تحرک شغلی بین‌نسلی مردان در ایران از ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵

محمد حسینی | mo.hoseini@imps.ac.ir
استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۷ | پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۲۲

چکیده: این پژوهش به بررسی تغییرهای تحرک شغلی بین‌نسلی مردان در ایران از ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ با استفاده از داده‌های سرشماری و طرح نیروی کار می‌پردازد. روش مورد استفاده برای اندازه‌گیری تحرک شغلی بر مبنای فاصله آلثام بین ماتریس‌های تغییر وضعیت در سال‌های مختلف است. نتایج حاکی از کاهش ملایم تحرک شغلی در بازه ۱۳۸۵-۱۳۷۵، سپس کاهش شدیدتر آن در بازه ۱۳۹۰-۱۳۸۵ است. در ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ تحرک شغلی تغییر معناداری نداشته است. یکی از عواملی که می‌تواند کاهش تحرک اجتماعی را در این دوره توضیح دهد، تقاضای اشتغال تقریباً ثابت بخش عمومی است. از ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵، با وجود افزایش ۱۰ میلیونی جمعیت فعال، مشاغل بخش عمومی کم‌تر از ۱ میلیون افزایش یافته است و داده‌ها نشان می‌دهند که افزایش رقابت برای استخدام در این مشاغل موجب شده است که شانس استخدام در بخش عمومی برای پسرانی که پدر شاغل در این بخش دارند، به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش یابد. دو پدیده دیگری که با کاهش شدیدتر تحرک شغلی بعد از ۱۳۸۵ همبستگی دارند و می‌توانند آن را توضیح دهند، افزایش تعداد دانشجویان، و پدیده مقطعی رشد بدون اشتغال در کشور هستند.

کلیدواژه‌ها: تحرک اجتماعی، تحرک بین‌نسلی، نابرابری، رشد بدون اشتغال، تحصیلات تکمیلی، مشاغل بخش عمومی.

طبقه‌بندی JEL: J45, D63, J62.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و چهارم | شماره ۱ | بهار ۱۳۹۸ | ص‌ص ۵۰-۲۵

مقدمه

تحرک بین‌نسلی به معنای احتمال موفقیت یک فرد بر مبنای وضعیت والدینش، یک شاخص معمول در اندازه‌گیری تساوی فرصت‌ها در یک جامعه است (Solon, 1999). برای مشخص شدن اهمیت بررسی این شاخص دو جامعه الف و ب را در نظر بگیرید که به‌طور کامل توزیع درآمد مشابهی دارند، به این معنا که شاخص‌های معمول نابرابری نظیر ضریب جینی در آن‌ها به‌طور کامل برابر است. در نگاه اول، این دو جامعه از لحاظ میزان نابرابری برابر هستند، اما فرض کنید که در جامعه الف دهک درآمدی هر فرد به فرزندانش به ارث برسد، اما در جامعه ب دهک درآمدی والدین و فرزندان به‌طور کامل مستقل از هم باشند. در این حالت، اگر کسی در جامعه الف در قشر فقیر جامعه به‌دنیا بیاید ناگزیر در بزرگسالی نیز فقیر خواهد بود و اگر کسی در خانواده ثروتمند متولد شود، همواره در همان طبقه زندگی خواهد کرد. در مقابل، در جامعه ب افرادی که در خانواده فقیر یا ثروتمند به‌دنیا بیایند، در بزرگسالی توزیع درآمد مشابهی دارند و هرکدام با احتمال مشابه فقیر یا ثروتمند خواهند بود. در این مثال، الف نمایانگر یک جامعه بدون تحرک بین‌نسلی و ب نشانگر یک جامعه با تحرک بین‌نسلی کامل است. بنابراین، با وجود این‌که نابرابری درآمدی در یک نسل در دو جامعه یکسان است، ماهیت نابرابری در این دو جامعه به‌طور کامل با هم متفاوت است و سیاستگذاری مختلفی را طلب می‌کند.

در ایران، شاخص‌های نابرابری از دیرباز وجود داشته، اما شاخص تحرک اجتماعی در سطح کل کشور و به‌طور متواتر در طول زمان وجود نداشته است. یک دلیل این موضوع نوع آمارهای موجود است که متمرکز بر خانوار هستند و نه خانواده. اگرچه تمرکز بر خانوار راه درست آمارگیری طرح‌های ملّی برای شاخص‌های کلان بازار کار مانند نرخ مشارکت و نرخ بیکاری است، اما در زمینه تحرک اجتماعی این طرح‌ها راهگشا نیستند. برای مثال، وضعیت فرزندان پس از جدا شدن از خانواده به دلایل مختلف مانند تحصیل، ازدواج یا استقلال مالی مشخص نیست. همان‌طور که وضعیت درآمدی و هزینه‌ای والدین سرپرست خانوار که جداگانه زندگی می‌کنند، مشخص نیست. این پژوهش، درصدد بررسی روند تغییرهای تحرک بین‌نسلی در ایران در بازه ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ با وجود محدودیت داده‌ای موجود و با تمرکز بر تحرک شغلی و پدر-پسرهای همخانه است.

در بازه مورد بررسی، کشور ایران شاهد تغییرهای وسیعی در ابعاد اجتماعی، اقتصادی، و سیاسی است. برای مثال، در این بازهٔ بیست‌ساله جمعیت ۲۰ تا ۴۵ ساله از ۲۰ میلیون نفر به ۳۶ میلیون نفر افزایش یافته و نرخ شهرنشینی از ۶۱ درصد به ۷۴ درصد رسیده است. در زمینه رشد و اشتغال،

اقتصاد ایران شاهد دوره‌های مختلفی در این بازه است. در حالی که بین ۱۳۷۵ و ۱۳۸۳ تولید ناخالص داخلی و اشتغال هردو با نرخ میانگین چهار درصد رشد کرده‌اند، از ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ ایران با پدیده رشد بدون اشتغال، و از ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ با پدیده اشتغال بدون رشد مواجه بوده است. در زمینه سیاسی نیز ایران در این بازه بیست‌ساله دولت‌هایی از طیف‌های مختلف سیاسی را تجربه کرده است.

با استفاده از داده‌های سرشماری و طرح نیروی کار، تخمین‌های انجام‌گرفته نشان می‌دهند که تحرک شغلی بین‌نسلی در ایران در بازه ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ رو به کاهش است و در بازه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ این روند کاهنده شدیدتر می‌شود. بین ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ تغییرهای معناداری در تحرک شغلی بین‌نسلی اتفاق نیافتاده است. تحلیل دقیق‌تر این روندها، حاکی از همبستگی آن‌ها با پدیده رشد بدون اشتغال، افزایش تحصیلات دانشگاهی، و عرضه ثابت اشتغال دولتی است که هرکدام از این موارد مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. البته، بررسی‌های صورت‌گرفته در این پژوهش تنها بر مبنای همبستگی بین این متغیرها با تحرک شغلی است و به دلیل محدودیت داده‌ها، تخمین اثر علّی در یک ساختار شبه‌آزمایشی امکان‌پذیر نیست.

مبانی نظری پژوهش

در زمینه تحرک بین‌نسلی در کشورهای توسعه‌یافته، ادبیات مفصلی وجود دارد که در سولون (۱۹۹۹)، بلک و دِورکس[1] (۲۰۱۱)، و جانتی و جنکینز[2] (۲۰۱۵)، مرور می‌شوند. به‌طور کلی، تحرک اجتماعی موضوعی چندبُعدی است و می‌تواند از زاویه‌های مختلفی مانند درآمد و شغل اندازه‌گیری شود. به دلایل مختلف، تحرک شغلی از دیرباز به عنوان اولین شاخص برای بررسی تحرک بین‌نسلی نزد پژوهشگران علوم اجتماعی استفاده می‌شده است (Blau & Duncan, 1967). یک مزیت شغل نسبت به درآمد برای اندازه‌گیری تحرک بین‌نسلی، کم‌تر بودن خطای اندازه‌گیری آن است. علاوه بر آن، داده‌های مربوط به شغل افراد و والدین آن‌ها بسیار فراهم‌تر از داده‌های مربوط به درآمد است که این موضوع در کشورهای توسعه‌یافته نیز مصداق دارد. برای مثال، پژوهش‌هایی که تحرک اجتماعی بین‌نسلی در قرن نوزدهم یا اوایل قرن بیستم را در کشورهای درحال‌توسعه بررسی می‌کنند (Guest *et al*., 1989; Long & Ferrie, 2013)، یا پژوهش‌هایی که مربوط به کشورهای درحال‌توسعه هستند (Reddy, 2015)، بر تحرک شغلی متمرکز هستند.

1. Black & Devereux
2. Jäntti & Jenkins

ما در این پژوهش، از روش لانگ و فری (۲۰۱۳)، که به مطالعه تحرک شغلی بین‌نسلی در انگلستان و آمریکا از ۱۸۵۰ تاکنون می‌پردازند، استفاده می‌کنیم. روش آن‌ها مبتنی بر ساخت ماتریس‌های تغییر وضعیت برای زمان‌ها و مکان‌های مختلف است، به‌طوری که سطرها و ستون‌های ماتریس‌ها به‌ترتیب متناظر با رده شغلی پدرها و پسرهاست. برای مثال، در ماتریس $P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}$، p_{ij} برابر تعداد پسرهایی است با شغل j که پدرشان دارای شغل i بوده‌اند. در حالت تحرک کامل، تمام درایه‌های این ماتریس برابر هستند، به این معنا که شغل پدر اثری بر شغل پسر ندارد. لانگ و فری (۲۰۱۳)، سپس ماتریس‌های تغییر وضعیت را با ماتریس تحرک کامل شغلی بر مبنای فاصله تعریف‌شده توسط آلثام[1] (۱۹۷۰)، مقایسه می‌کنند. تغییرها در فاصله آلثام نشان می‌دهد که تحرک شغلی بین‌نسلی در طول زمان یا بین مکان‌های مختلف چگونه تغییر می‌کند. مزیت مهم شاخص فاصله آلثام ـ که در ادامه توضیح داده خواهد شد ـ تجزیه‌پذیری آن به عناصر تشکیل‌دهنده است، به‌طوری که بتوان فهمید کدام جفت شغلی پدرـپسر تغییرهای بیش‌تری در تحرک شغلی ایجاد می‌کند. روش لانگ و فری (۲۰۱۳)، در پژوهش‌های مختلف برای دیگر کشورها استفاده می‌شود که تعدادی از آن‌ها عبارت‌اند از مدالسلی[2] (۲۰۱۷) برای نروژ، رویز[3] (۲۰۱۸) برای اسپانیا، و ردی (۲۰۱۵) برای هندوستان. در کشورهای درحال‌توسعه، به دلیل کمبود داده‌ای که والدین و فرزندان را در طول زمان به‌هم متصل کند، موضوع تحرک بین‌نسلی کم‌تر مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برای حل این مشکل، در یک شاخه جدید از پژوهش‌ها، از داده‌های والدین و فرزندانی که در یک خانوار زندگی می‌کنند (والدـفرزندهای همخانه[4])، برای تخمین تحرک بین‌نسلی استفاده می‌شود (Reddy, 2015; Hnatkovska *et al.*, 2013 برای هندوستان؛ Emran & Shilpi, 2011 برای نپال؛ و Emran & Sun, 2015 برای چین). با وجود این‌که در این روش تخمین تحرک بین‌نسلی فقط به نمونه پدر و پسرهایی محدود می‌شود که در یک خانوار زندگی می‌کنند، و از این نظر یک اریب انتخاب به‌وجود می‌آید، اگر این اریب انتخاب در طول زمان ثابت بماند، در بررسی تغییرهای تحرک شغلی حذف می‌شود. به عبارت دیگر، در این روش وجود اختلاف بین پدر و پسرهای همخانه با پدر و پسرهایی که جداگانه زندگی می‌کنند، پذیرفته می‌شود اما فرض می‌شود که این اختلاف در طول زمان ثابت است و این دو گروه به‌طور موازی باهم تغییر می‌کنند. به علاوه، به دلیل پایین بودن نرخ مشارکت

1. Altham
2. Modalsli
3. Ruiz
4. Co-Resident

زنان در کشورهای درحال‌توسعه ـ که در ایران هم مصداق دارد ـ تمامی پژوهش‌های اشاره‌شده در بالا فقط بر مردان شاغل تمرکز دارند.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به این‌که شغل متغیری گسسته است، روش معمول برای اندازه‌گیری تحرک شغلی استفاده از جدول تغییر وضعیت است (Xie & Killewald, 2013). برای مثال، فرض کنید $Q = \begin{bmatrix} q_{11} & q_{12} \\ q_{21} & q_{22} \end{bmatrix}$ و $P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}$ دو ماتریس جریان شغلی باشند، به‌طوری که هر سطر نشان‌دهنده رده شغلی پدر و هر ستون نمایانگر رده شغلی پسر. با این تعریف، هر p_{ij} منعکس‌کننده تعداد پدرها با شغل i است که پسرهایشان شغل j دارند. در این ساختار، یک ماتریس قطری نمایانگر نبود هرگونه تحرک شغلی، و ماتریسی که تمام درایه‌های آن برابر باشند، نشان‌دهنده تحرک کامل شغلی است. ساده‌ترین شاخصی که برای اندازه‌گیری تحرک شغلی با داشتن ماتریس P و Q می‌توان در نظر گرفت، نسبت جمع درایه‌های غیرقطری آن‌ها به جمع کل درایه‌هاست:

$$m_P = \frac{p_{12} + p_{21}}{p_{11} + p_{12} + p_{21} + p_{22}},\ m_Q = \frac{q_{12} + q_{21}}{q_{11} + q_{12} + q_{21} + q_{22}} \qquad (۱)$$

با این تعریف، $d = m_p - m_q$ اختلاف تحرک شغلی را بین دو ماتریس P و Q نشان می‌دهد. اما شاخص بالا یک ضعف بزرگ دارد و آن متمایز نکردن تغییرهای ساختاری اقتصاد با تغییرهای تحرک شغلی است. لانگ و فری (۲۰۱۳)، بیان می‌کنند که m_p و m_q در واقع ترکیب تغییر در توزیع حاشیه‌ای رده‌های شغلی در دو دوره، و تغییر در همبستگی بین رده شغلی پدر با رده شغلی پسر است. آنچه برای اندازه‌گیری تحرک شغلی مورد نظر است، تغییر در همبستگی بین رده شغلی پدر با پسر است و نه تغییر در توزیع حاشیه‌ای رده‌های شغلی. برای مثال، اگر توزیع رده‌های شغلی به دلیل تغییر در ساختار اقتصاد تغییر کند ـ برای مثال، همگام با روند صنعتی شدن سهم مشاغل کشاورزی کاهش و مشاغل صنعتی و خدماتی افزایش می‌یابد ـ خودبه‌خود بین دو نسل جابه‌جایی شغلی مشاهده می‌شود که به دلیل تغییر در ساختار اقتصاد است نه تغییر در همبستگی رده شغلی پدر با پسر. به عبارت دیگر، تغییرهای ساختاری اقتصادی باعث افزایش درایه‌های غیرقطری در ماتریس تغییر وضعیت می‌شوند که با آنچه برای اندازه‌گیری تحرک شغلی مورد نظر است، تفاوت دارد. به این دلیل برای اندازه‌گیری تحرک شغلی، مستقل از تغییرهای ساختاری اقتصاد که باعث تغییر

توزیع فعالیت‌ها می‌شوند، در یک ماتریس جابه‌جایی ۲×۲ از نسبت شانس[1]، که نسبت حاصل‌ضرب قطرهاست، استفاده می‌شود. در مثال بالا، نسبت شانس برای ماتریس P برابر با $O_p = \frac{p_{11}/p_{12}}{p_{21}/p_{22}}$ است که برابر است با شانس این‌که پسرِ پدری که شغل ۱ را داراست، شاغل در شغل ۱ به‌نسبت شغل ۲ شود، تقسیم بر شانسی که پسرِ پدری که شغل ۲ را داراست، شاغل در شغل ۱ به‌نسبت شغل ۲ شود. در حالت تحرک کامل شغلی، شانس اشتغال در شغل ۱ به‌نسبت شغل ۲ به شغل پدر ربطی ندارد و بنابراین، O_p برابر ۱ می‌شود. در مقابل، در حالت نبود هرگونه تحرک شغلی، O_p به بی‌نهایت میل می‌کند. ویژگی جالب نسبت شانس این است که مستقل از تغییر در توزیع مشاغل در بین دو نسل است. با استفاده از نسبت شانس، آلثام (۱۹۷۰)، یک شاخص برای اندازه‌گیری فاصله بین P و Q معرفی می‌کند. در حالت ۲×۲، شاخص آلثام برابر با مقدار مطلق اختلاف بین لگاریتم نسبت شانس دو ماتریس است:

$$d(P, Q) = |\log(O_P) - \log(O_Q)| \qquad (۲)$$

برای حالتی که ماتریس‌های تغییر حالت r سطر و c ستون داشته باشند، فاصله آلثام از این راه محاسبه می‌شود:

- ابتدا تمام زیرماتریس‌های ۲×۲ ماتریس اصلی که به تعداد [r(r-1)/2]*[c(c-1)/2] هستند، ساخته می‌شوند.
- فاصله آلثام برای هر زیرماتریس متناظر در P و Q مطابق فرمول (۲) محاسبه می‌شود:

$$O_{p_k} = \frac{p_{ii}/p_{ij}}{p_{ji}/p_{jj}}, \quad O_{Q_k} = \frac{q_{ii}/q_{ij}}{q_{ji}/q_{jj}} \quad , \qquad d(P_k, Q_k) = |\,log(O_{P_k}) - \log(O_{Q_k})| \qquad (۳)$$

در مرحله آخر فاصله کلی بین P و Q برابر با جذر مجموع مجذورهای فاصله‌های بین زیرماتریس‌ها می‌شود:

$$d(P, Q) = \sqrt{[d(P_1\,,\, Q_1)]^2 + [d(P_2\,,\, Q_2)]^2 + \cdots + [d(P_K\,,\, Q_K)]^2} \qquad (۴)$$

در فرمول بالا d(P, Q) اختلاف ماتریس P و Q از نظر همبستگی بین سطر و ستون آن‌هاست و توسط یک آزمون نسبت درست‌نمایی خی‌دو با (r-1)(c-1) درجه آزادی، می‌توان فرض صفر

1. Odds Ratio

$d(P,Q)=0$ را آزمون کرد. آلثام و فری[1] (۲۰۰۷)، نشان می‌دهند که مقدار d(P,Q) با ضرب کردن سطرها یا ستون‌ها با یک مقدار دلبخواه تغییر نمی‌کند و در واقع، اختلاف بین همبستگی دو ماتریس را اندازه‌گیری می‌کند و نه توزیع رده‌های سطری یا ستونی. در این ساختار، اگر J ماتریس با درایه‌های ۱ باشد، d(P, J) فاصله ماتریس P از حالت تحرک کامل شغلی است. بنابراین، اگر d(P, Q) به‌طور معناداری مخالف صفر باشد، و از طرف دیگر d(P, J) > d(Q, J)، آن‌گاه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تحرک شغلی در ماتریس Q بیش‌تر از P است و بالعکس.

داده‌ها

داده‌های اصلی این پژوهش از دو منبع سرشماری نفوس و مسکن، و طرح نیروی کار مرکز آمار ایران استخراج می‌شوند. داده‌های خام دو درصد سرشماری‌ها برای سال ۱۳۷۵، ۱۳۸۵، و ۱۳۹۰ در سایت مرکز آمار ایران موجود است[2]. در این سه دوره، سرشماری‌ها همراه با پرسش‌های جزیی درباره وضعیت فعالیت و نوع شغل انجام شده است. در سرشماری ۱۳۹۵ اطلاعات شغلی پرسیده‌شده فقط شامل وضعیت اشتغال (شاغل، بیکار، غیرفعال) است و جزییات نوع شغل موجود نیست و به این دلیل در این پژوهش از آن استفاده نمی‌شود. در مقابل، برای گسترده‌تر کردن دوره مورد بررسی به ۱۳۹۵ از داده‌های طرح نیروی کار، که به‌طور فصلی از ۱۳۸۴ گردآوری شده است، استفاده می‌شود. در طرح نیروی کار اطلاعات مختلفی در زمینه اشتغال و بیکاری به همراه دیگر ویژگی‌های خانوار یا فرد پرسیده می‌شود. این طرح کل کشور را در بر می‌گیرد و در هر سال بیش از ۵۰ هزار خانوار به صورت تصادفی نمونه‌برداری می‌شوند. یک اختلاف بین سرشماری و طرح نیروی کار نحوه تعریف اشتغال در آن‌هاست. طرح نیروی کار، پرسش‌های دقیق‌تری را از فرد درباره مشارکت در بازار کار می‌پرسد و بر مبنای آن وضع فعالیت فرد استنتاج می‌شود. اما در سرشماری، مصادیق اشتغال کم‌تر از طرح نیروی کار است. به این دلیل، ما در سال‌هایی که دو منبع داده همپوشانی دارند، از هردو استفاده می‌کنیم برای مقایسه روندهایی که هرکدام نتیجه می‌دهند.

جدول (۱)، فهرست داده‌های سرشماری و طرح نیروی کار را که در این پژوهش استفاده می‌شوند، به همراه تعداد نمونه‌شان نشان می‌دهد. به دلیل آن‌که تعداد خانوار نمونه در طرح نیروی کار به‌مراتب کم‌تر از سرشماری است، ما نمونه سه‌سال نزدیک به سال مورد نظر را برای محاسبه در

1. Altham & Ferrie
2. https://www.amar.org.ir/

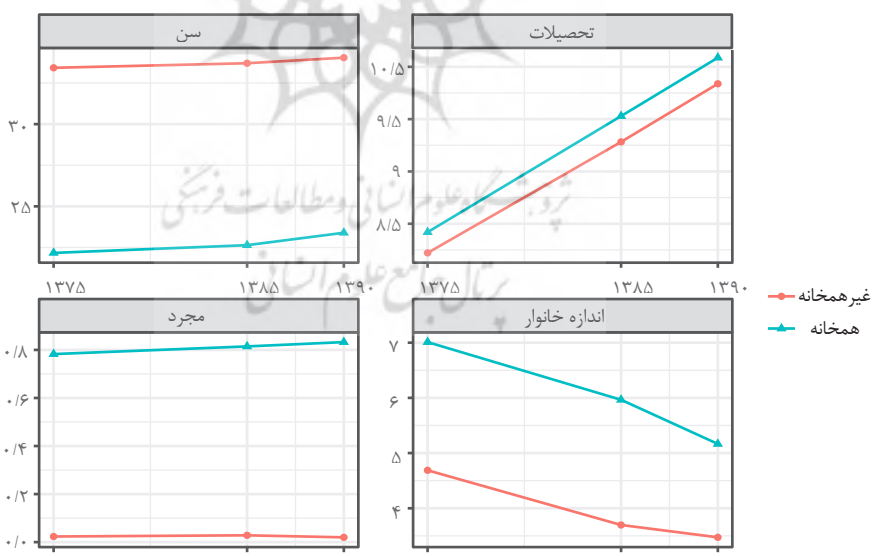
نظر می‌گیریم. در نمونه سرشماری‌ها دست‌کم ۳۱ هزار خانوار با جفت پدر-پسر شاغل وجود دارد که به‌طور میانگین حدود ۱۱ درصد کل خانوارها را در نمونه شامل می‌شوند. در داده‌های طرح نیروی کار دست‌کم ۲۳ هزار خانوار با جفت پدر-پسر شاغل وجود دارند که به‌طور میانگین حدود ۱۵ درصد از کل خانوارهای نمونه را شامل می‌شوند. دلیل بیش‌تر بودن نسبت خانوارها در طرح نیروی کار تعریف جامع‌تر اشتغال در این طرح نسبت به سرشماری است. ما می‌توانیم تحرک شغلی را با این داده‌ها برای چهار دوره ۱۳۷۵، ۱۳۸۵، ۱۳۹۰، و ۱۳۹۵ به‌دست آوریم. در ۱۳۷۵ تنها داده موجود سرشماری و در ۱۳۹۵ تنها داده موجود طرح نیروی کار است، اما برای ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ هردو منبع داده موجود هستند که به ما قابلیت مقایسه نتایج را می‌دهند. همچنین، همگام با پژوهش‌های پیشین در سایر کشورهای درحال‌توسعه، برای تخمین تحرک شغلی، نمونه مورد استفاده در تخمین خانوارهایی هستند که پدر به همراه پسر بین ۱۶ تا ۴۵ ساله باهم در یک خانوار زندگی می‌کنند و هردو شاغل با کد نوع شغل هستند.

جدول ۱: فهرست داده‌ها و تعداد نمونه آن‌ها

نوع داده	سال	تعداد جفت پدر-پسر	تعداد خانوار
سرشماری	۱۳۷۵	۳۱۰۸۹	۲۴۶۹۷۰
	۱۳۸۵	۴۲۲۸۹	۳۴۵۷۹۹
	۱۳۹۰	۳۵۷۳۲	۴۲۳۶۷۳
طرح نیروی کار	۱۳۸۴-۱۳۸۶	۳۱۰۶۰	۱۷۸۴۴۰
	۱۳۸۹-۱۳۹۱	۲۳۶۶۸	۱۷۶۴۵۸
	۱۳۹۴-۱۳۹۶	۲۶۵۰۵	۲۳۲۰۱۳

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد، یک داده ایده‌آل برای تخمین تحرک بین‌نسلی باید نوع شغل پدر و پسر را در یک بازه سنی مشابه باهم مقایسه کند. اما این موضوع در داده‌های سطح خانوار مرکز آمار ایران و بیش‌تر کشورهای درحال‌توسعه موجود نیست. پژوهش‌هایی که در این زمینه در دیگر کشورهای درحال‌توسعه انجام می‌شوند، برای حل مشکل نبود داده ایده‌آل بر خانوارهایی که پدر و پسر هردو شاغل و همخانه هستند، و از دو نسل مختلف هستند، متمرکز هستند (Hnatkovska *et al.*, 2013; Reddy, 2015; Emran & Shilpi, 2011; Emran & Sun, 2015). اگرچه استفاده از این روش بلافاصله به یک اریب نمونه منجر می‌شود، به دلیل این‌که نمونه پدر-پسرهای همخانه به‌طور نظام‌مند

متفاوت از بقیه هستند، اگر این اریب نمونه در طول زمان پایدار باشد، می‌تواند در تحلیل روند، که اختلاف بین دو دوره بررسی می‌شود، نادیده گرفته شود. برای بررسی این‌که اختلاف بین دو گروه در طول زمان ثابت است یا خیر، در نمودار (۱)، سن، تحصیلات، وضعیت ازدواج، و اندازه خانوار برای خانوارهای دارای پدر-پسر همخانه با سایر خانوارها مقایسه می‌شود. روشن است که با وجود اختلاف بین دو گروه، روندها موازی هستند و مقدار اختلاف در طول زمان تقریباً ثابت باقی مانده است. در مورد اندازه خانوار مشاهده می‌شود که هر دو گروه شیب منفی دارند، اما برای گروه همخانه شیب تندتری در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ مشاهده می‌شود که می‌تواند به این دلیل باشد که گروه غیرهمخانه به حد پایین اندازه خانوار نزدیک می‌شود و به‌طور طبیعی، شیب نزدیک این حد کاهش می‌یابد. مشابه این نمودار، برای نمونه طرح نیروی کار نیز ثبات اختلاف بین دو گروه را در سال‌های مختلف نشان می‌دهد. در مجموع می‌توان گفت که با وجود محدودیت داده‌ها در مشاهده پدر-پسرهای غیرهمخانه، به دلیل این‌که فاصله بین خانوارهای همخانه و غیرهمخانه در طول زمان باثبات است، می‌توان برای بررسی روند تحرک شغلی از این داده‌ها استفاده شود.



نمودار ۱: مقایسه سن، تعداد سال‌های تحصیل، وضعیت تاهل، و اندازه خانوار برای نمونه پدر-پسرهای همخانه و غیرهمخانه

در هر دو منبع داده سرشماری و طرح نیروی کار، نوع شغل فرد بر مبنای کد چهار رقمی ISCO گزارش شده است. روشی که به‌طور معمول در ادبیات موجود برای ساخت ماتریس تحرک شغلی استفاده می‌شود، تجمیع کردن کدهای چهاررقمی به تعداد محدودی رده شغلی است. برای مثال لانگ و فری (۲۰۱۳)، نوع شغل را به چهار رده «یقه‌سفید»، «ماهر/ نیمه‌ماهر»، «کشاورز»، و «غیرماهر» تقسیم و بیان می‌کنند که این چهار دسته به اندازه کافی کلی هستند که تغییر از یک رده به رده دیگر نمایانگر تحرک شغلی بین‌نسلی باشد. این تقسیم‌بندی بر مبنای رقم اول کد ISCO است که بر مبنای نیاز به مهارت در شغل توسط سازمان بین‌المللی کار تعریف شده است. رده «یقه‌سفید» شامل مقامات، مدیران، و مشاغل حرفه‌ای (کدهای ۱ تا ۳) است؛ «ماهر/نیمه‌ماهر»، متناظر است با مشاغل دفتری، فروش، خدمات، متصدی دستگاه‌ها و ماشین‌آلات، مشاغل نظامی (کدهای ۴، ۵، ۷، ۸، و ۰)؛ «کشاورز» شامل مشاغل کشاورزی با کد ۶ است؛ و «غیرماهر»، متناظر است با تمام مشاغلی که نیاز به مهارت خاصی ندارند (کد ۹). در این پژوهش، این چهار گروه به عنوان طبقه‌بندی شغلی اصلی در نظرگرفته می‌شوند.

یافته‌ها

در جدول (۲)، ماتریس‌های تغییر وضعیت در طول زمان با استفاده از نمونه پدر-پسرهای همخانه در سال‌های مختلف سرشماری و طرح نیروی کار ارائه می‌شوند. سطرها و ستون‌ها به‌ترتیب متناظر با شغل پدرها و پسرها هستند. بنابراین، هر سطر (ستون) توزیع مشاغل پسرها (پدرها) را برای یک رده شغلی پدر (پسر) نمایش می‌دهد. برای مثال، در سال ۱۳۷۵ از بین ۲۳۱۶ پدر «یقه‌سفید» که در نمونه موجود بوده‌اند، ۸۹۵ نفر پسر با رده شغلی «یقه‌سفید»، ۱۱۱۵ نفر پسر با رده شغلی «ماهر/ نیمه‌ماهر»، ۹۶ نفر پسر با رده شغلی «کشاورز»، و ۲۱۰ نفر پسر با رده شغلی «غیرماهر» داشته‌اند.

جدول ۲: ماتریس‌های تغییر وضعیت شغلی از پدر به پسر بر مبنای داده‌های سرشماری و طرح نیروی کار

پسر	سرشماری					طرح نیروی کار				
	یقه‌سفید	ماهر/نیمه‌ماهر	کشاورز	غیرماهر	جمع سطرها	یقه‌سفید	ماهر/نیمه‌ماهر	کشاورز	غیرماهر	جمع سطرها
پدر										
	۱۳۷۵					۱۳۸۴-۱۳۸۶				
یقه‌سفید	۸۹۵	۱۱۱۵	۹۶	۲۱۰	۲۳۱۶ (۷)	۹۳۰	۲۱۳۵	۱۲۸	۲۰۳	۳۳۹۶ (۱۱)
ماهر/نیمه‌ماهر	۱۹۹۲	۸۱۰۷	۲۶۲	۹۶۰	۱۱۳۲۱ (۳۶)	۱۲۷۳	۱۲۴۳۰	۴۳۸	۱۵۰۱	۱۵۶۴۲ (۴۹)
کشاورز	۱۱۲۲	۳۲۹۴	۶۳۰۷	۲۱۸۴	۱۲۹۰۷ (۴۲)	۳۵۹	۳۰۶۶	۴۸۰۹	۱۶۱۲	۹۸۴۶ (۳۱)
غیرماهر	۵۴۹	۲۰۱۲	۱۶۸	۱۸۱۶	۴۵۴۵ (۱۵)	۱۳۹	۱۹۱۴	۱۰۶	۱۰۸۴	۳۲۴۳ (۱۰)
جمع ستون‌ها	۴۵۵۸	۱۴۵۲۸	۶۸۳۳	۵۱۷۰	۳۱۰۸۹ (۱۰۰)	۲۷۰۱	۱۹۵۴۵	۵۴۸۱	۴۴۰۰	۳۲۱۲۷ (۱۰۰)
	(۱۵)	(۴۷)	(۲۲)	(۱۷)	(۱۰۰)	(۸)	(۶۱)	(۱۷)	(۱۴)	(۱۰۰)
	۱۳۸۵					۱۳۸۹-۱۳۹۱				
یقه‌سفید	۶۵۰	۱۴۲۵	۹۵	۱۸۷	۲۳۵۷ (۶)	۵۳۴	۱۱۸۳	۶۳	۱۴۵	۱۹۲۵ (۸)
ماهر/نیمه‌ماهر	۱۱۰۰	۱۲۷۲۱	۵۳۹	۱۷۲۲	۱۶۰۸۲ (۳۸)	۹۹۰	۹۲۰۶	۱۹۶	۱۳۳۵	۱۱۷۲۷ (۵۰)
کشاورز	۶۰۸	۵۴۲۹	۹۵۱۶	۲۶۵۲	۱۸۲۰۵ (۴۳)	۲۱۵	۲۱۳۰	۳۰۵۵	۱۲۱۹	۶۶۱۹ (۲۸)
غیرماهر	۲۱۰	۲۴۵۶	۲۱۴	۲۷۶۵	۵۶۴۵ (۱۳)	۱۱۷	۱۹۰۴	۷۳	۱۳۰۳	۳۳۹۷ (۱۴)
جمع ستون‌ها	۲۵۶۸	۲۲۰۳۱	۱۰۳۶۴	۷۳۲۶	۴۲۲۸۹ (۱۰۰)	۱۸۵۶	۱۴۴۲۳	۳۳۸۷	۴۰۰۲	۲۳۶۶۸ (۱۰۰)
	(۶)	(۵۲)	(۲۵)	(۱۷)	(۱۰۰)	(۸)	(۶۱)	(۱۴)	(۱۷)	(۱۰۰)
	۱۳۹۰					۱۳۹۴-۱۳۹۶				
یقه‌سفید	۷۳۳	۱۱۶۳	۶۲	۱۵۱	۲۱۰۹ (۶)	۸۴۵	۱۴۱۱	۷۰	۱۵۲	۲۴۷۸ (۹)
ماهر/نیمه‌ماهر	۱۱۸۱	۱۰۲۷۴	۸۰۹	۱۷۱۴	۱۳۹۷۸ (۳۹)	۱۲۲۱	۹۹۸۸	۲۳۰	۱۳۸۷	۱۲۸۲۶ (۴۸)
کشاورز	۲۸۹	۲۶۶۳	۹۵۶۲	۱۷۰۸	۱۴۲۲۲ (۴۰)	۳۳۱	۲۴۵۵	۳۲۸۰	۱۳۷۲	۷۴۳۸ (۲۸)
غیرماهر	۱۸۰	۲۵۷۱	۳۱۷	۲۳۵۵	۵۴۲۳ (۱۵)	۱۶۱	۲۰۸۳	۷۲	۱۴۴۷	۳۷۶۳ (۱۴)
جمع ستون‌ها	۲۳۸۳	۱۶۶۷۱	۱۰۷۵۰	۵۹۲۸	۳۵۷۳۲ (۱۰۰)	۲۵۵۸	۱۵۹۳۷	۳۶۵۲	۴۳۵۸	۲۶۵۰۵ (۱۰۰)
	(۷)	(۴۷)	(۳۰)	(۱۷)	(۱۰۰)	(۱۰)	(۶۰)	(۱۴)	(۱۶)	(۱۰۰)

توضیح: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده درصد جمع سطر/ستون از جمع کل هستند.

با توجه به جدول (۲)، می‌توان گفت که اختلاف زیادی بین پدرها و پسرها از نظر توزیع رده‌های شغلی وجود دارد. سهم «کشاورز»، در بین پدران بین ۲۵ تا ۴۱ درصد در سال‌های مختلف متغیر است، در حالی که سهم «کشاورز»، در بین پسران بین ۱۴ تا ۳۰ سال در تغییر است. رده شغلی

«ماهر/ نیمه‌ماهر»، بیش‌ترین سهم را در بین پسران دارد (۴۷ تا ۶۱ درصد). رده شغلی «یقه‌سفید»، سهمی کم‌تر از ۱۵ درصد در بین پدران و پسران دارد. همچنین در جدول (۲)، بین توزیع حاشیه‌ای فعالیت‌ها در سرشماری و طرح نیروی کار تفاوت وجود دارد. این اختلاف به احتمال زیاد به علت تفاوت در تعریف اشتغال بین دو طرح و همچنین، تفاوت در فصل آمارگیری است. با توجه به این‌که پوشش سرشماری شامل تمامی افراد کشور است، پرسشنامه آن کوتاه و تعداد محدودی پرسش درباره وضعیت بازار کار افراد پرسیده می‌شود که آیا شاغل هستند، یا به دنبال شغل می‌گردند (بیکار)، در حال تحصیل یا خانه‌دار هستند، یا این‌که درآمد غیرشغلی دارند. در صورتی که فرد اظهار کند شاغل است، وضع فعالیت (کارفرما، کارکن مستقل، و...)، رشته فعالیت، و نوع شغل نیز پرسیده می‌شود. در مقابل، در طرح نیروی کار اطلاعات جزیی‌تری از وضع اشتغال افراد موجود است و موارد زیادی که در سرشماری پرسیده نشده‌اند، می‌توانند به عنوان شاغل محسوب شوند. برای مثال، یک ساعت کار در هفته گذشته با دستمزد، یک ساعت کار بدون دستمزد در هفته قبل برای تولید کالا در خانواده، کارآموز یا در خدمت سربازی بودن، داشتن شغل اما غیبت موقت از آن، برخی از مواردی هستند که در طرح نیروی کار از مصادیق اشتغال محسوب می‌شوند، اما در سرشماری اطلاعاتی درباره آن‌ها موجود نیست. هرچه تعریف اشتغال جامع‌تر شود، انتظار می‌رود که تعداد خانوارهایی با پدر و پسر شاغل افزایش یابد. از طرف دیگر، سرشماری فقط در آبان ماه انجام می‌شود اما طرح نیروی کار به صورت فصلی و در تمام طول سال آمارگیری می‌شود (همواره در بهار و تابستان نرخ مشارکت و اشتغال بالاتر است). به این دلایل در جدول (۱)، مشاهده می‌شود که تعداد خانوارهای همخانه در سرشماری حدود ۱۱ درصد کل خانوارهاست، اما در طرح نیروی کار حدود ۱۵ درصد است. با وجود این، همان‌طور که در بالا اشاره شد، فاصله آلثام مستقل از توزیع حاشیه‌ای فعالیت‌هاست و بنابراین، اختلاف در توزیع حاشیه‌ای بین سرشماری و طرح نیروی کار در تحلیل روند که مد نظر ماست، اختلالی ایجاد نمی‌کند. در همین راستا، در ادامه وقتی ما به جهت تغییر شاخص در سال‌هایی می‌نگریم که در هردو داده وجود دارند (۱۳۸۵ و ۱۳۹۰)، هر دو دلالت بر افزایشی بودن فاصله آلثام یا کاهش تحرک شغلی دارند. بنابراین، می‌توان گفت که با وجود اختلاف در مقدار مطلق شاخص آلثام، روند تغییرهای آن در هردو منبع داده مشابه است.

در جدول (۳)، فاصله آلثام برای هر ماتریس تغییر وضعیت محاسبه می‌شود. ستون $d(P,J)$ در این جدول نشان‌دهنده فاصله ماتریس تغییر وضعیت از ماتریس تحرک کامل شغلی (همه عناصر یکسان) است و سایر ستون‌ها $d(P,Q)$ یا فاصله بین دو ماتریس جریان در دو سال مختلف سرشماری یا طرح نیروی کار را نشان می‌دهند. هنگامی که فاصله در سطح ۱ درصد معنادار باشد، نماد *** بکار

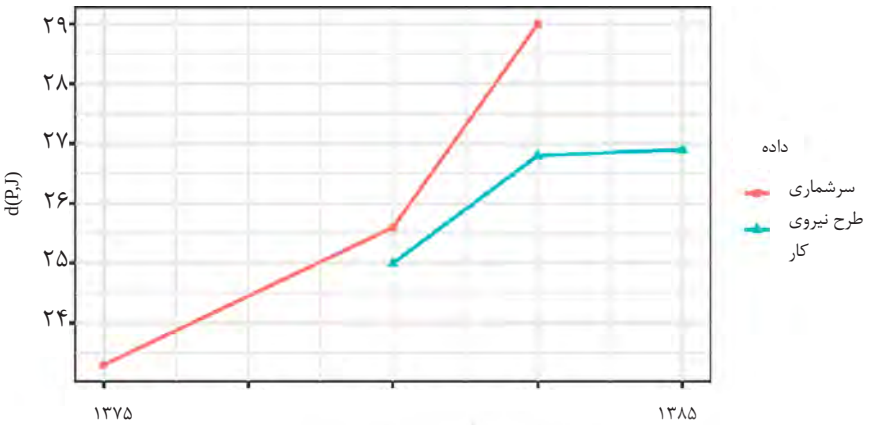
رفته است. همچنین در نمودار (۲)، روند فاصله *d(P,J)* از حالت تحرک کامل برای سال‌های مختلف سرشماری و طرح نیروی کار ترسیم شده است. بر طبق این نمودار مشاهده می‌شود که مقدار مطلق تحرک شغلی در داده‌های سرشماری کم‌تر از طرح نیروی کار تخمین زده می‌شود. ممکن است یک دلیل این موضوع کم‌تر بودن مشارکت در بازار کار در فصل پاییز، که سرشماری انجام می‌شود، نسبت به بهار و تابستان است. در این حالت، بسیاری از کارگران غیرماهر خانوادگی که پدرشان به عنوان کشاورز طبقه‌بندی می‌شود، در نمونه همخانه‌های سرشماری وجود ندارند، اما در طرح نیروی کار، که پوشش آن در کل سال است، در نمونه هستند.

ما می‌توانیم با در نظرگرفتن تمامی این موارد چند نتیجه از نمودار (۲) برداشت کنیم. اول این‌که بین ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰ فاصله ماتریس تغییر وضعیت از حالت تحرک کامل از ۲۳/۳ به ۲۹ افزایش می‌یابد که به معنای کاهش تحرک شغلی کشور در این دوره است. بین ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ کاهش در تحرک شغلی معنادار است اما شیب کاهش تحرک شغلی در این بازه کم‌تر از بازه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ است. همچنین، داده‌های طرح نیروی کار کاهش معنادار تحرک شغلی را در بازه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ تایید می‌کنند. اما پس از ۱۳۹۰ روند کاهنده تحرک شغلی متوقف می‌شود و مطابق سطر آخر جدول (۳)، فاصله ماتریس‌های تغییر وضعیت نزدیک سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ کم و بی‌معناست.

جدول ۳: مقایسه تحرک شغلی در سال‌های مختلف

سرشماری		d(P,Q)		
P	d(P,J)	۱۳۷۵	۱۳۸۵	۱۳۹۰
۱۳۷۵	۲۳/۳***		۵/۸۶***	۱۰/۳۱***
۱۳۸۵	۲۵/۲۶۳***	۵/۸۶***		۶/۲۱***
۱۳۹۰	۲۹/۰۱***	۱۰/۳۱***	۶/۲۱***	
طرح نیروی کار		**d(P,Q)**		
P	**d(P,J)**	**۱۳۸۴-۱۳۸۶**	**۱۳۸۹-۱۳۹۱**	**۱۳۹۴-۱۳۹۶**
۱۳۸۴-۱۳۸۶	۲۵/۰۵***		۲/۹۳***	۲/۴۲***
۱۳۸۹-۱۳۹۱	۲۶/۸۹***	۲/۹۳***		۱/۷۱
۱۳۹۴-۱۳۹۶	۲۶/۹۲***	۲/۴۲***	۱/۷۱	

توضیح: d(P,J) فاصله آلئام ماتریس تغییر وضعیت از حالت تحرک کامل شغلی است. d(P,Q) فاصله دو ماتریس تغییر وضعیت است. سطح معناداری ۱، ۵، و ۱۰ درصد به‌ترتیب با *، **، و *** مشخص شده است.



نمودار ۲: روند تغییرهای تحرک شغلی در ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵

توضیح: این نمودار، فاصله بین ماتریس تغییر وضعیت در هر زمان را با ماتریس تحرک شغلی کامل نشان می‌دهد و بالاتر بودن مقادیر نشان‌دهنده کم‌تر بودن تحرک شغلی است.

برای بررسی بیش‌تر تغییرهای صورت‌گرفته در تحرک شغلی، در جدول (۴)، فاصله آلثام به عناصر تشکیل‌دهنده آن تجزیه شده است. با توجه به این‌که در جدول (۳) و نمودار (۲)، تغییر معناداری بین ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مشاهده نمی‌شود، ما بررسی را به داده‌های سرشماری و بازه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ محدود می‌کنیم. هر عنصر تشکیل‌دهنده فاصله آلثام یک نسبت شانس برای یک زیرماتریس ۲×۲ مطابق با معادله (۱) دارد. در جدول (۴)، W، S، F، و U به‌ترتیب نشانگر یقه‌سفید، ماهر/نیمه‌ماهر، کشاورز، و غیرماهر هستند. ستون «نسبت»، نشان‌دهنده نسبت شانس O_p، ستون «فاصله» نشان‌دهنده فاصله آلثام مطابق با $|log(OP)|$، و ستون «درصد» نشان‌دهنده درصد مجذور فاصله هر عنصر به مجذور کل فاصله آلثام است که در واقع، اهمیت هر عنصر را در کل فاصله آلثام نشان می‌دهد. سه ستون انتهایی، فاصله بین زیرماتریس‌های متناظر را در دو دوره سرشماری نشان می‌دهند. در جدول (۴)، سطرها بر مبنای مقدار میانگین ستون «فاصله» در سه دوره سرشماری از زیاد به کم مرتب می‌شوند. بیش‌ترین مقدار فاصله در بین عناصر مربوط به زیرماتریس با نسبت شانس $(WW/WF)/(FW/FF)$ است که نشان‌دهنده مزیت نسبی دارا شدن شغل یقه‌سفید به‌نسبت کشاورز برای کسی است که پدر با شغل یقه‌سفید به‌نسبت پدر با شغل کشاورز دارد. در ۱۳۷۵، پسرهایی با پدر یقه‌سفید در مقایسه با پسرهایی با پدر کشاورز، ۵۳ برابر شانس دستیابی به شغل یقه‌سفید بیش‌تری به‌نسبت شغل کشاورزی

داشتند. در ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ این نسبت به‌ترتیب به ۲۳۱ و ۳۹۱ افزایش می‌یابد و اهمیت آن در کل فاصله آلثام بیش از ۱۱ درصد است. همچنین، مشاهده می‌شود که در بین شش نسبتی که بیش‌ترین مقدار را دارند، و در مجموع بیش از ۵۰ درصد فاصله آلثام را شامل می‌شوند، سه موردی که مزیت پسرهایی با پدر یقه‌سفید در مقایسه با بقیه در دارا شدن شغل یقه‌سفید به‌نسبت بقیه مشاغل را نشان می‌دهند، بیش‌ترین رشد را در بازه ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ دارند. این نتیجه، بیانگر این موضوع است که کاهش تحرک شغلی در بازه ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ به دلیل سخت‌تر شدن اشتغال یقه‌سفید برای پسرانی است که پدر یقه‌سفید نداشته‌اند. در بخش بعدی، ما دلایل مختلفی را تشریح می‌کنیم که می‌توانند توضیح‌دهنده کاهش تحرک شغلی در ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ باشند.

جدول ۴: عناصر تشکیل‌دهنده فاصله آلثام در سرشماری‌های مختلف

نسبت	۱۳۷۵		۱۳۸۵			۱۳۹۰			d(P,Q)		
	نسبت	فاصله	درصد	نسبت	فاصله	درصد	نسبت	فاصله	درصد	۱۳۷۵ و ۱۳۸۵	۱۳۸۵ و ۱۳۹۰	۱۳۷۵ و ۱۳۹۰
(WW/WF)/(FW/FF)	۵۲/۴	۷/۹	۱۱/۶	۱۰۷/۱	۹/۳	۱۳/۳	۳۹۱/۲	۱۱/۹	۱۶/۹	۱/۴	۲/۶	۴/۰
(SS/SF)/(FS/FF)	۵۹/۲	۸/۲	۱۲/۳	۴۱/۴	۷/۴	۸/۴	۴۵/۶	۷/۶	۶/۹	۰/۷	۰/۲	۰/۵
(SW/SF)/(FW/FF)	۴۲/۷	۷/۵	۱۰/۴	۳۱/۹	۶/۹	۷/۳	۴۸/۳	۷/۸	۷/۱	۰/۶	۰/۸	۰/۲
(FF/FU)/(UF/UU)	۳۱/۲	۶/۹	۸/۷	۴۶/۶	۷/۷	۹/۰	۴۱/۶	۷/۵	۶/۶	۰/۸	۰/۲	۰/۶
(WW/WU)/(UW/UU)	۱۴/۱	۵/۳	۵/۲	۴۵/۸	۷/۶	۸/۹	۶۳/۵	۸/۳	۸/۲	۲/۴	۰/۷	۳/۰
(WS/WF)/(FS/FF)	۲۲/۲	۶/۲	۷/۱	۲۶/۳	۶/۵	۶/۵	۶۷/۴	۸/۴	۸/۴	۰/۳	۱/۹	۲/۲
(FS/FF)/(US/UF)	۰/۰	۶/۳	۷/۲	۰/۰	۶/۰	۵/۵	۰/۰	۶/۷	۵/۴	۰/۳	۰/۷	۰/۵
(FW/FF)/(UW/UF)	۰/۱	۵/۸	۶/۲	۰/۱	۵/۵	۴/۵	۰/۱	۵/۹	۴/۱	۰/۴	۰/۴	۰/۰
(WW/WU)/(FW/FU)	۸/۳	۴/۲	۳/۳	۱۵/۲	۵/۴	۴/۵	۲۸/۷	۶/۷	۵/۴	۱/۲	۱/۳	۲/۵
(SF/SU)/(FF/FU)	۰/۱	۴/۷	۴/۱	۰/۱	۴/۹	۳/۶	۰/۱	۴/۹	۲/۹	۰/۲	۰/۱	۰/۲
(WF/WU)/(FF/FU)	۰/۲	۳/۷	۲/۵	۰/۱	۳/۹	۲/۳	۰/۱	۵/۲	۳/۲	۰/۲	۱/۳	۱/۵
(SW/SU)/(UW/UU)	۶/۹	۳/۹	۲/۷	۸/۴	۴/۳	۲/۸	۹/۰	۴/۴	۲/۳	۰/۴	۰/۱	۰/۵
(WW/WF)/(UW/UF)	۲/۹	۲/۱	۳/۹	۷/۰	۰/۸	۲/۳	۲۰/۸	۶/۱	۴/۴	۱/۸	۲/۲	۴/۰
(SS/SU)/(US/UU)	۷/۶	۴/۱	۳/۰	۸/۳	۴/۲	۲/۷	۵/۵	۳/۴	۱/۴	۰/۲	۰/۸	۰/۷

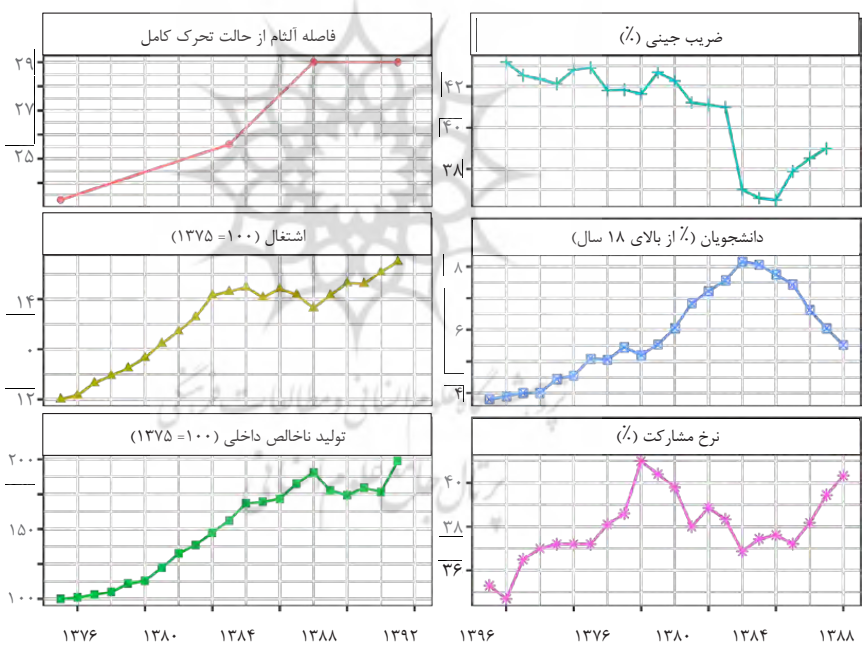
ادامه جدول ۴: عناصر تشکیل‌دهنده فاصله آلثام در سرشماری‌های مختلف

نسبت	۱۳۷۵			۱۳۸۵			۱۳۹۰			d(P,Q)		
	نسبت	فاصله	درصد	نسبت	فاصله	درصد	نسبت	فاصله	درصد	۱۳۷۵ و ۱۳۸۵	۱۳۸۵ و ۱۳۹۰	۱۳۷۵ و ۱۳۹۰
(WS/WU)/(US/UU)	۴/۸	۳/۱	۱/۸	۸/۶	۴/۳	۲/۸	۷/۱	۳/۹	۱/۸	۱/۲	۰/۴	۰/۸
(WW/WS)/(UW/US)	۲/۹	۲/۲	۰/۹	۵/۳	۳/۳	۱/۷	۹/۰	۴/۴	۲/۳	۱/۲	۱/۰	۲/۲
(WF/WU)/(UF/UU)	۴/۹	۳/۲	۱/۹	۶/۶	۳/۸	۲/۲	۳/۱	۲/۲	۰/۶	۰/۶	۱/۵	۱/۰
(WW/WS)/(SW/SS)	۳/۳	۲/۴	۱/۰	۵/۳	۳/۳	۱/۷	۵/۵	۳/۴	۱/۴	۱/۰	۰/۱	۱/۰
(WW/WU)/(SW/SU)	۲/۱	۱/۴	۰/۴	۵/۴	۳/۴	۱/۷	۷/۰	۳/۹	۱/۸	۱/۹	۰/۵	۲/۵
(SS/SU)/(FS/FU)	۵/۶	۳/۴	۲/۲	۳/۶	۲/۶	۱/۰	۳/۸	۲/۷	۰/۹	۰/۹	۰/۱	۰/۸
(WS/WU)/(FS/FU)	۳/۵	۲/۵	۱/۲	۳/۷	۲/۶	۱/۱	۴/۹	۳/۲	۱/۲	۰/۱	۰/۶	۰/۷
(WW/WS)/(FW/FS)	۲/۴	۱/۷	۰/۵	۴/۱	۲/۸	۱/۲	۵/۸	۳/۵	۱/۵	۱/۱	۰/۷	۱/۸
(SW/SU)/(FW/FU)	۴/۰	۲/۸	۱/۴	۲/۸	۲/۰	۰/۶	۴/۱	۲/۸	۰/۹	۰/۷	۰/۸	۰/۰
(SF/SU)/(UF/UU)	۳/۰	۲/۲	۰/۹	۴/۰	۲/۸	۱/۲	۳/۵	۲/۵	۰/۷	۰/۶	۰/۳	۰/۳
(WW/WF)/(SW/SF)	۱/۲	۰/۴	۰/۰	۳/۴	۲/۴	۰/۹	۸/۱	۴/۲	۲/۱	۲/۰	۱/۸	۳/۸
(SW/SF)/(UW/UF)	۲/۳	۱/۷	۰/۵	۲/۱	۱/۵	۰/۳	۲/۶	۱/۹	۰/۴	۰/۲	۰/۴	۰/۲
(FW/FU)/(UW/UU)	۱/۷	۱/۱	۰/۲	۳/۰	۲/۲	۰/۷	۲/۲	۱/۶	۰/۳	۱/۱	۰/۶	۰/۵
(SS/SF)/(US/UF)	۲/۶	۱/۹	۰/۷	۲/۱	۱/۴	۰/۳	۱/۶	۰/۹	۰/۱	۰/۵	۰/۵	۱/۰
(WS/WF)/(SS/SF)	۰/۴	۲/۰	۰/۷	۰/۶	۰/۹	۰/۱	۱/۵	۰/۸	۰/۱	۱/۱	۱/۷	۲/۷
(FS/FU)/(US/UU)	۱/۴	۰/۶	۰/۱	۲/۳	۱/۷	۰/۴	۱/۴	۰/۷	۰/۱	۱/۱	۱/۰	۰/۱
(WF/WU)/(SF/SU)	۱/۷	۱/۰	۰/۲	۱/۶	۱/۰	۰/۱	۰/۹	۰/۳	۰/۰	۰/۱	۱/۲	۱/۳
(WS/WF)/(US/UF)	۱/۰	۰/۱	۰/۰	۱/۳	۰/۵	۰/۰	۲/۳	۱/۷	۰/۳	۰/۶	۱/۱	۱/۷
(FW/FS)/(UW/US)	۱/۲	۰/۴	۰/۰	۱/۳	۰/۵	۰/۰	۱/۶	۰/۹	۰/۱	۰/۱	۰/۳	۰/۴
(WS/WU)/(SS/SU)	۰/۶	۰/۹	۰/۲	۱/۰	۰/۱	۰/۰	۱/۳	۰/۵	۰/۰	۱/۰	۰/۴	۱/۴
(SW/SS)/(FW/FS)	۰/۷	۰/۷	۰/۱	۰/۸	۰/۵	۰/۰	۱/۱	۰/۱	۰/۰	۰/۱	۰/۶	۰/۸
(SW/SS)/(UW/US)	۰/۹	۰/۲	۰/۰	۱/۰	۰/۰	۰/۰	۱/۶	۱/۰	۰/۱	۰/۲	۱/۰	۱/۲
مجموع		۲۳/۳	۱۰۰/۰		۲۵/۶	۱۰۰/۰		۲۹/۰	۱۰۰/۰	۵/۹	۶/۲	۱۰/۳

توضیح: در این جدول W نشانگر طبقه شغلی «یقه‌سفید»، S نشانگر «ماهر/ نیمه‌ماهر»، F نشانگر «کشاورز»، و U نشانگر «غیرماهر» هستند.

عوامل بالقوه توضیح‌دهنده

در این بخش، به بحث و بررسی عوامل مختلفی می‌پردازیم که می‌توانند توضیح‌دهنده تغییرهای تحرک شغلی تخمین‌زده‌شده در بخش قبل باشند. به‌طور خاص، ما همبستگی بین تحرک شغلی را با نابرابری، اشتغال، رشد، تحصیلات دانشگاهی، مشارکت در بازار کار، و عرضه مشاغل دولتی بررسی می‌کنیم. در نمودار (۳)، روند تغییرهای فاصله آلثام به همراه سایر متغیرها در بازه مورد بررسی ترسیم می‌شود. برای نمایش بهتر در نمودار سمت چپ بالا، فاصله آلثام فقط برای سرشماری رسم شده است و برای سال ۱۳۹۵ فرض شده است که تغییری در این فاصله نسبت به سال ۱۳۹۰ ایجاد نشده است.



نمودار ۳: روند تغییرهای فاصله آلثام

توضیح: ضریب جینی، درصد دانش‌آموزان بالای ۱۸ سال، و نرخ مشارکت از تارنمای مرکز آمار ایران، و اشتغال و تولید ناخالص داخلی از تارنمای بانک مرکزی ایران[1] استخراج شده‌اند.

1. www.cbi.ir

نابرابری

پژوهش‌های فراوانی حاکی از اثر منفی نابرابری درآمدی بر تحرک اجتماعی هستند که به منحنی گاتسبی[1] موسوم است (Corak, 2013). بر مبنای این، نابرابری درآمدی با کاهش سرمایه‌گذاری والدین بر تحصیل فرزندان موجب کاهش تحرک اجتماعی می‌شود (Solon, 1999). البته انتظار می‌رود که این اثر در بلندمدت اتفاق بیافتد و به نظر نمی‌رسد که کاهش شدید تحرک شغلی در بازه کوتاه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ فقط به دلیل افزایش نابرابری اتفاق افتاده باشد. در سمت راست بالای نمودار (۳)، نشان می‌دهد که روند شاخص ضریب جینی نزدیک ۴۲ درصد پیش از ۱۳۸۹ متغیر است و سپس در این سال به دلیل انجام طرح هدفمندی یارانه‌ها ناگهان به ۳۸ درصد کاهش می‌یابد. این روند با آنچه برای شاخص تحرک اجتماعی در زمان مشابه اتفاق افتاده، سازگار نیست و همبستگی مثبتی بین ضریب جینی و روند تحرک شغلی مشاهده نمی‌شود. البته نبود همبستگی مثبت بین سری‌زمانی دو متغیر نمی‌تواند بود یا نبود رابطه علّی بین آن‌ها را رد کند و این کار نیازمند تخمین رابطه رگرسیون است، که در آن سایر عوامل تعیین‌کننده ثابت نگه داشته شوند، که به دلیل کمبود مشاهده‌های تحرک شغلی در این پژوهش امکان‌پذیر نیست.

رشد بدون اشتغال و اشتغال بدون رشد

دو عامل دیگر که می‌توانند تحرک شغلی را تحت تاثیر قرار دهند، رشد اقتصادی و ایجاد شغل هستند. رویز (۲۰۱۸)، با مقایسه داده‌های اسپانیا پیش و پس از بحران مالی ۲۰۰۹ نشان می‌دهد که تحرک شغلی گروه‌های فرودست به‌طور مثبت با رشد اقتصادی و بهبود فرصت‌های شغلی ناشی از آن همبستگی دارد. در دوران رکود، از بین رفتن مشاغل و نرخ پایین یا منفی رشد باعث کاهش توانایی طبقه‌های پایین برای بالا رفتن از نردبان طبقاتی جامعه می‌شود. به علاوه، افزایش جمعیت در سن کار بدون افزایش متناسب رشد و ایجاد اشتغال می‌تواند به کاهش تعداد فرصت‌های شغلی برای نسل‌های جدید و در نتیجه، کاهش تحرک شغلی منجر شود. برای بررسی ارتباط این عوامل با روند تحرک شغلی، در نمودار (۳)، روند زمانی اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران ترسیم شده است. در بازه

1. Great Gatsby Curve

زمانی مورد بررسی، اقتصاد ایران شاهد دوره‌های مختلفی از منظر رشد و اشتغال است. از ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ هم تولید ناخالص داخلی و هم اشتغال به‌طور پیوسته افزایشی است، اما به نظر می‌رسد که پس از ۱۳۸۵ رفتار این دو متغیر پادچرخه‌ای باشد. بین ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰، اقتصاد ایران با پدیده رشد بدون اشتغال و پس از آن، با پدیده اشتغال بدون رشد مواجه است. در این‌جا، قصد بررسی عوامل این دو پدیده را در کشور نداریم، اما می‌توان گفت که کاهش تحرک شغلی در ۱۳۹۰-۱۳۸۵ با نبود اشتغال جدید همزمان است. در واقع، به نظر می‌رسد که کاهش فرصت‌های شغلی پس از ۱۳۸۵ می‌تواند یک عامل مهم در کاهش تحرک شغلی در سال‌های پس از آن باشد. با این حال، پس از پایان ثابت ماندن اشتغال و شروع افزایش آن در ۱۳۹۰ تغییرهای معناداری در شاخص تحرک اجتماعی تا سال ۱۳۹۵ دیده نمی‌شود که این موضوع می‌تواند به دلیل رکود در این دوران باشد.

افزایش تعداد دانش‌آموختگان دانشگاهی

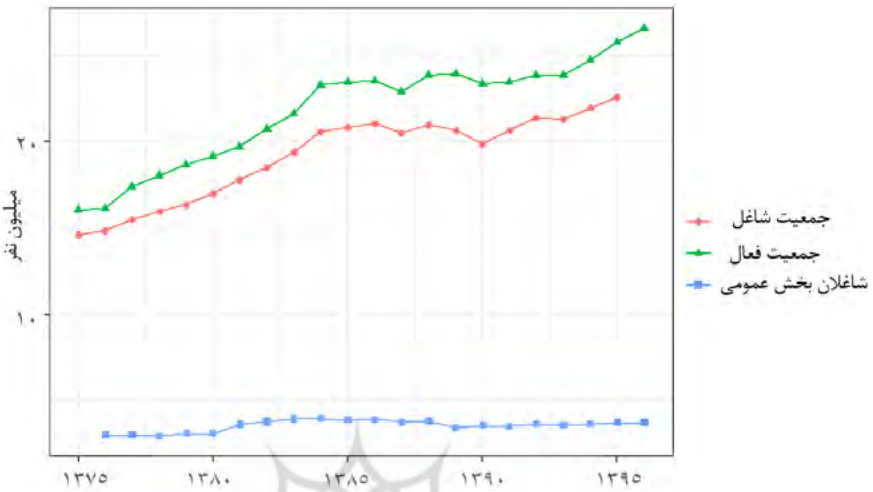
پدیده دیگری که در دوره مورد بررسی در ایران اتفاق افتاده است، افزایش بی‌سابقه دانشجویان و دانش‌آموختگان دانشگاه است. تعداد صندلی‌های دانشگاه از حدود ۱/۲ میلیون در ۱۳۷۵ به حدود ۲ میلیون در ۱۳۸۳ رسید، اما در ۱۳۸۹ ظرفیت دانشگاه‌های کشور به بیش از ۴ میلیون صندلی افزایش یافت. این افزایش همزمان با رسیدن متولدان دهه ۱۳۶۰، که پرجمعیت‌ترین دهه کشور به‌شمار می‌روند، به سن تحصیل در دانشگاه است، اما با وجود این، رشد افزایش در ظرفیت دانشگاه‌ها بالاتر از رشد جمعیت در این دوره است. در نمودار (۳)، مشاهده می‌شود که سهم دانشجویان در بین افراد بالای ۱۸ سال از کم‌تر از ۴ درصد در ۱۳۷۵ به بیش از ۵ درصد در ۱۳۸۵ و بیش از ۸ درصد در ۱۳۹۰ افزایش یافته است. پس از آن، از سهم دانشجویان در کل جمع کاسته می‌شود و علت اصلی آن را می‌توان در دانش‌آموخته شدن متولدان اوایل دهه ۱۳۶۰ (گروه قله تولد) دانست. افزایش تعداد سال‌های تحصیل باعث به تعویق افتادن ورود جوانان به بازار کار می‌شود. با توجه به این‌که افراد بااستعدادتر وارد دانشگاه می‌شوند، به دلیل تاخیر ورود آن‌ها به بازار کار، به‌احتمال ما یک کاهش کوتاه‌مدت را در تحرک شغلی مشاهده می‌کنیم که با مقایسه مشاغل همزمان پدر و پسر اندازه‌گیری می‌شود. پس از دانش‌آموختگی از دانشگاه، آن افراد به‌احتمال می‌توانند مشاغل بهتری به‌نسبت افراد کم‌سوادتر کسب کنند و بنابراین، انتظار می‌رود که تحرک شغلی قدری افزایش یابد یا روند کاهنده‌اش متوقف شود. در راست و پایین نمودار (۳)، نرخ مشارکت افراد بالای ۱۰ سال را بر مبنای گزارش‌های مرکز آمار ایران نشان می‌دهد. به‌روشنی مشاهده می‌شود که افزایش دانشجویان

و ظرفیت دانشگاه‌ها همزمان با کاهش نرخ مشارکت در ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ اتفاق می‌افتد. پس از آن، با کاسته شدن از سهم دانشجویان از جمعیت، نرخ مشارکت افزایش می‌یابد. بنابراین، علت دیگر کاهش تحرک شغلی پس از سال ۱۳۸۵ تاخیر در ورود به بازار کار فرزندان بااستعدادتر به دلیل اشتغال به تحصیل در دانشگاه‌هاست. پس از سال ۱۳۹۰، تعداد دانشجویان کاهش و نرخ مشارکت افزایش می‌یابد، اما تحرک شغلی تقریباً ثابت می‌ماند.

عرضه ثابت مشاغل بخش عمومی

به دلیل قوانین بازار کار در ایران که بیش‌تر به نفع کارگران نوشته شده است، دستیابی به مشاغل رسمی دشوار است. اما آن‌ها مزایای بسیاری نظیر بیمه بازنشستگی و درمانی، دسترسی به وام‌ها، و خدمات مختلف را برای کارگران به ارمغان می‌آورند. در عمل، بنگاه‌های خصوصی به دلیل هزینه‌زا بودن این موارد، بیش‌تر به قراردادهای کوتاه‌مدت و استخدام نکردن کارگران به صورت رسمی روی می‌آورند و در نتیجه، بخش بزرگی از مشاغل رسمی و مزایای مربوطه، محدود به مشاغل بخش عمومی می‌شود. کشاورز حداد و علویان قوانینی (۱۳۹۱)، نشان می‌دهند که با کنترل تحصیل و تجربه، به‌طور معناداری دستمزد در ایران در مشاغل بخش عمومی بالاتر از بخش خصوصی است و تبعیض جنسیتی دستمزد در بخش عمومی وجود ندارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۴: روند تغییرهای جمعیت فعال و شاغلان بخش عمومی در ۲۰ سال گذشته

منبع: مرکز آمار ایران

با وجود این‌که بالاتر بودن حقوق و مزایا در بخش عمومی انگیزه بزرگی در بسیاری از افراد برای شاغل شدن در آن بخش ایجاد می‌کند، اما مشاهده می‌شود که تعداد کارکنان بخش عمومی در ایران در ۲۰ سال گذشته تقریباً ثابت است. نمودار (۴)، روند افزایش جمعیت فعال (شاغلان + بیکاران) را به همراه تغییرهای شاغلان بخش عمومی به تصویر می‌کشد. مشاهده می‌شود که با وجود افزایش زیاد جمعیت فعال از ۱۶ میلیون در ۱۳۷۵ به ۲۶ میلیون در ۱۳۹۵، تعداد شاغلان بخش عمومی بین ۳ تا ۴ میلیون نفر متغیر است و افزایش چندانی نیافته است. عرضه تقریباً ثابت مشاغل بخش عمومی با وجود افزایش زیاد جمعیت فعال و تقاضا برای این‌گونه مشاغل باعث افزایش رقابت برای دستیابی به آن مشاغل در جوانان می‌شود. در این راستا، فرزندان افراد شاغل در بخش عمومی ممکن است مزیتی در گرفتن این‌گونه مشاغل به دلیل ارتباطات پدر در سازمان یا دارا بودن اطلاعات ویژه مربوط زمان و شرایط استخدام داشته باشند. علاوه بر آن، برخی از سازمان‌ها و شرکت‌های بخش عمومی نیز مقررات ویژه‌ای برای استخدام فرزندان کارمندان خود دارند.

شاغلان بخش عمومی

برای بررسی دقیق‌تر این موضوع که آیا فاصله فزاینده بین جمعیت فعال و اشتغال بخش عمومی موجب کاهش تحرک شغلی می‌شود یا خیر، ما طبقه‌بندی مشاغل را با جداسازی مشاغل عمومی و خصوصی دوباره تعریف می‌کنیم. با توجه به این‌که طبقه‌های «کشاورز» و «غیرماهر» خارج از حیطه مشاغل عمومی قرار می‌گیرند، ما دو گروه «یقه‌سفید» و «ماهر/غیرماهر» را باهم ترکیب، و بر مبنای عمومی یا خصوصی بودن، شغل افراد را تفکیک می‌کنیم. بنابراین، در طبقه‌بندی جدید چهار گروه وجود دارند: «عمومی»، «خصوصی»، «کشاورز»، و «غیرماهر». در مرحله بعدی با طبقه‌بندی جدید، فاصله آلثام را تخمین می‌زنیم که نتایجی شبیه نتایج طبقه‌بندی قبلی به‌دست می‌آید. در واقع، فاصله آلثام از حالت تحرک کامل برای داده‌های سرشماری در سال ۱۳۷۵، ۱۳۸۵، و ۱۳۹۰ با طبقه‌بندی جدید به‌ترتیب ۲۳/۲۳، ۲۳/۷۸، و ۲۸/۲۲ می‌شود. همچنین، فاصله‌های بین دو ماتریس تغییر وضعیت به‌طور معناداری مخالف صفر است. در جدول (۵)، عناصر فاصله آلثام بین جفت ماتریس در سال‌های مختلف با طبقه‌بندی جدید و نامگذاری P برای «عمومی»، R برای «خصوصی»، F برای «کشاورز»، و U برای «غیرماهر» آمده است. برای هر جفت عناصر فاصله آلثام از زیاد به کم مرتب شده‌اند. مشاهده می‌شود که در هشت عنصر اول تشکیل‌دهنده فاصله بین ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰، نسبت شانس با PP شروع می‌شود که منعکس‌کننده مزیت نسبی در گرفتن شغل «عمومی» به‌نسبت دیگر مشاغل برای پسری است که پدرش شغل «عمومی» به‌نسبت دیگر مشاغل دارد. به عبارت دیگر در این دوره، شانس دستیابی به مشاغل بخش عمومی برای پسرانی که پدرانشان در این بخش کار نمی‌کرده‌اند، به‌شدت کاهش یافته است. با مقایسه ۱۳۷۵ با ۱۳۸۵ و مقایسه ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ ما به روندهای مشابهی می‌رسیم و مشاهده می‌کنیم که ۳ تا از ۵ نسبت اول با PP شروع می‌شوند.

برای بررسی بیش‌تر، در جدول (۶)، ستون ۱ تا ۳ به‌ترتیب، مجموع مجذور عناصر فاصله آلثام را که دو عنصر اول آن‌ها P (عمومی)، R (خصوصی)، و F (کشاورز) باشند، نشان می‌دهد. هرکدام از این عبارت‌ها، مجموع تغییرهایی در مزیت نسبی فرزندان در دستیابی به یک شغل خاص را به‌نسبت بقیه، در صورتی که پدرشان هم آن شغل خاص را به‌نسبت بقیه داشته باشد، می‌سنجند. بر مبنای تخمین‌های این جدول، به‌طور روشن می‌توان گفت که با وجود تغییر ناچیز عبارت‌های مربوط به مشاغل «خصوصی» و «کشاورز»، عبارت مربوط به مشاغل «عمومی» افزایش زیادی از ۱۱/۰۴ در ۱۳۷۵ به ۱۶/۶۸ در ۱۳۹۰ داشته است. بنابراین، در مجموع می‌توان گفت که ثابت باقی‌ماندن تعداد مشاغل بخش عمومی و نبود مشاغل با کیفیت مشابه در بخش خصوصی یکی از عوامل اصلی در کاهش تحرک شغلی در ایران بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ است.

جدول ۵: عناصر تشکیل‌دهنده فاصله آلثام بین سرشماری‌های مختلف

P: ۱۳۹۰, Q: ۱۳۸۵			P: ۱۳۸۵, Q: ۱۳۷۵			P: ۱۳۹۰, Q: ۱۳۷۵			رتبه
فاصله	نسبت		فاصله	نسبت		فاصله	نسبت		
۳/۶	۶/۲	(PR/PF)/(FR/FF)	۱/۱	۱/۷	(PP/PU)/(UP/UU)	۳/۸	۶/۸	(PP/PF)/(UP/UF)	۱
۳/۶	۶/۰	(PP/PF)/(FP/FF)	۱/۰	۱/۷	(FR/FU)/(UR/UU)	۳/۸	۶/۵	(PP/PF)/(FP/FF)	۲
۳/۶	۶/۰	(PP/PF)/(RP/RF)	۰/۹	۱/۶	(FP/FU)/(UP/UU)	۳/۴	۵/۵	(PP/PU)/(UP/UU)	۳
۳/۵	۵/۷	(PR/PF)/(RR/RF)	۰/۸	۱/۵	(PP/PR)/(FP/FR)	۳/۱	۴/۸	(PP/PF)/(RP/RF)	۴
۳/۰	۴/۵	(PP/PF)/(UP/UF)	۰/۸	۱/۵	(PP/PU)/(RP/RU)	۳/۰	۴/۵	(PP/PR)/(UP/UR)	۵
۲/۹	۴/۲	(PR/PF)/(UR/UF)	۰/۸	۱/۵	(FF/FU)/(UF/UU)	۲/۷	۴/۰	(PP/PU)/(FP/FU)	۶
۰/۶	۱/۴	(PR/PU)/(FR/FU)	۰/۸	۱/۵	(PF/PU)/(UF/UU)	۲/۵	۳/۶	(PP/PU)/(RP/RU)	۷
۰/۶	۱/۳	(PP/PU)/(FP/FU)	۰/۷	۱/۴	(PP/PR)/(UP/UR)	۲/۴	۳/۴	(PP/PR)/(FP/FR)	۸
۰/۴	۱/۲	(PP/PU)/(RP/RU)	۰/۷	۱/۴	(PP/PR)/(RP/RR)	۱/۷	۲/۴	(PR/PF)/(RR/RF)	۹
۰/۳	۱/۲	(PR/PU)/(RR/RU)	۰/۵	۱/۳	(PP/PF)/(RP/RF)	۱/۶	۲/۳	(RP/RR)/(UP/UR)	۱۰
۰/۳	۱/۱	(RR/RU)/(FR/FU)	۰/۵	۱/۳	(RF/RU)/(UF/UU)	۱/۴	۲/۰	(PP/PR)/(RP/RR)	۱۱
۰/۲	۱/۱	(FP/FR)/(UP/UR)	۰/۴	۱/۲	(PR/PU)/(UR/UU)	۱/۳	۱/۹	(PR/PF)/(FR/FF)	۱۲
۰/۲	۱/۱	(PP/PR)/(UP/UR)	۰/۳	۱/۲	(PP/PF)/(UP/UF)	۱/۱	۱/۸	(PR/PU)/(RR/RU)	۱۳
۰/۲	۱/۱	(RR/RF)/(FR/FF)	۰/۳	۱/۲	(PF/PU)/(RF/RU)	۱/۰	۱/۷	(RP/RR)/(FP/FR)	۱۴
۰/۱	۱/۱	(RP/RU)/(FP/FU)	۰/۳	۱/۱	(RP/RU)/(UP/UU)	۰/۹	۱/۵	(RP/RU)/(UP/UU)	۱۵
۰/۱	۱/۱	(RF/RU)/(FF/FU)	۰/۳	۱/۱	(RR/RU)/(UR/UU)	۰/۸	۱/۵	(PR/PF)/(UR/UF)	۱۶
۰/۱	۱/۰	(PP/PR)/(RP/RR)	۰/۲	۱/۱	(FR/FF)/(UR/UF)	۰/۷	۱/۴	(RP/RF)/(UP/UF)	۱۷
۰/۱	۱/۰	(RP/RR)/(UP/UR)	۰/۲	۱/۱	(PP/PF)/(FP/FF)	۰/۶	۱/۴	(FP/FU)/(UP/UU)	۱۸
۰/۰	۱/۰	(RP/RF)/(FP/FF)	۰/۲	۱/۱	(PP/PU)/(FP/FU)	۰/۶	۱/۴	(RP/RF)/(FP/FF)	۱۹
۰/۱	۱/۰	(PP/PR)/(FP/FR)	۰/۱	۱/۱	(RP/RR)/(FP/FR)	۰/۶	۱/۳	(FP/FR)/(UP/UR)	۲۰
۰/۱	۱/۰	(RF/RU)/(UF/UU)	۰/۱	۱/۱	(PR/PU)/(RR/RU)	۰/۶	۱/۳	(FF/FU)/(UF/UU)	۲۱
۰/۲	۰/۹	(RP/RR)/(FP/FR)	۰/۱	۱/۱	(FP/FF)/(UP/UF)	۰/۴	۱/۲	(PR/PU)/(UR/UU)	۲۲
۰/۲	۰/۹	(FF/FU)/(UF/UU)	۰/۰	۱/۰	(RP/RR)/(UP/UR)	۰/۳	۱/۲	(PR/PU)/(FR/FU)	۲۳
۰/۲	۰/۹	(PP/PU)/(UP/UU)	۰/۰	۱/۰	(PF/PU)/(FF/FU)	۰/۲	۱/۱	(RP/RU)/(FP/FU)	۲۴
۰/۴	۰/۸	(PR/PU)/(UR/UU)	۰/۱	۰/۹	(FP/FR)/(UP/UR)	۰/۲	۱/۱	(RF/RU)/(UF/UU)	۲۵
۰/۶	۰/۸	(RP/RF)/(UP/UF)	۰/۱	۰/۹	(PR/PF)/(RR/RF)	۰/۱	۱/۰	(FP/FF)/(UP/UF)	۲۶

ادامه جدول ۵: عناصر تشکیل‌دهنده فاصله آلتام بین سرشماری‌های مختلف

P: ۱۳۹۰, Q: ۱۳۸۵			P: ۱۳۸۵, Q: ۱۳۷۵			P: ۱۳۹۰, Q: ۱۳۷۵			
فاصله	نسبت		فاصله	نسبت		فاصله	نسبت		رتبه
۰/۶	۰/۸	(FP/FF)/(UP/UF)	۰/۲	۰/۹	(RP/RF)/(UP/UF)	۰/۱	۱/۰	(FR/FU)/(UR/UU)	۲۷
۰/۶	۰/۷	(RR/RF)/(UR/UF)	۰/۲	۰/۹	(RR/RF)/(UR/UF)	۰/۴	۰/۸	(RF/RU)/(FF/FU)	۲۸
۰/۷	۰/۷	(RP/RU)/(UP/UU)	۰/۳	۰/۹	(RF/RU)/(FF/FU)	۰/۴	۰/۸	(RR/RF)/(FR/FF)	۲۹
۰/۷	۰/۷	(RR/RU)/(UR/UU)	۰/۳	۰/۸	(RP/RF)/(FP/FF)	۰/۴	۰/۸	(PF/PU)/(UF/UU)	۳۰
۰/۸	۰/۷	(FR/FF)/(UR/UF)	۰/۴	۰/۸	(PR/PF)/(UR/UF)	۰/۵	۰/۸	(FR/FF)/(UR/UF)	۳۱
۰/۸	۰/۷	(FP/FU)/(UP/UU)	۰/۵	۰/۸	(RR/RF)/(FR/FF)	۰/۶	۰/۷	(PF/PU)/(RF/RU)	۳۲
۱/۰	۰/۶	(FR/FU)/(UR/UU)	۰/۶	۰/۷	(PR/PF)/(FR/FF)	۰/۸	۰/۷	(RR/RU)/(UR/UU)	۳۳
۳/۰	۰/۲	(PF/PU)/(FF/FU)	۰/۶	۰/۷	(RP/RU)/(FP/FU)	۰/۸	۰/۷	(RR/RU)/(FR/FU)	۳۴
۳/۱	۰/۲	(PF/PU)/(RF/RU)	۰/۶	۰/۷	(PR/PU)/(FR/FU)	۰/۹	۰/۶	(RR/RF)/(UR/UF)	۳۵
۳/۲	۰/۲	(PF/PU)/(UF/UU)	۰/۸	۰/۷	(RR/RU)/(FR/FU)	۱/۰	۰/۶	(PF/PU)/(FF/FU)	۳۶

توضیح: در این جدول P نشانگر طبقه شغلی «بخش‌عمومی»، R نشانگر «بخش‌خصوصی»، F نشانگر «کشاورز»، و U نشانگر «غیرماهر» هستند.

جدول ۶: عناصر تشکیل‌دهنده فاصله آلتام در سرشماری‌های مختلف

۱۳۹۰	۱۳۸۵	۱۳۷۵	
۱۶/۶۸	۱۲/۳۱	۱۱/۰۴	$\sqrt{\sum_{i,j\neq P}(log\frac{PP/Pj}{Pi/ij})^2}$
۹/۱۴	۹/۳۳	۹/۸۹	$\sqrt{\sum_{i,j\neq P}(log\frac{RR/Rj}{Ri/ij})^2}$
۶/۴۶	۷/۶۷	۶/۸۸	$\sqrt{\sum_{i,j\neq P}(log\frac{FF/Fj}{Fi/ij})^2}$

توضیح: در این جدول P نشانگر طبقه شغلی «بخش‌عمومی»، R نشانگر «بخش‌خصوصی»، F نشانگر «کشاورز»، و U نشانگر «غیرماهر» هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش یک شاخص سازگار را در طول زمان از تحرک شغلی بین‌نسلی در ایران ارائه می‌کند و تا جایی که نویسنده اطلاع دارد، این نخستین باری است که شاخصی با قابلیت بررسی روند تحرک شغلی برای کشور ایران محاسبه می‌شود. با استفاده از روش لانگ و فری (۲۰۱۳)، یافته‌ها بیانگر کاهش تحرک شغلی در بازه ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ و ثابت ماندن آن تا ۱۳۹۵ است. در بین عوامل بالقوه توضیح‌دهنده، به نظر می‌رسد که پدیده رشد بدون اشتغال، افزایش تحصیلات دانشگاهی در ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰، و عرضه ثابت مشاغل بخش عمومی در کاهش تحرک شغلی موثر هستند. به‌طور مشخص، یافته‌ها نشان می‌دهند که بخش اصلی کاهش تحرک شغلی در این دوره به دلیل سخت‌تر شدن دستیابی به مشاغل بخش عمومی برای فرزندانی است که پدرشان در این بخش شاغل نیستند. جذابیت مشاغل بخش عمومی در ایران به واسطه قوانین کار به نفع کارگران رسمی است که در عمل فقط در بخش عمومی اعمال می‌شود. در واقع، مشاغل با حقوق و مزایای مناسب برای کارگران در بخش خصوصی کمیاب است و وجود شکاف دستمزدی بین بخش عمومی و بخش خصوصی موجب ایجاد تقاضای زیاد جوانان برای دستیابی به مشاغل بخش عمومی می‌شود. از این منظر، توسعه بخش خصوصی و ایجاد مشاغل باکیفیت برای جوانان مهم‌ترین عاملی است که می‌تواند به افزایش تحرک شغلی کمک کند. به علاوه، بازنگری در قوانین کار برای همسان‌تر کردن شرایط کاری در بخش عمومی و بخش خصوصی برای از بین بردن شکاف بین این دو بخش ضروری است. اما همان‌طور که اشاره شد، داده‌های سرشماری و طرح نیروی کار به دلیل در دسترس نبودن ارتباط پدر و پسرانی که در یک خانوار زندگی نمی‌کنند، محدودیت‌هایی برای این پژوهش ایجاد می‌کنند. پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی با جمع‌آوری داده‌های جدید و آمارگیری گذشته‌نگر، که وضعیت شغلی و درآمدی والدین سرپرست خانوار را شامل شود، این محدودیت را مرتفع کنند.

منابع

الف) فارسی

کشاورز حداد، غلامرضا، و علویان قوانینی، آرش (۱۳۹۱). شکاف جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷(۵۳)، ۱۳۳-۱۰۱.

ب) انگلیسی

Altham, P. M. (1970). The Measurement of Association of Rows and Columns for an R× S Contingency Table. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 32(1), 63-73.

Altham, P. M., & Ferrie, J. P. (2007). Comparing Contingency Tables Tools for Analyzing Data from Two Groups Cross-Classified by Two Characteristics. *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 40(1), 3-16.

Black, S., & Devereux, P. (2011). *Recent Developments in Intergenerational Mobility*, Handbook of Labor Economics, (4, 1487-1541), Amsterdam, North-Holland.

Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American Occupational Structure*. John Wiley & Sons Inc.

Corak, M. (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.

Emran, M. S., & Shilpi, F. (2011). *Intergenerational Occupational Mobility in Rural Economy Evidence from Nepal and Vietnam. Journal of Human Resources, 46(2)*, 427-458.

Emran, S., & Sun, Y. (2015). *Magical Transition? Intergenerational Educational and Occupational Mobility in Rural China: 1988–2002*: The World Bank.

Guest, A. M., Landale, N. S., & McCann, J. C. (1989). Intergenerational Occupational Mobility in the Late 19th Century United States. *Social Forces*, 68(2), 351-378.

Hnatkovska, V., Lahiri, A., & Paul, S. B. (2013). Breaking the Caste Barrier Intergenerational Mobility in India. *Journal of Human Resources*, 48(2), 435-473.

Jäntti, M., & Jenkins, S. P. (2015). Income Mobility. *Handbook of Income Distribution* (2, 807-935): Elsevier.

Long, J., & Ferrie, J. (2013). Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States since 1850. *American Economic Review*, 103(4), 1109-1137.

Modalsli, J. (2017). Intergenerational Mobility in Norway, 1865-2011. *The Scandinavian Journal of Economics*, 119(1), 34-71.

Reddy, A. B. (2015). Changes in Intergenerational Occupational Mobility in India: Evidence from National Sample Surveys, 1983-2012. *World Development*, 76(1), 329-343.

Ruiz, A. C. (2018). Intergenerational Occupational Dynamics Before and During the Recent Crisis in Spain. *Empirica*, 45(2), 367-393.

Solon, G. (1999). Intergenerational Mobility in the Labor Market Handbook of Labor Economics (3, 1761-1800): *Elsevier*.

Xie, Y., & Killewald, A. (2013). Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States since 1850: Comment. Shorter Papers, *American Economic Review*, 103(5), 2003-2020.

The Journal of PLANNING & BUDGETING
Indexed In ISC | Vol. 24 | No. 1 | Spring 2019 | PP 25-50 | ISSN: 2251-9092

Intergenerational Occupational Mobility Among Men in Iran During 1996-2016

Mohammad Hoseini[1] | mo.hoseini@imps.ac.ir

Abstract This paper documents the changes in intergenerational occupational mobility among men in Iran for the last two decades. To measure intergenerational mobility, the Altham distance between the job transition matrices has been used for during the period in question. The results suggest that for the period (1996-2011), occupational mobility declined; this downward trend is steeper in 2006-2011, and it has leveled off until 2016. One of the factors that explains this decrease in occupational mobility is the flat supply of public sector jobs. In the period in question, while active population increases by more than 10 million, the public sector jobs rise by less than 1 million, bringing about a higher level of competition for obtaining those jobs. The analysis shows that following this phenomenon, the chance for obtaining public sector job has increased greatly for those whose father had a public sector job. In addition, jobless growth and higher education boom are two potential reasons for the sharper reduction in mobility during 2005-2011.

Keywords: Social Mobility, Intergenerational Mobility, Inequality, Jobless Growth, Higher Education, Public Sector Employment.

JEL Classification: J45, D63, J62.

1. Assistant Professor of Economics Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.