

اثر حجم تجارت خارجی بر مهاجرت نیروی کار: مورد ایران و کشورهای منتخب OECD

* کریم آذربایجانی

** سیدکمیل طیبی

*** نفیسه هنری

روند افزایشی مهاجرت از کشورهای در حال توسعه در سالهای اخیر ضرورت مطالعه ارتباط میان دو پدیده مهاجرت و حجم تجارت خارجی را بیش از پیش مشخص می‌نماید. هدف این مطالعه، بررسی تأثیر حجم تجارت بر سطح مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشورهای منتخب OECD در

*. دکتر کریم آذربایجانی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان.

E. mail: k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir

** دکتر سید کمیل طیبی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان.

E. mail: komail@econ.ui.ac.ir

*** نفیسه هنری؛ کارشناس ارشد علوم اقتصاد. (فارغ التحصیل دانشگاه آزاد خوراسگان-اصفهان)

E. mail: nafiseh136@yahoo.com

یک بازه ی زمانی (۱۳۷۱-۱۳۸۳) بوده است. بدین لحاظ، از یک مدل جاذبه مهاجرت در برآورد رابطه ی بین حجم تجارت و مهاجرت نیروی کار ایرانی از طریق داده های تابلویی^۱ استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهند که رابطه مکملی بین تجارت و مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشورهای OECD وجود دارد؛ به این معنا که افزایش حجم تجارت افزایش جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی را به دنبال دارد. همچنین واگرایی در دستمزدهای حقیقی بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به آن کشورها دامن می زند.

طبقه بندی JEL: J61, F10, C23

کلید واژه‌ها:

ایران، مهاجرت نیروی کار، اشتغال، نیروی انسانی، کشورهای عضو OECD، مدل جاذبه، اقتصادسنجی

^۱. Panel Data

مقدمه

در طول پانزده سال اخیر موضوع تجارت و مهاجرت در فهرست برنامه‌های سیاستگذاران کشورهای صنعتی در سراسر دنیا در اولویت قرار داشته است. در طول این دوره بسیاری از کشورهای صنعتی توافقات تجارت آزاد را با کشورهای همسایه کمتر توسعه یافته‌شان در جهت بالا بردن تجارت و کم کردن فشار مهاجرتی امضاء کردند.^۱ شایان ذکر است که تا قبل از سال ۱۹۷۳ یکی از مشخصه‌های کشورهای اروپایی وجود بازارهای قوی در این کشورها بود، که باعث تشدید و تشویق مهاجرت نیروی کار از آفریقای شمالی و اروپای جنوبی می‌گردید.^۲

در اواسط دهه ۱۹۷۰ نرخ رشد مهاجرت نیروی کار بتدریج کاهش یافت. از طرف دیگر، افزایش نرخ بیکاری و عدم اطمینان اقتصادی سبب شد که مهاجرت به عنوان یک مسئولیت بر عهده کشورهای مقصد مشاهده شود. توصیه ابتدایی سازمان بین‌المللی کار (ILO) به کشورهای ثروتمند، جذب نیروی کار مناسب از کشورهای دارای نیروی کار فراوان بود.

بطور کلی، مهاجرت نیروی کار که با رویکرد تحرک فرامرزی عامل کار همراه است، می‌تواند زمینه ساز مبادلات تجاری و برانگیختن جریانهای تجاری بین کشورها شود. این مطلب که کشورهای مهاجر فرست مانند ایران چه سیاست تجاری مناسبی را در برخورد با پدیده مهاجرت نیروی کار اتخاذ کنند، جای بررسی دارد. بدین منظور، در این مطالعه به این مطلب پرداخته می‌شود که آیا افزایش حجم تجارت بین ایران و منتخبی از کشورهای مهاجرپذیر که عمده کشورهای توسعه یافته بویژه OECD^۳ هستند، می‌تواند اثر افزایشی بر جریان مهاجرت به این کشورها داشته باشد؟ چه عوامل دیگری بر جریان مهاجرت ایرانیان به این کشورها تأثیر گذارند؟ ابتدا در بخش دوم و سوم به ترتیب به بیان رابطه نظری تجارت خارجی و مهاجرت و مدل نظری مهاجرت بین‌الملل پرداخته می‌شود، و سپس در بخشهای

^۱. Dipietro, (2004).

^۲. Schiff, (1996).

^۳. آمریکا، کانادا، انگلستان، هلند و سوئد.

چهارم و پنجم مدل جاذبه مهاجرت ارائه و نتایج برآوردی مدل به روش داده‌های تابلویی گزارش و بخش ششم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص دارد.

تجارت خارجی و مهاجرت بین‌المللی : یک بحث نظری

ادبیات نظری تجارت، این موضوع را در نظر می‌گیرد که تجارت کالاها و حرکت بین‌المللی عامل کار جانشین یا مکمل یکدیگرند. بررسی‌های انجام شده در مورد چگونگی رابطه بین حجم تجارت و مهاجرت در بطن مدل «هکشر- آهلین»^۱، تحقیقات «ماندل»^۲ (۱۹۵۷)، «مارکاسن» (۱۹۸۳)^۳، «ایدن و اسونسون» (۱۹۸۶)^۴، «اسونسون» (۱۹۸۴)^۵، «مارکاسن و اسونسون» (۱۹۸۵)^۶، و «ونگ» (۱۹۸۶)^۷، «مارتین» (۲۰۰۲)^۸ هویدا است. تحلیل ارتباط بین تجارت کالاها و حرکت بین‌المللی عامل کار در چارچوب مدل عوامل خاص بر حرکت بین‌المللی سرمایه متمرکزند. بسیاری از تحلیلگران از مدل «جونز» (۱۹۷۱)^۹ استفاده کرده‌اند، که در آن هر بخشی یک عامل خاص (سرمایه) و یک حرکت عامل داخلی (نیروی کار) را بکار می‌گیرد و فرض بر این است که سرمایه بخش خاص حرکت بین‌المللی را دارد و بین تجارت و مهاجرت بین‌المللی نیروی کار نیز یک رابطه جانشینی موجود است.

در مدل مارتین (۲۰۰۲) تجارت بر مبنای تفاوت در تکنولوژی صورت می‌گیرد، تجارت و مهاجرت مکمل یکدیگرند. برای مثال می‌توان از تولید ذرت توسط کشاورزان مکزیکی استفاده کرد. استفاده از روشهای تولید کاربر توسط کشاورزان تولیدکننده ذرت در مکزیکی که کمترین بهره‌وری را نسبت به کشاورزان تولیدکننده ذرت در آمریکا که از علف کش و دیگر نهاده‌های سرمایه استفاده کردند، دارند. بنابراین، آمریکا ممکن است ذرت را به مکزیکی صادر کند و به بهای کمتری از کشاورزان مکزیکی بفروشد. مهاجرت کشاورزان

1. Heckscher- Ohlin Model
2. Mandel, (1957).
3. Markusen, (1983).
4. Ethier and Svensson, (1986).
5. Svensson, (1984).
6. Markusen and Svensson, (1985).
7. Wong, (1986).
8. Martin, (2002).
9. Jones, (1971).

مکزیک به آمریکا احتمالاً تخصص کشاورزان آمریکایی را در تولید ذرت تقویت می‌کند و در عوض، ممکن است به تجارت بیشتر منجر شود.

در تحلیل مارکاسن (۱۹۸۳) تجارت و جریانهای بین‌المللی عوامل توأم مکمل هستند. به عنوان یک نتیجه در مورد این فرض، عاملی که دارای حرکت بین‌المللی است؛ بشدت در بخش صادرات کشور مهاجر پذیر بکار گرفته می‌شود. بررسیهای تجربی در مورد اینکه تجارت و مهاجرت مکمل یا جانشین یکدیگرند، اصولاً بر این موضوع تأکید دارد که همگام با کاهش اختلاف دستمزدهای نیروی کار بین کشورها، تجارت افزایش یافته یا از طرف دیگر، افزایش در تجارت با کاهش در حرکت بین‌المللی نیروی کار همراه است.

به عبارت دیگر، می‌توان گفت برابر سازی قیمت عامل کار، سبب ایجاد رابطهٔ جانشینی بین تجارت و جریان بین‌المللی نیروی کار می‌شود. ابتدا فرض بر این است که مهاجرت نیروی کار از کشور فقیر به سمت کشور ثروتمند در پی اختلاف دستمزد حقیقی نیروی کار شکل می‌گیرد. حال اگر سیاستهایی مانند بازارهای باز در کشورهای مهاجرپذیر اتخاذ شود، موجب افزایش حجم تجارت کشورهای مهاجر فرست شده و روابط بازرگانی دو جانبه را تقویت می‌کند و همچنین شبکه‌های تجاری گسترده‌تری بین دو کشور بوجود می‌آورد، که باعث ایجاد فرصتهای شغلی بیشتر در کشور مهاجر فرست شده، و در پی آن اختلاف دستمزد حقیقی نیروی کار در بین دو کشور مهاجر پذیر و مهاجر فرست کاهش می‌یابد (مارکاسن ۱۹۸۳).

تئوری اقتصادی بیان می‌کند، هنگامی که نیروی کار از کشور فقیرتر (نیروی کار فراوان دارد) به سمت کشورهای ثروتمندتر اروپایی حرکت کند، باعث ایجاد همگرایی و برابری در سطح دستمزدهای نیروی کار شده، احتمالاً تجارت خارجی را کاهش دهد. معمای غیرقابل حل افزایش مهاجران نیروی کار بدین صورت بیان می‌شود که در ضمیر جریان تجارت دو جانبه فرآیند مهاجرتی نهفته است که این نیز خود باعث افزایش حجم تجارت می‌شود.^۱

^۱. Marjit, (1999).

در تبیین ارتباط تجارت و مهاجرت، عوامل دیگری وجود دارند که همواره در ادبیات موضوع به آنها پرداخته می‌شود. برای مثال؛ می‌توان به مطالعه «فاینی و دملو»^۱ (۱۹۹۹) اشاره کرد؛ یعنی اندازه شکاف در آمدی بین اقتصادهایی که یکپارچه شده اند، می‌تواند آثاری را روی مهاجرت از طریق گسترش تجارت آزاد در یک ناحیه تجاری داشته باشد. توافقات در آزادی تجارت بین کشورهایی با در آمد بالا و کشورهایی با در آمد متوسط احتمالاً برای توسعه همگرایی و کاهش فشار مهاجرت است. از طرف دیگر، یکپارچگی بین کشورها با سطح درآمدی مختلف بطور قابل توجهی می‌تواند نتیجه مذکور را بدهد. کاهش در هزینه تجارت می‌تواند به ایجاد دو قطب تولیدی منجر شود و به موجب آن مهاجرت افزایش یابد.^۲ همچنین «استرابهر و مارتین»^۳ (۲۰۰۲) اشاره کردند که هرچه شکاف درآمدی کشورهای مهاجرپذیر و مهاجر فرست بیشتر باشد احتمالاً اندازه و طول جریان مهاجرت بزرگ می‌شود.

اگر یک شکاف درآمدی مهم بین اقتصادهایی که یکپارچه شده اند، توسط تجارت آزاد وجود داشته باشد، پس آزاد سازی تجارت ممکن است به مهاجرت بیشتر منجر شود؛ زیرا آزاد سازی تجارت محدودیتهای مالی را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود مهاجرت به خارج قریب الوقوع شود. همچنین، ویژگیهای اقتصادهای مختلف می‌تواند نقش مهمی در تعیین نوع ارتباط بین تجارت و مهاجرت داشته باشد. در اقتصادهایی که درجه باز بودن اقتصادی بیشتر است، مهاجرت تمایل به جانمایی بیشتری دارد؛ به طوری که افزایش کشش تقاضا برای کالا بواسطه تجارت کشش تقاضا برای نیروی کار افزایش می‌یابد.^۴

هزینه‌های مهاجرت به دو نوع هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم مهاجرت تقسیم می‌شوند، بطوری که برای تأثیر هزینه‌های مستقیم بر مهاجرت می‌توان از فاصله بین دو کشور به عنوان شاخص استفاده کرد، و هزینه‌های غیرمستقیم شامل موانع آموزش زبان، مهارت، یافتن شغل و اسکان یافتن خواهد بود. در اینجا، منظور از هزینه‌های مهاجرت، هزینه‌های مستقیم مهاجرت است که در آن مهاجرت نیروی کار غیر ماهر، ممکن است بیشتر از

^۱ Faini and Demelo, (1999).

^۲ Faini and Venturini, (1993).

^۳ Martin and Straubhaar, (2002).

^۴ Rodrik, (1997).

مهاجرت نیروی کار ماهر هزینه بر باشد. هزینه‌های مهاجرت تحمیل شده توسط نیروی کار غیرماهر می‌تواند کاملاً بالا باشد؛ برای مثال، اجرای قانون مرز مکزیک- آمریکا (کنترل مهاجرت قانونی توسط آمریکا) باعث جریان سریع‌تر و غیرعادی مهاجرت نیروی کار غیرماهر مکزیک در آمریکا شده است. در نیمه اول دهه ۱۹۸۰ هزینه مهاجرت برای عبور نیروی کار غیرماهر از مرز آمریکا نسبتاً ارزان بوده است.^۱ به عبارتی، واگرایی اقتصادی کشورها منجر به افزایش جریان مهاجرت بین آنها می‌شود. با وجود این، حساسیت نسبت به تغییرات در شرایط اقتصادی بین مهاجرت نیروی کار ماهر و غیرماهر ممکن است نوسان داشته باشد. مهاجرت نیروی کار ماهر بیشتر به تغییرات در تولید ناخالص واقعی سرانه کشور مبدأ، وابسته است. «براتسبرگ»^۲ (۱۹۹۵) نشان می‌دهد که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص واقعی سرانه کشور مبدأ، مهاجرت نیروی کار ماهر را تقریباً ۰/۰۵ درصد کاهش می‌دهد. از طرف دیگر، مهاجرت نیروی کار غیر ماهر به تغییرات در تولید ناخالص واقعی سرانه کشور مبدأ چندان وابسته نیست. هنگامی که ۱ درصد در آمد افزایش یابد، این احتمال وجود دارد که مهاجرت بین ۰/۶ درصد و ۱/۰۲ درصد کاهش یابد.

مدل نظری مهاجرت بین الملل^۳

چارچوب اساسی در بسیاری از مدل‌های مهاجرت را می‌توان در تصمیمات مهاجرت بر اساس نسبت درآمدهای مورد انتظار آینده ناشی از مهاجرت و کار کردن در کشورهای مختلف و کاهش هزینه‌های مهاجرت ملاحظه نمود. اگر فرض شود که احتمال مهاجرت فرد i از کشور مبدأ h به کشور خارجی f به تفاوت در مطلوبیت مورد انتظار و در موقعیت منهای هزینه‌های مهاجرت (Z_i) بستگی دارد و این تفاوت با d_i معرفی شود، تابع مطلوبیت مقعر فرض شده، به لگاریتم درآمد مورد انتظار y_f در کشور f بستگی دارد، بنابراین:

$$d_i = E \ln(y_f) - E \ln(y_h) - z_i \quad (1)$$

¹. Chiswick, (1988).

². Bratsberg, (1995).

³. Mitchell and Pain, (2003).

بسط $E \ln(y_j)$ در پیرامون $E(y_j)$ از شرط دوم بسط تیلور استفاده کرده است:

$$E \ln(y_j) = \ln(Ey_j) - \frac{Var(y_j)}{2(Ey_j)^2} \quad (2)$$

فرض بر این که تمامی درآمدها ناشی از کار و فعالیت است، درآمد مورد انتظار به دستمزد واقعی (w) وابسته خواهد بود. احتمال اشتغال تابعی از نرخ اشتغال ($1 - u$) است. فرض عدم اطمینان در مورد درآمد انتظاری به این دلیل وجود دارد که نرخ استخدام بیشتر از دستمزد واقعی است. به دنبال یک توزیع دو جمله ای که در آن ارزش انتظاری نرخ استخدام e و واریانس آن $e(1-e)$ است، احتمال اشتغال را بدین صورت می توان نوشت:

$$\frac{var(y_j)}{2(Ey_j)^2} = \frac{1}{2} \frac{w_j^2 e_j (1-e_j)}{w_j^2 e_j^2} = \frac{1}{2} \frac{(1-e_j)}{e_j} \approx -\frac{1}{2} \ln(e_j) \quad (3)$$

عدم اطمینان در مورد استخدام منجر می شود که وزن بزرگتری به دستمزدها داده شود؛ آنقدر که درآمدهای انتظاری را بتوان به صورت زیر بیان کرد:

$$E \ln(y_f) = \ln(w_f) + \frac{3}{2} \ln(e_f) \quad (4)$$

$$E \ln(y_h) = \ln(w_h) + \frac{3\gamma}{2} \ln(e_h) \quad (5)$$

جایی که $\gamma < 1$ ، پارامتری است که این واقعیت را منعکس می‌کند که مهاجرت کردن با ریسک بیشتری نسبت به مهاجرت نکردن همراه است. تفاوت در مطلوبیت مورد انتظار را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$d_i = \ln(w_f) + \left(\frac{3}{2}\right) \ln(e_f) - \ln(w_h) - \left(\frac{3\gamma}{2}\right) \ln(e_h) - z_i \quad (6)$$

تصمیم در مورد مهاجرت فقط به مطلوبیت حال ارتباط ندارد، بلکه به ارزشهای آینده مطلوبیت مورد انتظار در خارج و کشور اصلی بستگی دارد.

$$p(m_{it} = 1) = p(d_{it}^* + d_{it} > 0 \cap d_{it} > 0) \quad (7)$$

اگر فرض شود که میانگین احتمال مهاجرت افراد از کشور h معادله (۷.۲) باشد، پس کل نرخ مهاجرت را می‌توان بدین گونه نشان داد:

$$M_t = \beta(d_{it}^* + \alpha d_{it}) \quad (8)$$

β تأثیر تفاوت در مطلوبیت را بر نرخ کل مهاجرت اندازه‌گیری و α فشار اضافی داده شده در شرایط جاری را منعکس می‌کند. مهاجران بالقوه می‌توانند انتخاب کنند که در انتظار مهاجرت بمانند؛ اگر $d_{it} < 0$ باشد. اگر فرض شود که مطلوبیت انتظاری آینده با سری‌های هندسی ارزشهای حال شکل گرفته داریم:

$$d_{it}^* = \lambda d_{it} + \lambda^2 d_{it-1} + \lambda^3 d_{it-2} + \lambda^4 d_{it-3} + \dots \quad (9)$$

تبدیل کویک:

$$M_t = \beta(\alpha + \lambda)d_t - \lambda\beta\alpha d_{t-1} + \lambda M_{t-1} \quad (10)$$

معادله (۶) جایگزین معادله (۱۰) شده ، سرانجام معادله (۱۱) حاصل می‌شود.

$$M_t = \beta(\alpha + \lambda) \left[\ln(w_{f,t}/w_{h,t}) \right] + \left(\frac{3}{2} \right) \ln(e_{f,t}/e_{h,t}^\gamma) - \bar{z}_t - \lambda\beta\alpha \left[\ln(w_{f,t-1}/w_{h,t-1}) + \left(\frac{3}{2} \right) \ln(e_{f,t-1}/e_{h,t-1}^\gamma) - \bar{z}_{t-1} \right] + \lambda M_{t-1} \quad (11)$$

\bar{z}_t میانگین z_i کل در زمان t است.

اگر فرض شود که هزینه‌های مهاجرت از f به h به طور منفی با موجودی مهاجران قبلی از کشور h به f به دلیل تأثیر شبکه‌های مهاجران^۱، بعلاوه یک متغیر روند زمان در ارتباط است. تابع هزینه مهاجرت می‌تواند بدین صورت نوشته شود:

$$\bar{z}_t = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 MST_{t-1} - \varepsilon_2 T \quad (12)$$

جایی که MST_{t-1} شبکه اطلاعاتی مهاجران از کشور h موجود در کشور f در زمان

$$MST_t = \frac{S_t}{P_t} \quad t-1 \text{ است، که به صورت یک نسبت از جمعیت کشور مبدأ بیان می‌شود:}$$

T : متغیر روند خطی و $\varepsilon_i, i = 0, 1, 2, \dots$ ضرایب هستند .

S : موجودی مهاجران که با نرخ $(1 - \delta)$ کاهش می‌یابد. $(1 - \delta)$ مبنی بر مرگها و

بازگشت مهاجران و با ورود مهاجران جدید افزایش می‌یابد .

$$S_t = \delta s_{t-1} + M_t P_t \quad (13)$$

^۱. Carrington etal, (1996).

g: نرخ رشد جمعیت

$$MST_t = [\delta / (1 + g)]MST_{t-1} + M_t \quad (14)$$

هزینه‌های مهاجرت در زمان $t-1$:

$$\bar{z}_{t-1} = \varepsilon_0 - \varepsilon_1 \left[\frac{(1+g)}{\delta} (MST_{t-1} - M_{t-1}) \right] \varepsilon_2 (T-1) \quad (15)$$

معادله (۱۳) و (۱۴) را در معادله (۱۱) جایگزین کرده، یک مدل تصحیح خطا به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \Delta M_t = & \beta(\alpha + \lambda) \Delta \ln(w_f / w_h)_t + \beta(\alpha + \lambda) \left(\frac{3}{2} \right) [\Delta \ln(e_f / e_h^y)_t] \\ & + \beta(\alpha + \lambda - \lambda\alpha) \ln(w_f / w_h)_{t-1} + \beta(\alpha + \lambda - \lambda\alpha) \frac{3}{2} \ln(e_f / e_h^y)_{t-1} \\ & + \beta(\lambda\alpha - \alpha - \lambda)\varepsilon_0 + \left[\beta(\alpha + \lambda)\varepsilon_1 - \frac{\lambda\beta\alpha(1+g)}{\delta} \varepsilon_1 \right] MST_{t-1} \\ & + \beta(\alpha + \lambda - \lambda\alpha)\varepsilon_2 T + \lambda\beta\alpha\varepsilon_2 + \left[\lambda + \frac{\lambda\beta\alpha(1+g)}{\delta} \varepsilon_1 - 1 \right] M_{t-1} \end{aligned} \quad (16)$$

معادله (۱۶) نشان می‌دهد که نرخ مهاجرت تابعی از نسبت دستمزدها، نرخ اشتغال در کشور مبدأ و مقصد، شبکه اطلاعاتی مهاجران، نرخ مهاجرت با یک وقفه و متغیر روند زمان است. نرخ بیکاری (UR) به جای نرخ اشتغال در صورتی می‌تواند استفاده شود که $e = 1 - UR$ باشد.

ارائه مدل

مروری بر مطالعات انجام شده می‌تواند در تصریح مدل مهاجرت مورد نظر در این مطالعه کمک کند.

«اکسنوجیانی»^۱ (۲۰۰۶) در مطالعه ای با عنوان «سیاست مهاجرت و تأثیراتش با سیاستهای کمکهای خارجی، تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی» به این نتیجه رسید که با آزادسازی تجاری، فشار مهاجرت به وسیله افزایش تقاضای نیروی کار که به دلیل افزایش صادرات کالاهای کاربر غیرماهر افزایش یافته، کاهش می‌یابد. تجارت همچنین به برابر سازی قیمت عامل منجر شده است و بنابراین، همگرایی نرخهای بین‌المللی دستمزد، احتمال مهاجرت نیروی کار را تضعیف خواهد کرد.

«برجس»^۲ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان «اثر مهاجرت بر بازار کار» نشان می‌دهد که تقریباً ۱۱ درصد جمعیت در فرانسه، ۹ درصد در آلمان، ۱۱ درصد در سوئد و ۷ درصد در انگلستان را مهاجران خارجی تشکیل می‌دهند. تحت تأثیر قرار گرفتن بازار کار از جانب فرآیند مهاجرت، نه تنها به اندازه و موقعیت جغرافیایی جمعیت مهاجر، بلکه همچنین به مهارتهایی که مهاجران همراه خود به بازار کار می‌آورند و مخصوصاً، به این موضوع که چگونه مهارتهای مهاجران می‌تواند با مهارتهای نیروی کار داخلی رقابت کند، بستگی دارد.

«اسچیف و اُزدن»^۳ (۲۰۰۶) در مطالعه ای با عنوان «مهاجرت بین الملل، ارسال وجه و فرار مغزها» به این نتیجه رسیدند که اگر کمک خارجی، درآمد نیروی کار را افزایش دهد ممکن است به افزایش مهاجرت، مخصوصاً در مورد کارگران کم درآمد و کارگران با مهارتهای پایین‌تر بینجامد. نتیجه‌گیری رابطه مکملی یا جانشینی مهاجرت و تجارت به هزینه‌های مهاجرت، محدودیتهای اعتباری، دستمزد و سطح بهره‌وری نیروی کار بستگی دارد. هر چه هزینه‌های مهاجرت بالاتر، سطح دستمزدها پایین‌تر و سطح بهره‌وری نیروی کار پایین‌تر باشد، احتمال بیشتری برای رابطه مکملی بین مهاجرت و تجارت وجود دارد.

1. Xenogiani, (2006).

2. Borjas, (2006).

3. Schiff and Ozden, (2006).

«مایدا»^۱ (۲۰۰۵) به «تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی و غیراقتصادی بر مهاجرت، با استفاده از داده‌های تابلویی» می‌پردازد و نشان می‌دهد که تولید ناخالص حقیقی سرانه کارگر معرف سطح بهره‌وری کارگران در آن کشور است و بالا بودن تولید ناخالص حقیقی سرانه کارگر در کشور مهاجر پذیر، معرف وجود فرصتهای درآمدی بالاتر برای نیروی کار مهاجر کشور مبدأ نیست؛ بلکه سطح بهره‌وری و تعداد نیروی کار ماهر را در آن کشور نشان می‌دهد.

بر اساس مطالعات مایدا، مدل جاذبه مهاجرت، تابعی از سطح بهره‌وری نیروی کار و درآمد حقیقی نیروی کار در کشورهای مهاجر پذیر و مهاجر فرست، فاصله جغرافیایی بین پایتخت دو کشور و نیز مرز مشترک بین دو کشور است. همچنین عوامل دیگری هم مثل زبان رایج بین دو کشور و سابقه مستعمراتی و جمعیت‌های دو کشور می‌توانند مهاجرت را تحت تأثیر قرار دهند.

«برودر»^۲ (۲۰۰۴) به بررسی رابطه مکملی یا جانشینی «تجارت و مهاجرت در کشور آلمان در دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۰» می‌پردازد و به این نتیجه می‌رسد که بین مهاجرت نیروی کار خارجی و تجارت رابطه جانشینی وجود دارد و افزایش حجم تجارت، بطور قابل توجهی آثار منفی بر مهاجرت نیروی کار دارد. همچنین، میچل و پین (۲۰۰۳)^۳ به شناسایی «عوامل مؤثر بر مهاجرت بین المللی به انگلستان» پرداخته و نشان می‌دهند که مهاجرت و تجارت، مکمل یکدیگرند. متغیرهای تأثیر گذار در مدل مورد استفاده آنها شامل شبکه اطلاعاتی مهاجران (مهاجران سالها قبل) از ملیت یک کشور مهاجر فرست در انگلستان، درآمد حقیقی نیروی کار در انگلستان نسبت به کشورهای هلند، فرانسه، دانمارک و آلمان، حجم تجارت دو جانبه انگلستان به کشورهای مهاجر فرست و نرخ بیکاری در انگلستان است.

در یک مطالعه داخلی، طوسی (۱۳۸۰) به «بررسی نقش برخی از متغیرهای اجتماعی، سیاسی و اقتصادی بر روند مهاجرت مغزها از ایران» می‌پردازد. بر اساس نتایج وی هیچ تک عاملی را نمی‌توان به عنوان عامل مؤثر بر پدیده مهاجرت مغزها معرفی نمود، بلکه

¹. Mayda, (2003).

². Bruder, (2004).

³. Mitchell and Pain, (2003).

مجموعه ای از عوامل در کنار یکدیگر و در تعامل با هم در تعیین الگوی مهاجرت مؤثر هستند. بدین ترتیب، با پیروی از ادبیات موضوع و بویژه مدل مایدا (۲۰۰۵) مدل جاذبه مهاجرت جهت ارزیابی عوامل مؤثر بر مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشورهای منتخب OECD کاربرد می‌یابد. بنابراین تصریح نهایی مدل زیر با استفاده از روش داده های تابلویی برآورد می‌شود:

$$LM_{j,t} = \mu_{j,t} + \beta_1 LMST_{j,t-1} + \beta_2 LTrade_{j,t} + \beta_3 u_{i,t} + \beta_4 u_{j,t} + \beta_5 P_{i,t} + \beta_6 P_{j,t} + \beta_7 rcgdp_{i,t} + \beta_8 rcgdp_{j,t} + \beta_9 rgdppw_{i,t} + \beta_{10} rgdppw_{j,t} + \beta_{11} Available_i + \beta_{12} Dis_j + \varepsilon_{j,t} \quad (17)$$

که در آن متغیرهای موجود در مدل بالا به اختصار زیر تشریح شده‌اند:

$LM_{j,t}$: لگاریتم جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشورهای آمریکا، انگلستان، هلند و سوئد در زمان t .

$LMST_{j,t-1}$: لگاریتم شبکه اطلاعاتی مهاجران (مهاجران ایرانی در کشورهای آمریکا، انگلستان، هلند و سوئد در سال قبل) در زمان $t-1$. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان مهاجرت مثبت باشد.

$LTrade_{j,t}$: لگاریتم حجم تجارت (جمع صادرات و واردات) ایران با کشورهای منتخب OECD در زمان t است. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان مهاجرت نسبت به آنچه برای کشور مبدأ یا مقصد مهاجران بررسی می‌شود و همچنین وجود متغیرهای تأثیرگذار بر مهاجرت متفاوت باشد. $u_{i,t}$: نرخ بیکاری در کشور مهاجر فرست (ایران) در زمان t است که انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان خروجی نیروی کار داخلی مثبت باشد، ولی بنا به دلایل سیاسی مانند عدم موافقت طرفین جهت دادن ویزا، جلوگیری کشورهای مهاجرپذیر از افزایش بیکاری در بازار کار داخلی شان و... ممکن است این متغیر بر جریان مهاجرت تأثیر منفی داشته باشد. $u_{j,t}$: نرخ بیکاری در کشورهای مهاجر پذیر (j) در زمان t است که انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان مهاجرت منفی باشد؛ زیرا بیکاری بیشتر در هر کشور انگیزه‌های جستجوی کسب و کار در کشورهای مختلف را افزایش می‌دهد. $P_{i,t}$

و $P_{j,t}$: به ترتیب جمعیت کشور مهاجر فرست (i) و کشورهای مهاجر پذیر (j) در زمان t است. این متغیر می‌تواند اندازه کشور را معرفی کند و نوسان در بازار کار هر یک از کشورها نمایانگر صرفه جوییهای ناشی از مقیاس است که علامت آن نامعین می‌باشد.

$rcgdp_{i,t}$: دستمزد حقیقی نیروی کار ایرانی در زمان t است. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان خروجی نیروی کار داخلی منفی باشد.

$rcgdp_{j,t}$: دستمزد حقیقی نیروی کار در کشورهای OECD در زمان t است. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان مهاجرت مثبت باشد.

$rgdppw_{i,t}$: سطح بهره‌وری نیروی کار در کشور مهاجر فرست (ایران) در زمان t است که انتظار می‌رود با افزایش آن توان رقابتی نیروی کار داخلی نیز افزایش یابد و اثر منفی بر مهاجرت نیروی کار ماهر داشته باشد. این متغیر توسط تولید سرانه نیروی کار کشور ایران اندازه گیری می‌شود.

$rgdppw_{j,t}$: سطح بهره‌وری نیروی کار در کشورهای مهاجر پذیر در زمان t است که انتظار می‌رود با افزایش آن انگیزه های اقتصادی مهاجرت نیروی کار ماهر در کشور مهاجر فرست بیشتر شود. این متغیر که یک تقریب مناسب می‌باشد، بیانگر تولید سرانه نیروی کار کشور مهاجر پذیر است.

Dis_j : فاصله جغرافیایی بین پایتخت دو کشور (فاصله بین تهران و پایتخت کشور ژام)، شاخصی برای اندازه گیری هزینه‌های مستقیم (تهیه بلیط و...) مهاجرت نیروی کار ایرانی است. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان مهاجرت منفی باشد.

$Available_i$: شاخص اندازه گیری میزان دسترسی به بازارهای هدف کشورهای OECD (طرف تجاری-مهاجرتی) توسط ایران است که انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر جریان مهاجرت منفی باشد. جهت اندازه گیری شاخص دسترسی به بازار می‌توان طبق روش هلیول¹ عمل کرد، به طوری که:

¹. Helliwell, (1997).

$$Available_i = \frac{rGDP_i}{Dis_j} \quad (18)$$

متغیرهای $RGDP_i$ و DIS_j به ترتیب عبارتند از: تولید ناخالص حقیقی در کشور ایران و فاصله جغرافیایی بین تهران و پایتخت کشور میزبان (j).

برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

برای برآوردهای معادله (۱۷) که متغیرهای جاذبه را در بر می‌گیرد از منابع داده‌های معتبر استفاده شده است.^۱ با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱)، اثرات تصادفی بر پایه آزمون هاسمن انتخاب شده است. برای انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن^۲ استفاده می‌شود که این آزمون به صورت زیر است:

$$w = (b_s - \beta_s)'(M_1 - M_0)^{-1}(b_s - \beta_s) \quad (19)$$

بطوری که در آن w دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی R است. M_1 ماتریس واریانس-کوواریانس برای ضرایب مدل اثرات ثابت b_s و M_0 ماتریس کوواریانس ضرایب مدل اثرات تصادفی β_s می‌باشد. چنانچه M_0 و M_1 همبسته باشند، b_s و β_s می‌توانند به طور معنی داری متفاوت بوده و این انتظار وجود دارد تا این امر در آزمون منعکس شود. در آزمون هاسمن، تایید فرضیه H_0 بیانگر انتخاب روش اثرات تصادفی و عدم تایید آن بیانگر انتخاب روش اثرات ثابت است. در صورت به کارگیری روش اثرات تصادفی آزمون LM^۳ که دارای

^۱. در این مورد از سایت اینترنتی

و United Nations High Commission For Refugees (UNHCR) و Penn World Table (PWT) برای اندازه‌گیری متغیرها استفاده شد.

^۲. Hausman Test

^۳. Breusch and Pagan Lagrange Multiplier

آماره ی χ^2 با درجه آزادی یک است، صحت بین مدل OLS را در مقابل مدل اثرات تصادفی بررسی می کند.

به منظور آزمون LM فوق، از آماره χ^2 به صورت زیر استفاده می شود:

$$LM : \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} \right]^2 \approx \chi_{(1)}^2 \quad (20)$$

N تعداد کل کشورها، T تعداد مشاهدات و e_{it} پسماندها را نشان می دهد (بالتاجی

۲۰۰۵).

بنابراین نتایج حاصل با توجه به آزمون هاسمن به روش تصادفی است که دارای اعتبار آماری است، در حالیکه گزارش نتایج بر پایه اثرات ثابت در جدول صرفاً به منزله مقایسه است. بر این اساس، با توجه به نتایج کسب شده و کاربرد آزمون BPLM، نتایج نهایی مربوط به مدل مهاجرت برآورد شده توسط OLS است. نتایج جدول نشان می دهد که متغیر لگاریتم شبکه اطلاعاتی مهاجران $LMST_{j,t-1}$ (مهاجران در سال قبل) تأثیر مثبت بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی دارد و نقش بسزایی در افزایش جریان مهاجرت نیروی کار و کاهش هزینه های غیرمستقیم مهاجرت، مانند زبان، مهارت، اسکان یافتن و غیره دارد. این متغیر از لحاظ آماری در سطح اهمیت ۵ درصد معنی دار است؛ به طوری که ۱ درصد افزایش در موجودی شبکه اطلاعاتی مهاجران، جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی را به میزان ۰/۴۲ درصد افزایش می دهد.

وجود شبکه های اطلاعاتی مهاجران به صورت فرآیندی خود تقویتی عمل می کند. بدین صورت که از طریق کاهش هزینه های غیر مستقیم مهاجرت مانند: موانع یادگیری زبان، مهارت و یافتن شغل، جریان مهاجرت نیروی کار با انگیزه های اقتصادی افزایش می یابد، P_i

¹. Baltagi, (2005).

جمعيت کشور مبدأ است، که دارای اثر منفي بر جريان مهاجرت نيروی کار ایرانی است و از لحاظ آماری در سطح اهميت ۵ درصد معنی دار است. علامت منفي و معنی دار اين متغير نشان دهنده آن است که هرچه اندازه کشور بزرگ (صرفه جويیهای ناشی از مقیاس بیشتر شود) باشد موقعیتهای مهاجرتی درون مرزی افزایش می یابد و از مهاجرت فرامرزی کاسته نیز می شود.

P_j جمعيت کشور مهاجر پذير است که دارای اثر منفي بر جريان مهاجرت نيروی کار ایرانی است و از لحاظ آماری در سطح اهميت ۵ درصد معنی دار است. ورود مهاجران جديد باعث افزایش جمعيت کشور میزبان شده است و از آنجایی که نیازهای اقتصادی آنها توسط دولت کشور مهاجر پذير تأمین می شود، در نتیجه بر مسئولیتهای دولت افزوده می گردد، که اين موضوع می تواند تهديد های سياسی به همراه داشته باشد .

u_j نرخ بيکاري کشور مهاجرپذير است که دارای اثر منفي بر جريان مهاجرت نيروی کار ایرانی به آن کشورها است. بدین لحاظ، یک درصد افزایش در نرخ بيکاري اين کشورها باعث کاهش جريان مهاجرت نيروی کار ایرانی به میزان ۰/۱۵ درصد می شود. ورود مهاجران جديد به کشور میزبان به صورت شوکی بر بازار کار داخلی کشورهای مهاجرپذير عمل می کند که باعث بيکار شدن نيروی کار داخلی و اشتغال مهاجران در فرصتهای شغلی موجود می شود، که اين امر دخالت دولت در اجرای قوانين کنترل مهاجرت جهت ورود غيرقانونی مهاجران را می طلبد. $rcgdp_j$ دستمزد حقیقی نيروی کار در کشورهای مهاجرپذير را نشان می دهد و از لحاظ آماری اين متغير در سطح ۵ درصد اهميت معنی دار است. لذا افزایش فرصتهای درآمدی در کشور مهاجرپذير برای مهاجران کشور مهاجر فرست به افزایش انگیزه های اقتصادی برای مهاجرت منجر خواهد شد .

$rgdppw_j$ سطح بهره وری نيروی کار در کشورهای OECD را نشان می دهد که از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد اهميت معنی دار است و تأثیر منفي بر جريان مهاجرت نيروی کار ایرانی دارد؛ به طوری که یک درصد افزایش در سطح بهره وری نيروی کار ماهر در کشورهای OECD، جريان مهاجرت نيروی کار غيرماهر ایرانی را به میزان بسيار ناچیزی کاهش می دهد. افزایش در سطح بهره وری و تعداد نيروی کار ماهر در کشور مهاجرپذير باعث

می‌شود که در آن کشور برای نیروی کار غیرماهر تقاضایی وجود نداشته باشد، از طرف دیگر، سطح بهره‌وری نیروی کار در کشور مقصد به عنوان نشانه‌ای برای موقعیتهای بهتر اقتصادی در کشور مهاجرپذیر برای نیروی کار ماهر ایرانی تلقی می‌شود.

متغیر لگاریتم حجم تجارت ایران $Ltrade$ دارای اثر مثبت بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی است و رابطه مکملی بین جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی و حجم تجارت ایران به آن کشورها وجود دارد. این متغیر از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد اهمیت معنی دار است، یک درصد افزایش در حجم تجارت، جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به آن کشورها را ۰/۱۶ درصد افزایش می‌دهد.

جدول ۱. بر آورد اثر عوامل تأثیرگذار بر مهاجرت نیروی کار ایرانی
به کشورهای منتخب OECD

اثرات تصادفی* (RE)	اثرات ثابت (FE)	متغیرهای توضیحی
۲۹/۲۹ (۴/۳۶)	۱۶/۲۲ (۱/۷۳)	مقدار ثابت
-۰/۴۲ (۵/۲۲)	-۰/۳۶ (۴/۵۰)	LMST _{j,t-1}
-۰/۰۰۰۵۱ (-۴/۵۹)	-۰/۰۰۰۳۷ (-۲/۲۱)	P _{i,t}
-۶/۸۶×۱۰ ^{-۶} (-۴/۲۵)	-۰/۰۰۰۱۲ (-۰/۶۷)	P _{j,t}
-۰/۰۳۷ (-۰/۹۳)	-۰/۰۸۰ (-۱/۸۴)	u _{i,t}
-۰/۱۵۵ (-۲/۲۸)	-۰/۰۴۶ (-۰/۵۹)	u _{j,t}
-۰/۰۰۰۲۶ (-۰/۱۲)	-۰/۰۰۰۴۸ (-۰/۲۵)	rgdp _{i,t}
-۰/۰۰۰۴۴ (۶/۲۹)	-۰/۰۰۰۲۰ (۱/۸۹)	rgdp _{j,t}
-۰/۰۰۰۲۱ (-۰/۱۱)	-۰/۰۰۰۱۲ (-۰/۷۳)	rgdppw _{i,t}
-۰/۰۰۰۸۸ (-۳/۷۹)	-۰/۰۰۰۱۶ (۲/۰۲)	rgdppw _{j,t}
-۰/۱۶۶ (۲/۴۱)	-۰/۲۱ (۳/۲۷)	LTrade _{j,t}
-۱/۱۹ (-۱/۱۰)	-۳/۳۶ (-۲/۶۷)	Available _i
-۰/۰۰۰۷۲ (-۱/۷۲)	—	Dis _j
-۰/۷۸	-۰/۴۱	R ²
۶۵	۶۵	مشاهدات
H(۰)= ۱۲۲/۹۷ و [P=۰/۰۰۰]		آماره هاسمن

توجه: در تمامی جداول مقادیر آماره t محاسبه شده در پرانتز آورده شده است در مورد آماره F و هاسمن احتمال پذیرش فرضیه H₀ در پرانتز نشان داده شده است.

مأخذ: محاسبات کامپیوتری ارائه شده در پیوست، با استفاده از نرم افزار **Stata ۹,۲** به دست آمده است.
**بر اساس آزمون هاسمن نتایج، مبتنی بر اثرات تصادفی، نتایج مورد نظر است و نتایج اثرات ثابت صرفاً برای مقایسه آورده شده است.

**منابع آماری مورد استفاده جهت تخمین نتایج از وب سایت دانشگاه پنسیلوانیا (Penn World Table)، دانشگاه چاس و سازمان بین المللی مهاجرت است.

Dis_j شاخص هزینه‌های مستقیم مهاجرت نیروی کار ایرانی است که از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد اهمیت معنی‌دار است، و تأثیر منفی بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشورهای OECD مذکور دارد. مقدار ضریب این متغیر چندان بالا نیست و تأثیر زیادی بر کاهش جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی ندارد. جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی با افزایش هزینه‌های مهاجرت به مقدار کمی کاهش می‌یابد.

این مطلب نشان‌دهنده این واقعیت است که وجود رابطه مکملی بین حجم تجارت و مهاجرت باعث می‌شود که با افزایش تجارت و به همراه آن افزایش تولید، سطح درآمدی نیروی کار افزایش یابد و محدودیتهای مالی و اعتباری جهت تأمین هزینه‌های مهاجرت از بین برود. کاهش محدودیتهای مالی و اعتباری که از طریق افزایش تجارت صورت می‌گیرد، باعث تقویت رابطه مکملی بین مهاجرت و تجارت می‌شود.

همگرایی (واگرایی) دستمزدهای نیروی کار می‌تواند عامل مؤثری بر جریان مهاجرت از کشورهای مهاجرفرست به کشورهای مهاجرپذیر باشد (مارجیت ۱۹۹۹). این متغیر از قدر مطلق اختلاف تولید سرانه دو کشور مهاجرفرست و مهاجرپذیر حاصل می‌شود. به طوری که هرچه اختلاف بین دو متغیر کمتر باشد، دستمزدهای حقیقی در دو کشور همگرا شده و زمانی که قدر مطلق تفاوت دو متغیر افزایش یابد، واگرایی دستمزدهای حقیقی نیروی کار در کشورها ظاهر می‌شود.

اثر همگرایی (واگرایی) دستمزدهای حقیقی نیروی کار بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشورهای OECD در رابطه (۱۹) این فرضیه بررسی می‌شود.

$$LM_{j,t}^2 = \mu_{j,t}^2 + \beta_1^2 LMST_{j,t-1} + \beta_2^2 P_{i,t} + \beta_3^2 P_{j,t} + \beta_4^2 u_{i,t} + \beta_5^2 u_{j,t} + \beta_6^2 Conv + \beta_7^2 rgdppw_{i,t} + \beta_8^2 rgdppw_{j,t} + \beta_9^2 Ltrade_{j,t} + \beta_{10}^2 Available_j + \beta_{11}^2 Dis_j + \varepsilon_{j,t}^2 \quad (19)$$

برای بررسی اثر همگرایی سطح دستمزدهای حقیقی نیروی کار^۱ بر مهاجرت نیروی کار ایرانی، از شاخص همگرایی که به طریق زیر به دست می‌آید، استفاده شده است (مارجیت: ۱۹۹۹):

$$Conv = |rgdp_{i,t} - rgdp_{j,t}| \quad (20)$$

که در آن متغیر $rgdp_{i,t}$ و $rgdp_{j,t}$ عبارتند از: تولید ناخالص واقعی سرانه در دو کشور مهاجر فرست (i) و مهاجرپذیر (j). بدین ترتیب نتایج برآوردی مدل بالا به روش داده‌های تابلویی در جدول (۲) گزارش شده است. طبق آزمون هاسمن، مدلی که با استفاده از روش اثرات تصادفی تخمین زده شده، قابل قبول است. متغیر Conv؛ نشان دهنده همگرایی سطح دستمزدهای حقیقی نیروی کار است و همگرایی سطح دستمزدهای حقیقی نیروی کار ایرانی با نیروی کار کشورهای منتخب OECD را نشان می‌دهد. در این مدل ضریب متغیر همگرایی دارای علامت مثبت است و دارای ضریب اهمیت بالایی است که علامت مثبت ضریب اهمیت نشان دهنده اثر اختلاف دستمزدهای نیروی کار ایرانی با دستمزدهای نیروی کار در کشورهای منتخب OECD بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی است. ضریب متغیر همگرایی دستمزدها (۷/۴۸) در سطح اهمیت ۵ درصد معنی دار است که نشان دهنده این واقعیت است که افزایش در اختلاف دستمزدها (واگرایی) باعث افزایش جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به آن کشورها می‌شود وجود اختلاف دستمزدهای نیروی کار که ناشی از اختلاف در درآمدهای پولی و قدرت خرید ساکنین، و تفاوت در مهارت‌ها و دانش فنی نیروی انسانی بین کشورهاست، به روند مهاجرفرستی ایران دامن می‌زند.

^۱. Convergence of Real Labor Wages

جدول ۲. بررسی اثر همگرایی سطح دستمزدهای حقیقی نیروی کار بر مهاجرت

متغیرهای توضیحی	اثرات ثابت (FE)	اثرات تصادفی* (RE)
مقدار ثابت	-۲۰/۰۲ (-۱/۶۸)	-۵۵/۱۶ (-۴/۵۷)
LMST _{j,t-1}	۰/۳۵ (۴/۳۸)	۰/۳۸ (۴/۰۹)
P _{i,t}	-۰/۰۰۰۲۹ (-۲/۰۲)	-۰/۰۰۰۲۴ (-۲/۶۴)
P _{j,t}	۴/۷۹ (۰/۲۷)	-۴/۱۴ × ۱۰ ^{-۶} (-۲/۶۱)
u _{i,t}	-۰/۱۱ (-۲/۷۹)	-۰/۰۸۶ (-۲/۱۸)
u _{j,t}	۰/۰۰۴ (۰/۰۶)	۰/۰۱۱ (۰/۱۴)
Conv	۳/۲۵ (۱/۸۴)	۷/۴۸ (۴/۶۳)
rgdppw _{i,t}	-۰/۰۰۰۰۲۵ (-۰/۱۵)	-۰/۰۰۰۰۲۱ (۱/۳۱)
rgdppw _{j,t}	۰/۰۰۰۰۱۸ (۲/۴۱)	-۰/۰۰۰۰۴۸ (-۲/۰۷)
Ltrade _{ij,t}	-۰/۲۱۹ (۳/۳۶)	-۰/۱۰۹ (۱/۴۵)
Available	-۳/۵۵ (-۲/۰۶)	-۲/۷۸ (-۲/۵۴)
Dis _j	—	-۰/۰۰۰۰۱۸ (-۲/۳۶)
R ²	۰/۵۲	۰/۶۴
مشاهدات	۶۵	۶۵
آماره هاسمن	H(۰) = ۹۵/۶۱ و [P = ۰/۰۰۰]	

* بر اساس آزمون هاسمن نتایج مثبتی بر اثرات تصادفی نتایج مورد نظر است و نتایج اثرات ثابت صرفاً برای مقایسه آورده شده است.

مأخذ: محاسبات کامپیوتری ارائه شده در پیوست با استفاده از نرم افزار Stata ۹,۲ به دست آمده است.

** منابع آماری مورد استفاده جهت تخمین نتایج از وب سایت دانشگاه پنسیلوانیا (Penn World Table)، دانشگاه چاس و سازمان بین المللی مهاجرت بدست آمده است.

نتیجه گیری

در این مطالعه، یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی، حجم تجارت کشور مهاجر فرست به کشور مهاجر پذیر است که نتایج حاصل از مدلها نشان دهنده رابطه مکملی بین حجم تجارت و مهاجرت نیروی کار ایرانی است. تحقیق حاضر

یک کشور مبدأ (ایران) و چندین کشور مقصد (آمریکا، کانادا، انگلستان، هلند و سوئد) را محور مطالعاتش در زمینه رابطه بین تجارت خارجی و مهاجرت یک کشور مبدأ و چند کشور مقصد قرار داده است. تحلیلهای تجربی صورت گرفته در مورد نوع رابطه موجود بین حجم تجارت ایران و مهاجرت نیروی کار ایرانی، نشان دهنده وجود رابطه مکملی بین این دو پدیده است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در حجم تجارت خارجی ایران، جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به کشور های شریک تجاری را به ۰/۱۶ درصد افزایش می دهد. همچنین شبکه های اطلاعاتی مهاجران که نقش کاهش هزینه های غیرمستقیم مهاجرت (اسکان، یافتن شغل، آموزش زبان و...) را به عهده دارند، به عنوان عامل تشویقی جهت افزایش مهاجرت است. هرچه شبکه های اطلاعاتی مهاجران در کشورهای مورد نظر از لحاظ اندازه بزرگتر شوند، تأثیر بیشتری بر جریان وزودی مهاجران از همان ملیت می گذارند. در کنار آن می توان به کاهش هزینه های تجارت به دلیل افزایش اطلاعات در زمینه شناسایی بازارهای بالقوه صادرات و همچنین ترجیحات مصرفی کشور می شود که در نهایت باعث افزایش حجم تجارت ایران به آن کشورها می شود. همگرایی در سطح بهره وری نیروی کار، جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی به آن کشورها را کاهش می دهد؛ به عبارت دیگر، کاهش شکاف در زمینه تعداد نیروی کار ماهر موجود بین این دو نوع کشور، انگیزه های اقتصادی نیروی کار ماهر جهت مهاجرت را تقلیل می دهد. هزینه های مستقیم مهاجرت که از لحاظ نظری باعث کاهش جریان مهاجرت می شود در مطالعه حاضر مورد تأیید قرار گرفته است و افزایش در فاصله جغرافیایی بین کشورها به کاهش انگیزه های مهاجرتی نیروی کار منجر می شود، ولی چندان تأثیر زیادی هم بر آن ندارد.

پیشنهادها و توصیه های سیاسی

۱. متناسب با نتایج بدست آمده، اصلاحات اقتصادی همراه با استراتژی برونگرایی مبنی بر توسعه تجارت و حضور مؤثرتر ایران در مبادلات بین المللی امکان کاهش اختلاف در دستمزدهای واقعی بین ایران و کشورهای مهاجر پذیر را در پی دارد، به طوری که عامل باز دارنده ای برای مهاجرت بی رویه خواهد بود.

۲. شناخت موقعیتهای شغلی متناسب با مهارتهای نیروی کار داخلی جهت کاهش بیکاری و افزایش سطح تولید داخلی به منظور افزایش سطح تجارت بین الملل کشور مهاجر فرست می تواند انگیزه های اقتصادی مهاجرت را تقویت نماید.

۳. افزایش تبادل اطلاعات مهاجرین در کشورهای مورد مطالعه به تقویت شبکه اطلاعاتی مهاجرین منجر شده که این امر باعث افزایش جریان مهاجرت نیروی کار ایرانی بدان کشورها می شود.

۴. وجود شکاف دستمزدهای حقیقی بین کشورها مهاجر فرست و مهاجر پذیر باعث تشدید مهاجرت نیروی کار ایرانی با انگیزه های اقتصادی بدان کشورها شده که این امر مؤید این مطلب است که هرچه یکپارچگی اقتصادی افزایش یابد اختلاف سطح دستمزدها بین کشورهای مورد مطالعه کاهش و همگرایی در دستمزدها را ایجاد می کند که می تواند اثر مطلوب و قاعده مند بر جریان مهاجرت نیروهای ایرانی داشته باشد.

پی‌نوشتها:

۱. دفتر آمار و خدمات ماشینی گمرک جمهوری اسلامی ایران. *سالنامه‌های آماری بازرگانی خارجی کشور سال (۱۳۸۳-۱۳۷۱)*، تهران، انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۳).
۲. طوسی، محمدرضا. «بررسی نقش پارامترهای اجتماعی، سیاسی، اقتصادی بر روند مهاجرت مغزها». *پایان نامه کارشناسی ارشد*، رشته مهندسی صنایع، مرکز برنامه‌ریزی سیستم‌ها، دانشگاه صنعتی اصفهان، (۱۳۸۰).
3. Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data, Third Edition*, New York, (2005).
4. Borjas, G., *the Impact of Immigration on the Labor Market*, Harvard University, (2006).
5. Bratsberg, B., "Legal Versus Illegal U.S. Immigration and Source Country Characteristics", *Southern Economic Journal*, Vol . 61, (1995):715-727.
6. Bruder, Jana. "Are Trade and Migration Substitute or Complements? The Case of Germany, 1970-1998"., University of Rostock, (2004).
7. Chiswick, B. R. "Illegal Immigration and Immigration Control"., *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, (1988): 101-115.
8. Dipietro, Giorgio. "Trade, Legal and Illegal Immigration", University of Westminster, (2004).
9. Etheir, W. J. and Svensson, L.E.O. "The Theorems of International Economics"., *Journal of Economic Perspective*, No.20, (1986): 21-42.
10. Faini, R. and Demelo, J. "Trade Liberalization, Employment and Migration: Some Simulations for Morocco"., *CEPR Discussion Paper*, No, 1198 , London, UK., 1999.
11. Faini, R. and Venturini, A. "Trade, Aid and Migrations. Some Basic Policy Issues"., *European Economic Review*, No. 37, (1993): 435-442.
12. Hatton, T. "Trade Policy and Migration Policy: Why The Difference?"., University of Essex and Australian National University, No. 6021, (2006).
13. Helliwell, J. f. "National Borders, Trade and Migration"., *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No.6021, (1997).
14. Lopez, R. and Schiff. M. "International Migration and Remittances"., *Policy Research Working Paper*, No. 1493, International Trade Division , IEC, World Bank, (2006).

15. Marjit, Sugata. "Wages, Labor Mobility and International Trade", Center for Studies in Social Sciences, Calcutta India, (1999).
16. Martin, P. "Economic Integration and Migration: The Mexico –US Case"., *Paper Presented at the WIDER Conference in Helsinki*, (September, 2002): 27-28.
17. Martin and Straubhaar, T. "Best Practices to Reduce Migration Pressure"., *Internation Migration*, Vol. 4, (2002), pp.5-21.
18. Markusen, J. R. and Svensson, L. E. O. "Trade in Goods and Factors with International Difference in Technology"., *International Economic Review*, No.26, (1985), pp.92-175.
19. Markusen, "Factor Movements and Commodity Trade as Economics"., *Journal of International Economics*, Vol.13, (1983).
20. Mayda, A. M. "International Migration:A panel Data Analysis of Economic and Non Economic Determinants"., *IZA Discussion Paper*, No. 1590, Bonn: IZA, (2005).
21. Mitchell, J. and N. Pain, "The Determinants of International Migration in to the UK: Applied Based Modeling Approach"., *Natural Institute of Economic and Social Research*, (2003).
22. Mundell, Robert, "International Trade and factor Mobility"., *The American Economic Review*, Vol. 41, No.3, 1957.
23. Rodrik, D. "Has Globalization Gone too Far?"., Institute for International Economics, Washington D. C., Vol. 31, No.7, (1997): 21-35.
24. Schiff, M. "Migration, Investment and Trade: Substitutes or Complements?"., *World Bank*, Universidad del Chile and IZA, (2006).
25. Schiff, M. *Trade Policy and International Migration: Substitutes or Complements?*., in J. E. Taylor (ed.) Development strategy, Employment and Migration, OECD Development Center, Paris., 1996.
26. Schiff, M. "How Trade, Aid and Remittances Affect International Migration"., *World Bank Policy Research Working Paper*, No.1376, (1994).
27. Svensson, R. "Factor Trade and Goods Trade"., *Journal of International Economics*, Vol. 16, (1984): 365-378.
28. Wong, K. "Are International Trade and factor Mobility Substitutes"., *Journal of International Economics*, (1986): 21-43.
29. www.iom-seasia.org/index.php?page=stst-th
30. www.iza.org/conference-files/iza-ui-2004/docquer.pdf

31. www.laborsta.ilo.org/
32. www.migrationInformation.org/feature/display.Cfm?ID=85
33. www.pwt.econ.upenn.edu/php-site/pwt-index.php

Archive of SID