقامت دارند متأثر خواهد کرد. طبق مطالعات انجام گرفته، اثرات زیان‌آور ورود مهاجران جدید بر روی دستمزدهای مهاجران قبلی، به علت قدرت جانشینی بالای آن‌ها اساسی است (Dustman 2008).

البته بعضی از کشورها که هدفشان ثابت نگه داشتن دستمزدها می‌باشد، از طریق روش‌هایی هم‌چون تغییر در ترکیب محصول[2] و تغییر در تکنولوژی تولید[3] به تعدیل مهاجرت می‌پردازند. قابل ذکر است که مطالعات تجربی انجام شده به اهمیت تغییر در تکنولوژی تولید تأکید داشته و نشان داده‌اند که بیش از ۶۰ درصد نیروی کار اضافه شده به بازار کار از این طریق قابل جذب هستند (Lewis 2004, Slaughter 2002).

1- Imperfect substitute

۲- در این روش، صنایع کشور مقصد بیش‌تر به تولید کالاهایی می‌پردازند که در امر تولید این کالاها، واحدهای تولیدی به شدت از نیروی کاری استفاده می‌کنند که عرضه‌ی نسبی آن در اثر مهاجرت بالا رفته است. برای مطالعه بیش‌تر به Gaston، Nelson و Rybczynski مراجعه شود.

۳- در این روش، صنایع کشور مقصد به طور درون‌زا یک تکنولوژی تولیدی را انتخاب می‌کنند که تمرکز بیش‌تری در استفاده از نیروی کاری داشته باشد که عرضه‌ی نسبی آن در اثر مهاجرت بالا رفته است. به منظور مطالعه‌ی بیش‌تر به Lewis (2005)، Beaudry (2006) و Lewis, Doms (2006) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

اثرات ورود مهاجران بر بازار کار، در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز متفاوت می‌باشد. در کوتاه‌مدت، سرمایه‌ی فیزیکی ثابت و زمان مورد نیاز برای استفاده‌ی بهینه از نیروی انسانی برای مهاجران محدود است. اما در بلندمدت، فرض تحرک انواع مختلف سرمایه پذیرفته شده است؛ به‌طوری‌که سرمایه‌ی فیزیکی می‌تواند در صورت نیاز از بخشی به بخشی دیگری انتقال یابد. هم‌چنین در بلند مدت، برای مهاجران این امکان فراهم است که سرمایه‌ی انسانی خویش را از طریق بالا بردن سطح تحصیلات و کسب مهارت زبانی افزایش دهند (Greenwood, Dowell 1986 & Dustmann 2008). از سوی دیگر، وضعیت اقتصادی کشور میزبان بسیار تعیین کننده است. چنان‌چه کشور میزبان دوره‌ی رونق اقتصادی را تجربه کند، ورود مهاجران نه تنها جای نیروی کار بومی را تنگ نمی‌کند، بلکه برخی نیازها و کمبودهای مهارتی را هم بر طرف خواهد نمود و چنان‌چه اقتصاد این کشور با رکود مواجه باشد، با ورود مهاجران دستخوش مشکلاتی اساسی در بازار کار شده و اشتغال کارگران بومی تهدید خواهد شد. اقتصاددانان بر این باورند که اثرات مهاجرت در کشورهای با اشتغال کامل، متفاوت از اثرات آن در کشورهای با بیکاری ساختاری می‌باشد. در کشورهایی که با بیکاری ساختاری دست به گریبان هستند، یافتن شغل پاداشی است که به نیروی کار مهاجر تعلق می‌گیرد. (Borjas 2003)

۳- مروری بر مطالعات تجربی

ویترس و پوپ[1] (۱۹۸۵)، در مطالعه‌ی خود از آزمون علّیت گرنجر برای بررسی ارتباط میان مهاجران وارد شده به استرالیا و نرخ بیکاری این کشور در سال‌های ۱۹۸۲-۱۹۴۸ استفاده کرده‌اند؛ اما آن‌ها در پیدا کردن رابطه‌ی علّی از مهاجرت به بیکاری با شکست مواجه شدند. در سال ۱۹۹۴، مار و سیکلوس[2]، با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۶۲، مطالعه‌ای را با همین روش برای کانادا انجام داده‌اند. ایشان در مطالعه‌ی خود به این نتیجه رسیده‌اند که تا قبل از سال ۱۹۷۸، تغییر در سطح مهاجرت، نرخ بیکاری کانادا را تحت تأثیر قرار نداده است؛ اما بعد از سال ۱۹۷۸، مهاجران تأثیر معنی‌داری بر روی نرخ بیکاری کانادا داشته‌اند. در سال ۱۹۹۹، شان و همکاران[3] (۱۹۹۹) نیز از آزمون علّیت گرنجری استفاده کرده و کار مشابهی را برای استرالیا و نیوزلند انجام داده‌اند. این محققان، نتوانستند رابطه‌ی علّی از مهاجرت به

1- Withers and Pope
2- Marr and Siklos
3- Shan and et. al

Archive of SID

www.SID.ir

بیکاری را پیدا کنند، در حالی که مطالعه‌ی کونیا[1] (۲۰۰۰) بر اساس روش علّیت گرنجری نشان می‌دهد که در دوره‌ی ۱۹۹۸-۱۹۸۱، در کشور استرالیا یک رابطه‌ی علّیت گرنجری یک‌طرفه و منفی از تعداد مهاجران به نرخ بیکاری وجود داشته است.

گراس[2] (۲۰۰۲)، در مقاله‌ی خود، رابطه‌ی علّی میان متغیرهای مهاجرت، بیکاری، نرخ مشارکت و دستمزد حقیقی را مورد بررسی قرار داده است. وی با انجام آزمون هم‌جمعی به روش یوهانسون و جوسیلیوس، به رابطه‌ی بلندمدت متغیرها در بلندمدت پی برد و با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا نشان داده است که در بلندمدت رابطه‌ی علّیت یک‌طرفه میان مهاجرت و نرخ بیکاری وجود دارد. به‌طوری‌که مهاجران قانونی و غیرقانونی سبب افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شوند. در این مطالعه، محقق به‌وجود یک رابطه‌ی علّیت کوتاه‌مدت از مهاجرت به نرخ بیکاری و نرخ مشارکت دست می‌یابد، با این تفاوت که در کوتاه‌مدت، مهاجران نرخ بیکاری را کم‌تر از نرخ مشارکت افزایش می‌دهند.

اسدول ایسلام[3] (۲۰۰۳)، در پایان‌نامه‌ی خود، به بررسی رابطه‌ی علّی میان متغیرهای نرخ بیکاری، دستمزد حقیقی و مهاجرت در کشور کانادا پرداخته است. وی که کار خود را بر پایه‌ی روش گراس (۲۰۰۲) و با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۶۸ انجام داد، به این نتیجه رسیده است که در بلندمدت رابطه‌ای دوطرفه و منفی میان مهاجرت و بیکاری وجود دارد، ولی در کوتاه‌مدت رابطه‌ای بین این دو متغیر برقرار نمی‌باشد.

فریدون[4] (۲۰۰۴)، با هدف بررسی رابطه‌ی علّی میان متغیرهای تولید، مهاجرت و بیکاری در فنلاند، از آزمون هم‌جمعی یوهانسون و مکانیزم تصحیح خطا استفاده کرده است. وی که مطالعه‌ی خود را به سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۱ اختصاص داده، به این نتیجه رسیده است که یک رابطه‌ی علّیت از مهاجرت به تولید و نرخ بیکاری وجود دارد؛ ولی این ارتباط در جهت عکس برقرار نمی‌باشد. فریدون در سال ۲۰۰۵، کار مشابهی را برای نروژ انجام داده و به این نتیجه رسیده که مهاجرت، علّیت گرنجر تولید (GDP) است ولی علّیت گرنجر نرخ بیکاری نمی‌باشد.

1- Konya
2- Gross
3- Asadul, Islam
4- Feridun

Archive of SID

www.SID.ir

گراس که در سال ۲۰۰۴ مطالعه‌ای را برای کشور کانادا و دوره‌ی ۱۹۹۵-۱۹۸۰ انجام داده، به یک رابطه‌ی علّیت یک‌طرفه میان مهاجرت و بیکاری در کوتاه‌مدت دست یافته و بیان نموده که مهاجران در کوتاه‌مدت سبب افزایش نرخ بیکاری می‌شوند؛ با این حال، این مهاجران به نرخ بیکاری کانادا واکنش نشان نمی‌دهند. گراس با توجه به رابطه‌ی یک‌طرفه‌ای که میان مهاجرت و دستمزد حقیقی به‌دست آورد، اظهار داشت که مهاجران اثر مثبتی بر روی دستمزد حقیقی کانادا دارند که مکمل بودن مهاجران و بومیان را به اثبات می‌رساند. در حالی‌که این رابطه‌ی یک‌طرفه نشان می‌دهد که دستمزدها در کانادا عامل تعیین‌کننده‌ی مهاجرت به این کشور نمی‌باشند. در آخرین مطالعه‌ی انجام گرفته در این زمینه، فریدون (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی علّی میان متغیرهای مهاجرت، درآمد سرانه و بیکاری در کشور سوئد پرداخته است. وی در مطالعه‌ی خود برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۰، از آزمون هم‌جمعی ARDL و روش تصحیح خطای برداری (VECM) برای آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها و تشخیص جهت رابطه‌ی علّی میان آن‌ها استفاده کرده است. آزمون هم‌جمعی ارتباط میان متغیرهای مورد بررسی را در بلندمدت مورد تأیید قرار می‌دهد. نتایج آزمون علّیت گرنجر نشان داده است که در بلندمدت رابطه‌ی دوطرفه میان مهاجرت و درآمد وجود دارد؛ ولی ارتباط میان مهاجرت و بیکاری یک‌طرفه بوده و از بیکاری به مهاجرت برقرار می‌باشد.

۴- حضور مهاجران افغانی در بازار کار ایران

از نظر تاریخی بیش‌تر مهاجرت افغان‌ها به ایران به زمان اشغال افغانستان توسط نیروهای نظامی اتحاد جماهیر شوروی سابق برمی‌گردد. به‌طوری‌که در برهه‌هایی از زمان تعداد مهاجران افغانی در ایران به بیش از ۴,۴ میلیون نفر رسید. ولی بعد از خروج نظامیان به‌دلیل سرنگونی دولت کمونیستی، صدها هزار نفر از آن‌ها به کشور خویش بازگشتند. اما این بازگشت، با شروع خشونت و ناآرامی‌های داخلی (درگیری مجاهدان افغانی با دولت مرکزی) متوقف شد. جنگ‌های داخلی، موج جدیدی از مهاجرت افغان‌ها به ایران را موجب شد (محمودیان ۱۳۸۶). این افراد در ایران با عنوان پناهندگان طبقه‌بندی شدند. با سقوط دولت مرکزی در سال ۱۳۷۱، در حدود ۱,۴ میلیون افغانی از ایران خارج شدند. موج بعدی مهاجرت افغان‌ها به ایران بعد از به قدرت رسیدن طالبان طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۰ اتفاق افتاد. در این دوره، تغییر رفتار دولت ایران

Archive of SID

www.SID.ir

در پذیرش پناهندگان سبب افت تعداد مهاجران به کشور شد. اگر چه این مسئله سبب شد تا عبور غیرقانونی افغان‌ها از ۹۳۰ کیلومتر مرز مشترک دو کشور از طریق قاچاق انسان رونق بیش‌تری پیدا کند.

مهاجران افغانی به‌طور عمده بی‌سواد و غیرماهر بوده و در حاشیه‌ی شهرهای در حال توسعه در مراکز اقتصادی هم‌چون سنگ‌بری‌ها، مرغداری‌ها، گاوداری‌ها و در شمال کشور در چوب‌بری‌ها و در مناطق شهری مشغول کارهای ساختمانی هستند. مهاجران افغانی که بیش‌تر به شکل غیر قانونی و بدون داشتن مجوز وارد ایران شده‌اند، ناگزیرند که کارهای دشوار را با دستمزدهای پایین انجام دهند. کارفرمایان نیز برای گریز از قانون و پرداخت اضافه‌کاری و بیمه، آن‌ها را با کم‌ترین هزینه استخدام می‌کنند.

۴-۱- وضعیت تحصیلی و شغلی مهاجران افغانی در ایران:

طبق آخرین گزارش وزارت کشور در سال ۱۳۸۵، بیش از ۹۷ درصد از مهاجران افغانی مدرک دیپلم و زیر دیپلم دارند. وضعیت تحصیلی تابعیت افغانی جمعیت ۶ ساله و بیش‌تر که برای آن‌ها کارت صادر شده در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- تابعیت افغانی جمعیت ۶ ساله و بیش‌تر برحسب تحصیلات

تابعیت افغانی جمعیت ۶ ساله و **بیش‌تر**	جمع	باسواد	بی‌سواد	درصد بی‌سواد
	۱۰۳۰۶۴۶	۵۷۵۱۸۴	۴۵۵۴۶۲	٪۴۴

منبع: آمار اخذ شده از وزارت کشور (۱۳۸۵)

قابل ذکر است که تعداد بسیار کمی از مهاجران افغانی باسواد، تحصیلات دانشگاهی دارند. جدول ۲، آمار مربوط به افغان‌های باسواد را به تفکیک گروه‌های تحصیلی نشان می‌دهد.

جدول ۲- تابعیت افغانی باسواد بر حسب دوره‌های تحصیلی

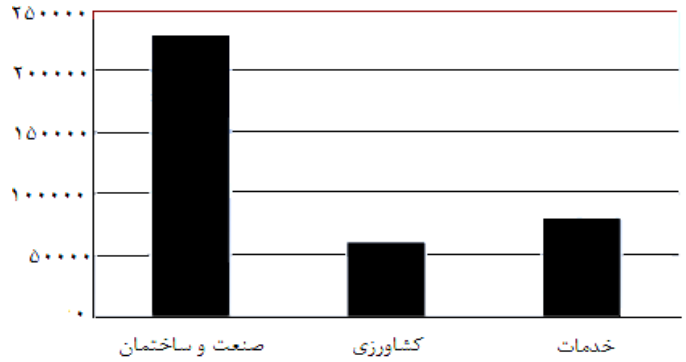
تابعیت افغانی جمعیت باسواد ۶ ساله و بیش‌تر	ابتدائی	راهنمایی	متوسطه	پیش‌دانشگاهی	عالی	سواد آموزی	سایر دوره‌ها
تعداد	۲۸۱۳۴۰	۱۳۲۱۶۶	۶۳۵۹۰	۴۶۲۰	۱۳۹۱۲	۳۴۰۲۵	۲۸۶۹۰
درصد	٪۴۹	٪۲۳	٪۱۱	٪۰,۸	٪۲,۴	٪۵	٪ ۴

منبع: آمار اخذ شده از وزارت کشور (۱۳۸۵)

Archive of SID

www.SID.ir

طبق آمار آخرین سرشماری نفوس و مسکن در سال ۱۳۸۵، برای ۱۰۳۰۶۴۶ نفر مهاجر افغانی کارت صادر شده است که از این تعداد، ۳۶۹۹۴۴ نفر مرد در بخش‌های مختلف اقتصادی مشغول به‌کارند. توزیع مهاجران در بخش‌های سه‌گانه‌ی اقتصادی در نمودار ۱ آمده است. این آمار تنها مربوط به مهاجرانی است که مجوز فعالیت دارند و میلیون‌ها مهاجر غیرقانونی را که در بازار کار ایران فعالیت می‌کنند شامل نمی‌شود.



نمودار ۱- توزیع مهاجران افغان مرد در بخش‌های سه‌گانه‌ی اقتصادی ایران

۵- روش تحقیق

در این مطالعه، بر اساس آخرین مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه، به‌منظور بررسی روابط بلند مدت میان متغیرها از روش هم‌انباشتگی ARDL[1] ارائه شده توسط پسران و همکاران استفاده می‌شود. روش هم‌انباشتگی ARDL، حتی در نمونه‌های کوچک معتبر بوده و مثل بقیه‌ی روش‌های هم‌انباشتگی به حجم نمونه حساس نیست. هم‌چنین، در این روش نیازی به I(1) بودن تمام متغیرها نمی‌باشد. اما، باید توجه داشت که هیچ متغیری نباید I(2) باشد. زیرا در این روش، مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران، با فرض I(0) یا I(1) بودن متغیرها ارائه شده است و در صورتی‌که در بین متغیرها، متغیری وجود داشته باشد که I(2) باشد، این مقادیر بحرانی صادق نبوده و آزمون از اعتبار برخوردار نخواهد بود (Pesaran, Shin 1999).

اگر چه آزمون هم‌جمعی می‌تواند وجود یا عدم وجود رابطه‌ی علّیت گرنجری بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند جهت رابطه‌ی علّیت را مشخص کند. انگل و گرنجر[2]

1- Autoregressive Distributed lag Model
2- Engle and Granger

Archive of SID

www.SID.ir

(۱۹۸۷) بیان می‌کنند که اگر دو متغیر X_t و Y_t هم‌جمع باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری بین آن‌ها وجود خواهد داشت. در نتیجه می‌توان برای بررسی رابطه‌ی علّیت گرنجری بین متغیرها از یک مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد. الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه‌ی تعادلی بلند مدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌کند، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \lambda i\, \Delta X_{t-i} + \mu \epsilon_{t-i} + V_t \qquad -1 < \mu < 0$$

علاوه بر تعیین جهت رابطه‌ی علّیت گرنجری بین متغیرها، مدل تصحیح خطای برداری ما را قادر می‌کند که بین علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت قائل شویم. معنی‌دار نبودن μ می‌تواند نشان دهد که رابطه‌ی علّیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد یا این‌که متغیر وابسته یک متغیر برون‌زای ضعیف[1] است. معنی‌دار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی می‌تواند نشان‌دهنده‌ی این باشد که در کوتاه مدت رابطه‌ی علّیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد. معنی‌دار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی همراه با μ می‌تواند نشان دهد که در بلندمدت رابطه‌ی علّیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد.

۶- ارائه‌ی مدل و تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

۶-۱- مدل و اطلاعات آماری مورد استفاده

بر اساس مطالب تئوریکی و مطالعات تجربی مرور شده در بخش‌های ۲ و ۳، مدل ۶-۱ به شکل زیر مطرح می‌شود:

$$\begin{bmatrix} U_t \\ M_t \\ W_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} U_{t-i} \\ M_{t-i} \\ W_{t-i} \\ Y_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_U \\ e_M \\ e_W \\ e_Y \end{bmatrix}$$

مدل ۶-۱

1- Weakly exogenious

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن، U نرخ بیکاری و عملکرد بازار کار می‌باشد. M نشان دهنده‌ی مهاجرت بوده و تعداد مهاجران افغانی را شامل می‌شود. W متوسط دستمزد کل کشور را که بیان‌کننده‌ی شرایط بازار کار می‌باشد نشان می‌دهد. Y تولید ناخالص داخلی (GNP) را نشان داده و بیان کننده‌ی کل فعالیت‌های اقتصادی در داخل کشور می‌باشد. هدف از ارائه‌ی این الگو، بررسی رابطه‌ی علّی میان متغیرهای نرخ بیکاری، متوسط دستمزد و تعداد مهاجران افغانی در ایران می‌باشد. اما با توجه به مطالعات تجربی، برای این‌که مدل دچار تورش حذف متغیر مهم نشود، متغیر تولید ناخالص داخلی نیز در مدل وارد شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای متوسط دستمزد کل کشور و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ حقیقی شده‌اند. بردار e نشان دهنده‌ی پسماندها می‌باشد. در ضمن، تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی در مدل وارد شده‌اند.

در جمع‌آوری آمار و اطلاعات مورد نیاز برای تخمین مدل، از داده‌های آماری ارائه شده از سوی سازمان ملل متحد و هم‌چنین سازمان بین‌المللی مهاجرت در مورد تعداد مهاجران افغانی حاضر در ایران در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۵ استفاده شده و برای متغیرهای نرخ بیکاری، متوسط دستمزد حقیقی و تولید حقیقی، آمار موجود در نشریه‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به‌کار رفته است. برای برآورد و تحلیل آماری مدل‌ها از نرم‌افزار Microfit 4 استفاده شده است.

۶-۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی *ARDL*

برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، متوسط دستمزد حقیقی و مهاجرت، باید معادلات خود بازگشتی نظیر معادله‌ی (۱) که در آن LU لگاریتم نرخ بیکاری، LY لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LW لگاریتم متوسط دستمزد حقیقی کل کشور و LM لگاریتم تعداد مهاجران افغانی می‌باشد، تخمین زده شود.

$$\Delta LU_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i}\Delta LU_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{2i}\Delta LY_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{3i}\Delta LW_{t-i}+ \qquad (1)$$

$$\sum_{i=0}^{n}\alpha_{4i}\Delta LM_{t-i}+\alpha_1 LU_{t-1}+\alpha_2 LY_{t-1}+\alpha_3 LW_{t-1}+\alpha_4 LM_{t-1}+\mu_{1t}$$

در معادله‌ی (۱) که متغیر LU_t متغیر وابسته است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = ۰$) در برابر فرضیه‌ی مخالف ($H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq ۰$) با استفاده از آماره‌ی F که

Archive of SID

www.SID.ir

$FLU_t(LU_t|LY_t, LW_t, LM_t)$ نامیده می‌شود، مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر آماره‌ی F محاسباتی از حد بالای محدوده‌ی مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی پسران و همکاران تجاوز کند، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود. اگر آماره‌ی F محاسباتی کم‌تر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه‌ی صفر را نمی‌توان رد کرد و چنان‌چه آماره‌ی F محاسباتی، درون محدوده‌ی بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیر معیّن و غیرقابل استنباط خواهد بود. در مورد همه‌ی معادلات این رویه طی می‌شود، اما قبل از انجام هم‌جمعی باید از I(2) نبودن متغیرها اطمینان حاصل شود. بدین منظور، آزمون ریشه‌ی واحد با استفاده از روش دیکی ـ فولر تعمیم یافته انجام می‌گیرد. طبق نتایج این آزمون، همه‌ی متغیرها در سطح داده‌ها نامانا بوده ولی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. پس به‌منظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها می‌توان از روش هم‌انباشتگی ARDL استفاده کرد. جدول ۳، آماره‌ی F محاسباتی و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران را نشان می‌دهد.

جدول ۳- آماره‌ی F برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت متغیرها

رابطه‌ی میان متغیرها	مقدار آماره‌ی F	محدوده‌ی مقادیر بحرانی در سطح ۹۰ درصد محدوده‌ی مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد	
		I(0)	I(1)
$FLU_t(LU_t\|LM_t, LW_t, LY_t)$	۳,۰۹	۲,۷۱۱ ۳,۲۱۹	۳,۸۰۰ ۴,۳۷۸
$FLM_t(LM_t\|LU_t, LW_t, LY_t)$	۲,۸۲	۲,۷۱۱ ۳,۲۱۹	۳,۸۰۰ ۴,۳۷۸
$FLW_t(LW_t\|LM_t, LU_t, LY_t)$	۲,۳۰	۲,۷۱۱ ۳,۲۱۹	۳,۸۰۰ ۴,۳۷۸
$FLY_t(LY_t\|LM_t, LW_t, LU_t)$	۶,۸۱	۲,۷۱۱ ۳,۲۱۹	۳,۸۰۰ ۴,۳۷۸

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، آماره‌ی F محاسباتی در حالت $FLY_t(LY_t|LM_t, LW_t, LU_t)$ از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪ تجاوز می‌کند، در نتیجه یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در سطح ۹۵٪ وجود خواهد

Archive of SID

www.SID.ir

داشت. اما اگرچه وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها بیانگر وجود رابطه‌ی علّیت گرنجری بین آن‌ها حداقل در یک جهت خواهد بود، اما نمی‌تواند جهت رابطه‌ی علّیت گرنجری بین متغیرها را تعیین کند. از این‌رو، به منظور بررسی رابطه‌ی علّیت گرنجری بین متغیرها، از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌شود.

۶-۳- نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا

جدول ۴، نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله‌ی (۲)، که در آن LU متغیر وابسته و LM، LW و LY متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقفه‌ی بهینه‌ی متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۱،۰،۰،۱) تعیین شده است.

$$DLU_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i}DLU_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{2i}DLM_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{3i}DLW_{t-i} \quad (۲)$$
$$+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{4i}DLY_{t-i}+\lambda_1 ECM_{t-1}+\varepsilon_{1t}$$

جدول ۴- نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علّیت کوتاه‌مدت	آزمون علّیت بلندمدت	
		ECM	آزمون توام
	DLM	ECM_{t-1}	DLM, ECM_{t-1}
DLU_t	$\alpha_{2i}=0$	$\lambda_1=0$	$\alpha_{2i}, \lambda_1=0$
	۰,۲۲	-۰,۲۱	۲۷,۹۶
	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۴۱)	(۰,۰۰۰)

۱ـ آزمون معنی‌داری ضریب با وقفه‌ی متغیر توضیحی با استفاده از آزمون t

۲- آزمون معنی‌داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t

۳ـ آزمون معنی‌داری ضریب با وقفه‌ی متغیر توضیحی همراه با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون والد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵، نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله‌ی (۳) که در آن LM متغیر وابسته و LU، LW و

۱- با توجه به این‌که بر اساس وقفه‌های تعیین شده در مدل تنها یک ضریب برای متغیر توضیحی ارائه شده، نیازی به اعمال قید محدودیت و استفاده از آزمون والد نبوده و معنی‌داری ضریب ارائه شده با استفاده از آماره‌ی t مورد بررسی قرار گرفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

LY متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقفه‌ی بهینه متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۱،۰،۰،۱) تعیین شده است.

$$DLM_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i}DLM_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{2i}DLU_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{3i}DLW_{t-i} \quad (۳)$$
$$+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{4i}DLY_{t-i}+\lambda_2 ECM_{t-1}+\varepsilon_{1t}$$

جدول ۵- نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علّیت کوتاه‌مدت		آزمون علّیت بلندمدت		
				ECM	آزمون توام	آزمون توام
DLM_t	H_0	DLU	DLW	ECM_{t-1}	DLU, ECM_{t-1}	DLW, ECM_{t-1}
		$\alpha_{2i}=0$	$\alpha_{3i}=0$	$\lambda_2=0$	$\alpha_{2i}, \lambda_2=0$	$\alpha_{3i}, \lambda_2=0$
		-۰,۲۰	۰,۰۱	-۰,۳	۱۱,۹۸	۹,۰۸
		(۰,۱۶)	(۰,۶۳)	(۰,۰۰۲)	(۰,۰۰۲)	(۰,۰۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جداول ۴ و ۵ نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن متغیر DLM و بی‌معنی بودن متغیر DLU، رابطه‌ای یک‌طرفه از تعداد مهاجران افغانی به نرخ بیکاری کشور وجود دارد. با توجه به معنی‌دار بودن ضریب تصحیح خطا ECM_{t-1} در معادلات (۲) و (۳) در بلندمدت رابطه‌ای دوطرفه بین مهاجرت و نرخ بیکاری وجود دارد. این رابطه با استفاده از آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری هم‌زمان ضرایب DLM, ECM_{t-1} و DLU, ECM_{t-1} مورد تأیید قرار می‌گیرد. به منظور بررسی دقیق تأثیر افاغنه بر نرخ بیکاری ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا و الگوی بلندمدت مرتبط با معادله‌ی (۲) در جداول ۶ و ۷ آمده است.

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره‌ی t	احتمال مربوطه	آماره‌های مهم
DC	۰,۱۳	۰,۶۲	۰,۵۳	
DLM	۰,۲۲	۲,۲۵	۰,۰۳	F = ۱۱,۲۹
DLW	۰,۰۴	۱,۶۷	۰,۱۰	R^2 = ۰,۶۷
DLY	-۰,۶	-۳,۸۵	۰,۰۰۱	D.W= ۲,۰۰۵
ECM (-1)	-۰,۲۱	-۲,۱۶	۰,۰۴	

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷- نتایج برآورد الگوی بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره‌ی t	احتمال مربوطه
C	۰,۴	۰,۳۷	۰,۷
LM	۰,۱۲	۲,۰۵	۰,۰۵
LW	۰,۵۴	۱,۸۱	۰,۰۸
LY	-۱,۷۶	-۱,۸۶	۰,۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ۶، مثبت بودن ضریب متغیر DLM نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، حضور مهاجران افغانی سبب افزایش نرخ بیکاری کشور شده است. نتایج جدول ۷ حاکی از آن است که افاغنه در بلندمدت نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ بیکاری ایران داشته‌اند.

با توجه به نتایج جدول ۵ و بی‌معنی بودن متغیر DLW، فرضیه‌ی وجود رابطه‌ی علّیت کوتاه‌مدت از متوسط دستمزد حقیقی کشور به مهاجرت افاغنه رد می‌شود؛ اما معنی‌داری ضریب تصحیح خطا ECM_{t-1}، وجود رابطه‌ی علّیت بلندمدت از متوسط دستمزد حقیقی کشور به مهاجرت افاغنه را به اثبات می‌رساند. این رابطه با استفاده از آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب DLW, ECM_{t-1} مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۸، نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله‌ی (۴) که در آن LW متغیر وابسته و LU، LM و LY متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقفه‌ی بهینه‌ی متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۰،۰،۰،۱) تعیین شده است.

$$DLW_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{n}\alpha_{1i}DLW_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{2i}DLU_{t-i} \qquad (۴)$$
$$\sum_{i=0}^{n}A_{3i}DLM_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\alpha_{4i}DLY_{t-i}+\lambda_3 ECM_{t-1}+\varepsilon_{1t}$$

جدول ۸- نتایج آزمون علّیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته	آزمون علّیت کوتاه‌مدت		آزمون علّیت بلندمدت
			ECM
DLW_t	H_0	DLM	ECM_{t-1}
		$\alpha_{3i}=0$	$\lambda_3=0$
		-۰,۲۶	-۰,۰۸
		(۰,۵۸)	(۰,۳۵)

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج به‌دست آمده از جدول ۸ نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت با توجه به بی‌معنی بودن متغیرهای DLM و ECM_{t-1}، رابطه‌ی علّی از مهاجرت افاغنه به متوسط دستمزد حقیقی کشور وجود ندارد.

۶-۴- تحلیل یافته‌ها

انجام آزمون علّیت گرنجری نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت مهاجرت افاغنه علّیت گرنجر نرخ بیکاری می‌باشد ولی نرخ بیکاری علّیت گرنجر مهاجرت آن‌ها نیست، اما در بلندمدت یک رابطه‌ی علّیت دو طرفه میان نرخ بیکاری و تعداد مهاجران افغانی در ایران وجود دارد؛ به این معنی که مهاجران افغانی با حضور در بازار کار، نرخ بیکاری را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش داده‌اند. از آن‌جایی‌که بیش‌تر مهاجران افغانی بیسواد یا دارای سطح تحصیلات پایینی هستند، جزو کارگران غیرماهر محسوب می‌شوند که به‌رقابت با نیروی کار داخلی کم‌مهارت می‌پردازند. باید توجه داشت که مهاجران افغانی، بیش‌تر به طور غیر قانونی در ایران مشغول به کار بوده و از حمایت‌های قانونی برخوردار نیستند و همین امر سبب شده تا کارگران افغانی، کارهای سخت و دشوار را با دستمزدهای پایین انجام دهند. کارفرمایان نیز به دلیل پرداخت دستمزدهای پایین و عدم پرداخت اضافه‌کاری و بیمه، مهاجران افغان را در اولویت استخدام قرار داده و آن‌ها را جانشین کارگران بومی می‌کنند که این امر افزایش بیکاری را به دنبال دارد.

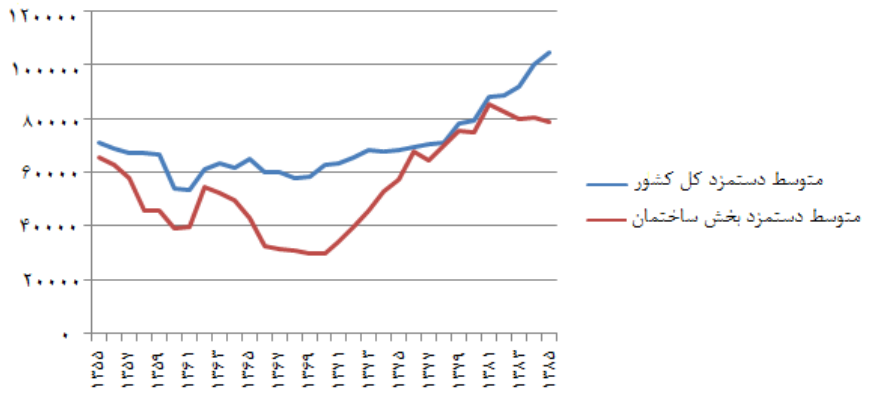
وجود رابطه‌ی علّیت بلندمدت از نرخ بیکاری به تعداد مهاجران افغانی نشان می‌دهد که در بلندمدت، تغییر در نرخ بیکاری ایران، تغییر در تعداد مهاجران افغانی را به دنبال داشته است. در حقیقت، افاغنه در بلندمدت به نرخ بیکاری ایران واکنش نشان می‌دهند.

یکی دیگر از مهم‌ترین یافته‌های این مطالعه، عدم وجود رابطه‌ی علّی از مهاجرت افاغنه به متوسط دستمزد حقیقی کشور می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متوسط دستمزد حقیقی کشور تحت تأثیر حضور مهاجران افغانی در بازار کار قرار نگرفته است. با توجه به این‌که بیش‌تر افغان‌های حاضر در بازار کار ایران در فعالیت‌های ساختمانی و امور عمرانی مشغول به‌کارند و علاوه بر انجام مشاغل مستقیم مسکن، در فعالیت‌های پیشین این بخش نیز حضور دارند و تقریباً تمامی نیروی کار مورد نیاز در سنگ‌بری‌ها، بلوک‌سازی‌ها و کوره‌های آجرپزی را تأمین کرده و مشاغلی هم‌چون چاه‌کنی را به انحصار خود درآورده‌اند، به نظر می‌رسد بیش‌ترین اتفاقات در بخش ساختمان رخ داده و مهاجران افغانی، بیش‌تر بر دستمزد بخش ساختمان تأثیرگذار

Archive of SID

www.SID.ir

باشند. کارگران شاغل در بخش ساختمان فاقد اتحادیه‌های کارگری اصیل و قدرتمند هستند و نمی‌توانند به‌طور متشکل نسبت به دستمزدهای نازلی که دریافت می‌کنند اعتراض کنند. همان‌گونه که در نمودار ۲ ملاحظه می‌شود، طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۵، دستمزد در بخش ساختمان پایین‌تر از متوسط دستمزد در کل کشور بوده است. مطالعات نشان می‌دهند که طی سال‌های دهه‌ی ۷۰، متوسط دستمزد بخش ساختمان حتی پایین‌تر از نرخ رسمی حداقل دستمزد بوده است (کریمی ۱۳۸۳). در حقیقت، چون کارگران ساختمانی به طور معمول از حمایت‌های قانون کار بی‌بهره بوده‌اند، دستمزد واقعی آنان به دلیل افزایش عرضه‌ی نیروی کار غیر ماهر کاهش یافته است (کریمی ۱۳۸۳)، اما دستمزد سایر بخش‌های اقتصادی به دلیل این‌که این بخش‌ها معمولاً از اشتغال رسمی برخوردار بوده و قوانین کار و حداقل دستمزدها در آن‌ها رعایت می‌شود، از حضور مهاجران افغانی تأثیر نپذیرفته‌اند. البته حضور افاغنه در بخش غیر ساختمان اندک بوده است که خود دلیلی بر عدم تأثیرپذیری دستمزدهای این بخش‌ها در پی ورود این مهاجران به بازار کار می‌باشد. از آن‌جایی‌که بخش غیر ساختمان تأثیر به‌سزایی در تعیین متوسط دستمزد کل کشور دارد، منطقی است که مهاجران افغانی تأثیر معنی‌داری بر متوسط دستمزدها نداشته باشند.



نمودار ۲- متوسط دستمزد کل کشور و بخش ساختمان به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

نتیجه‌ی دیگری که از انجام آزمون علّیت گرنجری به دست آمده است، وجود رابطه‌ی علّیت بلندمدت از متوسط دستمزد کشور به مهاجرت افاغنه می‌باشد. این رابطه بیانگر آن است که در بلندمدت، حضور مهاجران افغانی تحت تأثیر سطوح دستمزدی ایران قرار می‌گیرد.

www.SID.ir

۷- نتیجه‌گیری

در طول سال‌های گذشته، عواملی چون شروع جنگ داخلی، مداخله‌ی شوروی، بمباران و قتل عام غیر نظامیان، نقض حقوق بشر، انهدام مراکز اقتصادی و در کل، وجود نابسامانی در کشور افغانستان، مهاجرت مردم این کشور به کشورهای خارجی را سبب شده است. وجود مرز مشترک طولانی و اشتراکات زبانی و مذهبی بسیاری از افاغنه با ایرانیان، سیل عظیمی از این مهاجران را روانه‌ی ایران کرده است. بسیاری از مردم افغانستان که به ایران آمده‌اند، مردان جوان در سن کار هستند که موطن خود را ترک کرده و با هدف ورود به بازار کار به ایران مهاجرت کرده‌اند.

در این مطالعه، به بررسی وجود رابطه‌ی علّی بین متغیرهای نرخ بیکاری، متوسط دستمزد حقیقی و تعداد مهاجران افغانی در ایران پرداخته شده و انجام آزمون هم‌جمعی وجود ارتباط بین این متغیرها را در بلندمدت مورد تأیید قرار داده است. برآورد مدل تصحیح خطا و انجان آزمون علّیت گرنجری نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت رابطه‌ای یک‌طرفه و در بلندمدت رابطه‌ای دوطرفه میان تعداد مهاجران افغانی و نرخ بیکاری برقرار می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیر مربوطه در مدل تصحیح خطا و الگوی بلندمدت برآورد شده، نشان می‌دهد که مهاجران افغانی نرخ بیکاری ایران را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش داده‌اند. مهاجران افغانی به‌طور عمده بی‌سواد و غیرماهر بوده و در حاشیه‌ی شهرهای در حال توسعه در مراکز اقتصادی هم‌چون سنگ‌بری‌ها، مرغداری‌ها، گاوداری‌ها و در شمال کشور در چوب‌بری‌ها مشغول به‌کار بوده و در مناطق شهری مشغول کارهای ساختمانی هستند. این مهاجران که بیش‌تر به شکل غیرقانونی در ایران فعالیت می‌کنند، کارهای دشوار و طاقت‌فرسا را با دستمزدهای پایین می‌پذیرند؛ از سویی، کارفرمایان نیز نسبت به استخدام آن‌ها مایلند زیرا آن‌ها علاوه بر دریافت دستمزد پایین پرکارتر و ورزیده‌ترند و هزینه‌های غیردستمزدی نظیر هزینه‌ی بیمه نیز بر دوش کارفرمایان تحمیل نمی‌کنند. این عوامل، رقابت کارگران غیرماهر برای اشغال فرصت‌های شغلی را به نفع کارگران افغانی تمام کرده و سبب افزایش نرخ بیکاری کل کشور شده است.

یک‌طرفه بودن رابطه‌ی کوتاه‌مدت مهاجران و نرخ بیکاری بیانگر این است که مهاجران در کوتاه‌مدت از تغییرات نرخ بیکاری در ایران تأثیر نمی‌پذیرند، ولی دو طرفه بودن این ارتباط در بلندمدت، واکنش مهاجران به نرخ بیکاری ایران را در بلندمدت به اثبات می‌رساند.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج آزمون علّیت گرنجر، حاکی از عدم وجود رابطه‌ی علّی از مهاجران افغانی به‌متوسط دستمزد حقیقی کشور بوده است، در نتیجه مهاجران افغانی تأثیر معنی‌داری بر متوسط دستمزد حقیقی کشور نداشته‌اند. با توجه به حضور گسترده‌ی مهاجران در بخش ساختمان، بیش‌تر دستمزدهای بخش ساختمان تحت تأثیر قرار گرفته‌اند.

از دیگر نتایج به‌دست آمده، وجود رابطه‌ی علّیت بلندمدت از متوسط دستمزد به تعداد مهاجران بوده است که بیان می‌کند حضور مهاجران در بلندمدت تحت تأثیر شرایط بازار کار ایران قرار می‌گیرد. در کل می‌توان نتیجه گرفت که عملکرد و شرایط بازار کار ایران در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری بر حضور مهاجران افغانی در ایران ندارند، ولی در بلندمدت عامل تعیین‌کننده‌ای بوده و حضور مهاجران در ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

فهرست منابع

۱- بانک مرکزی ایران، گزارش شاخص‌های اقتصادی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۵

۲- کریمی، زهرا (۱۳۸۳) *تأثیر مهاجران افغانی بر سطح دستمزد و اشتغال در ایران*، تهران؛ فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۱۸.

۳- محمودیان، حسین (۱۳۸۶). مهاجرت *افغان‌ها به ایران*، تهران، نامه‌ی انجمن جمعیت شناسی ایران، شماره‌ی ۴.

4- Asadul, I. (2003). Labor Market Effects of Immigration: Evidence from Canada. A Thesis Submitted to the College of Graduate Studies and Research in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Masters of Arts in the Department of Economics, University of Saskatchewan, Canada.

5- Beaudry, P., Doms, M., & Lewis, E. G. (2006). *Endogenous Skill Bias in Technology Adoption: City-Level Evidence from the IT Revolution*. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, 06-24.

6- Borjas, G. J. (2005). *Labor Economics* (3th ed.). Irwin: McGraw-Hill press.

7- Doms, M., & Lewis, E. G. (2006). *Labor Supply and Personal Computer Adoption*. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, 06-10.

8- Dustmann, C., Glitz, A., & Frattini, T. (2008). *The labor market impact of immigration*. Oxford Review of Economic Policy, 24(3), 477-496.

9- Engle, R., & Granger, C. (1987). *Cointegration and Error Correction: Representation*, Estimation and Testing. Econometrica, 55, 251–276.

Archive of SID

www.SID.ir

10- Feridun, M. (2007). *Immigration, Income and Unemployment: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration*. The Journal of Developing Areas, 41(1), 37-49.
11- Feridun, M. (2005. *Investigating the Economic Impact of Immigration on the Host Country: The Case of Norway*. Prague Economic Papers, 4, 350-362.
12- Feridun, M. (2004). *Does Immigration have an Impact on Economic Development and Unemployment?* Empirical Evidence from Finland. International Journal of Applied Econometrics and Quantitative *Studies*, 1, 39-60.
13- Gaston, N., & Nelson, D. (2000). *Immigration and Labor-market Outcomes in the United States: A Political-economy Puzzle*. Oxford Review of Economic Policy, 16(3), 104–114.
14- Gonzalez, L., & Ortega, F. (2007). *How Do Very Open Economies Adjust to Large Immigration Flows?* Recent Evidence from Spanish Regions. Universitat Pompeu Fabra Working Paper, 1059.
15- Gross, D. (2004). *Impact of Immigrant Workers on a Regional Labour Market*. Applied Economics Letters, 11, 405–408.
16- Gross, D. (2002). *Three Million Foreigners, Three Million Unemployed*? Immigration Flows and the Labour Market in France. Applied Economics, 34, 1969–1983.
17- Hanson, G. H., & Slaughter, M. J. (2002). *Labor-market Adjustment in Open Economies: Evidence from US States*. Journal of International Economics, 57(1), 3–29.
18- Konya, L. (2000). *Bivariate Causality Between Immigration and Long-Term Unemployment in Australia*. Victoria University of Technology Working Paper, 18.
19- Lewis, E. G. (2005). *Immigration, Skill Mix, and the Choice of Technique*. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, 05-8.
20- Lewis, E. G. (2004). *Local Open Economies within the U.S.: How Do Industries Respond to Immigration*. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, 04-1.
21- Marr, W. L., & Siklos, P. L. (1995). *Immigration and Unemployment: A Canadian Macroeconomic Perspective*, in Diminishing Returns: The Economics of Canada's Recent Immigration Policy, edited by D.J. DeVoretz, The C.D. Howe Institute, Toronto and the Laurier Institution, Vancouver, 293-330
22- Marr, W. L., & Siklos, P. L. (1994). *The Link between Immigration and Unemployment in Canada*. Journal of Policy Modeling, 16, 1-26.
23- Pesaran, M., & Shin, Y. (1999). *An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
24- Rybczynski, T. M. (1955). *Factor Endowments and Relative Commodity Prices. Economica*, 22(88), 336-341.

Archive of SID

www.SID.ir

25- Shan, J., Morris, A., & Sun, F. (1999). *Immigration and Unemployment: New Evidence from Australia and New Zealand*. International Review of Applied Economics, 13(2), 253–258.
26- Withers G., & Pope, D. (1985). *Immigration and Unemployment*. Economic Record, 61, 554–563.

Archive of SID

www.SID.ir