تأثیر فاصله جغرافیایی استان‌های ایران بر تاثیرگذاری دستمزد و درآمد استان‌ها بر یکدیگر[1]

نویسندگان:
سیداحمدرضا جلالی‌نائینی*
محمدرضا گل‌صفتان**

چکیده

جغرافیای اقتصادی نوین، شاخه‌ای نو از دانش اقتصاد است که بعد از چاپ مقالات کروگمن (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) اقتصاددانان بیشتر به آن توجه کرده‌اند و ادبیات فزاینده‌ای در این باره تولید شده است. کروگمن در مجموعه مقالاتی که در این باره تألیف کرده، به تدوین الگوی نظری پرداخته است که طبق آن، باز شدن تجارت، موجب افزایش دستمزد واقعی در برخی مناطق جغرافیایی (مناطقی که عمدتاً

1. از آقای دکتر جلال‌الدین جلالی به دلیل بیان نکات ارزنده که به تدوین بهتر مقاله حاضر انجامید، سپاسگزاری می‌شود.

* استادیار موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی jalali@imps.ac.ir
** کارشناس‌ارشد از موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی- شاغل در شرکت صا ایران
Golsefatan.m@gmail.com

تولیدات صنعتی دارند) می‌شود. با افزایش دستمزد واقعی در این مناطق، نیروی کار بیشتری جذب این مناطق می‌شود و به دلیل وجود صرفه به مقیاس، این فرایند استمرار می‌یابد. نتیجه این فرایند، تمرکز فعالیت‌های صنعتی در چنین مناطقی است. در این مطالعه، با بهره‌گیری از الگوی تجربی هنسون (۱۹۹۸ و ۲۰۰۵)، الگوی کروگمن با استفاده از داده‌های ایران مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد. یافته‌های تجربی مطالعه حاضر، نشان می‌دهد که دستمزد در بخش صنعت در هر یک از استان‌های کشور، از دستمزد و درآمد در بخش صنعت در سایر استان‌ها متأثر است. میزان چنین تأثیری با فاصله استان‌ها رابطه‌ای معکوس دارد، به‌طوری که هر چه فاصله استان‌ها از یکدیگر کمتر باشد، اثرگذاری دستمزدها و درآمدهای استانی بر میزان دستمزد یکدیگر بیشتر است. به عبارت دیگر، استان‌های با درآمد و دستمزد بالا، در کنار هم متمرکز هستند. این نتیجه با الگوی کروگمن سازگار است. بدین ترتیب، نزدیکی هر استان به مراکز مهم صنعتی، در صنعتی شدن و رشد آن استان مؤثر است. پس از آزمون الگوی کروگمن با روش هنسون، برای ارزیابی سازگاری[1] برازش‌ها، با انجام برآوردهای مشابه برای بازه‌های زمانی متفاوت (زیرمجموعه‌های بازه اصلی) این الگو بررسی خواهد شد. در پیوست (۲) پاسخ‌های به دست آمده از برازش الگو در ایران، با برآوردهای مشابهی که در کشورهای دیگر انجام شده است، مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

واژگان کلیدی: اقتصاد جغرافیایی، تمرکز، بازگشت صعودی (به مقیاس)، فعالیت اقتصادی، رقابت انحصاری

مقدمه

جغرافیای اقتصادی نوین[2]، شاخه‌ای نو از اقتصاد است که عوامل تمرکز تولید در برخی از نقاط

1. Robustness
2. New Economic Geography

جغرافیایی جهان را مورد بررسی قرار می‌دهد. تا قبل از توسعه ادبیات جغرافیای اقتصادی، تفکر غالب درباره اقتصاد تجارت این بود که با گشوده شدن درهای تجارت (یا به تعبیر دیگر بـا کـاهش هزینـه تجارت) طرفین تجارت از باز شدن اقتصاد بهره خواهند برد. ریکاردو و هکشر – اولین، پیشگامان این تفکر بودند. اما در عمل، در طول چندین دهه، با وجود کاهش میزان هزینه‌های تجـارت در جهـان و گرایش کشورهای جهان به کاهش تعرفه‌های تجاری، تولید به سمت تمرکز بیشتر در بعضی منـاطق جغرافیایی خاص سوق یافت. از این رو، نظریات پیشین نمی‌توانستند این پدیده واقعی را تبیین کننـد. الگوی کروگمن (۱۹۹۱) قادر به توجیه شرایطی بود که باز شدن اقتصاد موجب می‌شود تولید صـنعتی در یک منطقه خاص متمرکز گردد. این الگو با اقبال خوبی روبرو شـد و اقتـصاددانان بـر مبنـای آن، الگوهای زیادی در ابعاد نظری و تجربی تدوین کردند. کروگمن در مقاله خود در سال ۱۹۹۸ می‌گوید مهمترین مطالعه انجام شده در زمینه اقتصاد جغرافیایی تا زمان انتشار مقاله خـودش، کـار تحقیقـاتی هریس (۱۹۵۴) است. به اعتقاد هریس، یک کمربند تولید در شمال شرقی آمریکا ایجاد شده است که فقط یک بیستم مساحت آن کشور را شامل می‌شود. در ایـن گـستره جغرافیـایی محـدود، حـدود ۷۰ درصد از نیروی کار صنعتی، منابع تولیدکننده مواد اولیـه و نیمـی از کـل بـازار کـشور مـذکور در آن متمرکز شده است. به اعتقاد کروگمن (۱۹۹۸)، هریس، یک تابع پتانسیل بازار[1] ارائه کـرد کـه بـرای ناحیه j به صورت $MP_j=\sum_k Y_k g(d_{jk})$ تعریف می‌شود و تلاش کرد تا طبق این تـابع، چگـونگی تجمع و شکل‌گیری فعالیت‌های اقتصادی در برخی از نواحی جغرافیایی آمریکا را توضیح دهد. در این رابطه، MPj مقدار پتانسیل بازار برای ناحیه j ، Yk بیانگر درآمد ناحیه k، djk بیانگر فاصله دو ناحیـه j و k و g تابعی نزولی از هزینه تجارت است. در واقع، این تابع، برای هر ناحیه، یـک جمـع وزنـی از قدرت خرید آن ناحیه از نواحی مختلف معرفی می‌کند.

کروگمن، مهمترین دلیل راهیابی فـضا بـه مـتن علـم اقتـصاد را پـس از یـک غیبـت طـولانی، امکان‌پذیر شدن بررسی تحلیلی رقابت انحصاری[2] می‌داند کـه بـا چـاپ مقالـه مـشهور دیکـسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) [3] میسر شد. تا قبل از تألیف این مقاله، فقط رقابت کامـل بـه‌طـور تحلیلـی مـورد

1. Market Potential Function (MPF)
2. Monopolistic Competition
3. Dixit and Stiglitz

بررسی قرار گرفته بود (البته رقابت انحصاری به‌طور هندسی مورد بررسی و توجه قرار گرفته بود) به عبارت دیگر، اگر قرار بود چند شرکت در یک اقتصاد با یکدیگر رقابت کنند، شرایط اقتصادی که به‌طور تحلیلی قابل بررسی بود، اقتصاد رقابتی کامل بود. دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) با معرفی یک تابع یکپارچه‌سازی تولید[1] (CES) نوع جدیدی از بازار را به‌طور تحلیلی معرفی کردند. این نوع جدید را رقابت انحصاری می‌نامیم که در آن، تعدادی شرکت حضور دارند، هر یک از این شرکت‌ها، کالای خود (انحصاری خود) را تولید می‌کنند و همه این محصولات (کالاها) با یکدیگر امکان جایگزینی دارند و کشش جایگزینی میان هر زوج از این کالاها، مقداری ثابت است. تابع مطلوبیت CES (و تابع یکپارچه‌سازی تولید مشابه با آن) که دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) ارائه کرده‌اند را می‌توان به صورت $u = U[\{\sum_{i=1}^{n} x_i \quad \}^{\sigma}]^{1/\sigma}$ بیان کرد که در آن، xiمیزان مصرف از کالای iام است. در این صورت، کشش جایگزینی میان هر جفت کالای موجود در این اقتصاد، برابر با 1/(1- σ) خواهد بود. کروگمن با بکارگیری این تابع، مقاله خود را در سال ۱۹۹۱ تألیف کرد. وی جغرافیای اقتصادی نوین را حاصل تابعی می‌داند که دیکسیت و استیگلیتز تدوین کرده‌اند.

گرچه الگوی کروگمن (۱۹۹۱) توانست گامی در توجیه شرایط جغرافیایی جهان بردارد، اما به‌طور تجربی قابل برآورد نبود. مقاله کروگمن در سال ۱۹۹۲ که نسخه‌ای نو از مقاله سال ۱۹۹۱ وی بود نیز نتوانست در این باره پیشرفتی اساسی ایجاد کند. سرانجام هنسون (۱۹۹۸) توانست با بهره‌گیری از الگوی کروگمن (۱۹۹۲) معادله‌ای قابل برآورد برای اقتصاد جغرافیایی درون کشورها بیان کند. در ادامه، ابتدا الگوی کروگمن به‌طور خلاصه بررسی می‌شود و سپس در چارچوب روش منسون آزمون می‌گردد.

مروری بر الگوی کروگمن (۱۹۹۱)

طبق فروض این الگو، دو ناحیه مختلف و دو بخش کشاورزی و صنعتی در اقتصاد وجود دارند. نیروی کار در اقتصاد، دهقان‌ها و کارگرهای صنعتی را شامل می‌شود که دهقان‌ها در منطقه خود تحرکی ندارند (به زمین خودشان وابسته‌اند) و کارگرهای صنعتی می‌توانند میان دو ناحیه جابجا شوند.

1. Constant Elasticity of Substitution

کالای کشاورزی تحت شرایط والراسی (رقابت کامل و بازده به مقیاس ثابت) تولید می‌شود. قیمت آن، یک (عدد واحد) در نظر گرفته می‌شود و واحد سنجش، قیمت[1] است. حمل و نقل آن، بدون هزینه است و از این رو، قیمت آن در دو ناحیه یکسان می‌باشد. در تولید کالای کشاورزی، فقط دهقان‌ها نقش ایفا می‌کنند. کالای صنعتی در شرایط رقابت انحصاری دیکسیت و استیگلیتز تولید می‌شود. حمل‌ونقل آن هزینه‌بر است. هزینه حمل آن بر اساس فرمول کوه یخ[2] محاسبه می‌گردد. در روش کوه یخ فرض می‌شود که درصدی از کالای حمل شده در زمان حمل و نقل ذوب می‌شود و فقط، کسری از آن به مقصد می‌رسد. شایان ذکر است که این روش محاسبه هزینه، یکی از ارکان مقاله کروگمن و ادبیات مربوطه است. کارگران صنعتی بر اساس سیگنال دستمزد واقعی (w/p) محل استقرار خود را انتخاب می‌کنند. w در اینجا بیانگر دستمزد اسمی و p بیانگر شاخص قیمت (برای منطقه سکونت نیروی کار) است.

تابع هزینه بنگاه‌های صنعتی به صورت w(F+amx) است که در آن x ستاده بنگاه صنعتی است، یعنی برای تولید هر نوع کالای صنعتی، F واحد کارگر صنعتی به عنوان نیروی ثابت لازم است و برای تولید هر واحد از کالای صنعتی نیز amکارگر صنعتی به عنوان نیروی متغیر لازم است.

با بهره‌گیری از تابع یکپارچه‌سازی تولید CES که مفهوم رقابت انحصاری را در برمی‌گیرد، خواهیم داشت:

$$U = C_M^{\mu} C_A^{(1-\mu)} \qquad (۱)$$

$$C_M = [\sum_{i=1}^{n} C_i^{\frac{(\sigma-1)}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{(\sigma-1)}} \qquad (۲)$$

فرمول نخست (که یک تابع مطلوبیت کاب- داکلاس است)، بیانگر تابع مطلوبیت کل جامعه است. CM بیانگر مصرف جامعه از کالای صنعتی است و CA نیز مصرف جامعه از کالای کشاورزی را نشان می‌دهد. در فرمول (۲)، $\sigma>1$ بیانگر کشش جایگزینی میان انواع مختلف کالای صنعتی (Ci ها) است. می‌توان ثابت کرد که کشش (قیمتی) تقاضای هر یک از کالاهای صنعتی نیز σ است.

1. Numéraire
2. Iceberg

در واقع، فرمول دوم همان تابع یکپارچه‌سازی تولید دیکسیت و استیگلیتز است که قبلاً درباره آن صحبت شد. پس از یکه‌سازی[1]، مجموع تعداد نیروی کار صنعتی، برابر با μ و تعداد کل دهقان‌های موجود در اقتصاد، $(1-\mu)$ است. یعنی $L1+L2=\mu$.

تولید هر کالای i، یک هزینه ثابت و یک هزینه متغیر با هزینه حاشیه‌ای ثابت دارد: $Li=\alpha+\beta xi$ که در آن Li تعداد کارگر صنعتی در تولید i است و xi، میزان کالای خروجی بنگاه است و α وβ پارامترهای معلوم هستند. لازم است به این نکته توجه شود که بر خلاف مدل‌های مرسوم اقتصادی که در آن حداقل دو عامل تولید نیروی انسانی و سرمایه مورد توجه قرار می‌گیرند، در این الگو، برای تولید کالاهای صنعتی، فقط یک هزینه متغیر در نظر گرفته شده است که همان نیروی انسانی می‌باشد.

طبق این فرض مرسوم که هر شرکت تولیدی به دنبال آن است که سود خود را با انتخاب قیمت و میزان تولید بهینه، بیشینه کند، با استفاده از تابع تولید مذکور، قیمت کالای صنعتی در ناحیه i به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Pi=(\sigma/(\sigma-1))\beta\omega i \qquad (۳)$$

این قیمت برای همه کالاهای صنعتی در ناحیه i یکسان است. بنابراین نسبت قیمت کالاهای ناحیه یک به ناحیه دو، با نسبت دستمزدهای دو ناحیه برابر است.

$$P1/p2= \omega1/ \omega2 \qquad (۴)$$

اگر شرکت‌ها بتوانند آزادانه وارد اقتصاد شوند، سود اقتصادی شرکت‌ها به صفر میل می‌کند، یعنی:

$$(p1-\beta\omega1)x1=\alpha\omega1 \qquad (۵)$$

و از آنجا

$$x1=x2=\alpha(\sigma-1)/\beta \qquad (۶)$$

کروگمن با استنتاجات فوق، چندین معادله به دست می‌آورد. یک زوج معادله برای درآمد کل کارگران صنعتی دو ناحیه، یک زوج برای درآمد کل دو ناحیه، یک زوج معادله برای شاخص قیمت دو ناحیه و یک زوج معادله برای دستمزدهای واقعی نیروی کار دو ناحیه. سپس وی بیان می‌کند که

1. Normalization

با حل همزمان این معادلات، ممکن است کل تولید در یکی از دو ناحیه متمرکز شود یا اینکه در حالت غیرمتمرکز (یعنی در دو ناحیه) باقی بماند. این نتیجه موجب شد اثر کروگمن (۱۹۹۱)، سرآغاز شکل گیری یک نسل از الگوهای اقتصاد جغرافیایی با عنوان مدل‌های مرکز- کناره (حاشیه)[1] باشد.

مروری بر الگوی کروگمن (۱۹۹۲)

برای حل الگوی کروگمن (۱۹۹۱)، به حل همزمان چند معادله پیچیده نیاز است. این موضوع باعث شد تا اقتصاددانان به دنبال تدوین الگوهایی باشند که حل تحلیلی و برآورد آنها ساده‌تر باشد. کروگمن در مقاله سال ۱۹۹۲، گام مهمی برای مهارپذیری[2] الگوی قبلی خود برداشت. از آنجایی که در به دست آوردن معادله نهایی مورد برآورد ما، از این الگو استفاده خواهد شد، در اینجا به اجمال مورد بررسی قرار می‌گیرد. فروض این الگو، عموماً مشابه الگوی کروگمن در سال ۱۹۹۱ است، البته تفاوت‌هایی نیز وجود دارد که در صورت نیاز بیان می‌شود. معادلات (۱) و (۲) درباره ترجیحات افراد و تابع تولید کالای صنعتی در اینجا نیز به کار گرفته شده است.

با انتخاب واحد مناسب، میزان تولید کالای کشاورزی با تعداد کارگرهای مورد نیاز، در هر ناحیه j برابر خواهد شد.

$$7L_{jA} = Q_{jA} \qquad (۷)$$

همانند کروگمن (۹۱) فرض شده است که تابع تولید کالای صنعتی به صورت زیر می‌باشد:

$$L_{Mij} = \alpha + \beta Q_{Mij}$$

LMij تعداد کارگران صنعتی است که کالای صنعتی i را در ناحیه j تولید می‌کنند و QMij محصول شرکتی است که کالای مذکور را تولید می‌کند. LA و LM تعداد کل دهقانان و کارگران صنعتی و برون‌زا هستند. ϕ_j کسری از دهقانان است که در ناحیه j اقامت می‌کنند که برون‌زا است. همچنین یک سهم λ_j از کارگران صنعتی در هر ناحیه j موجود است. در هر لحظه از زمان، در تمام نواحی، همه دهقان‌ها و کارگرها مشغول به کار هستند. از این رو،

$$L_{Aj} = \phi_j L_A \qquad (۸)$$

1. Core-Periphery (CP)
2. Tractability

$$\sum_i L_{Mij} = \lambda_j L_M \qquad (۹)$$

هزینه‌های حمل باز هم کوه یخ فرض شده‌اند. اگر Xijk مقداری از کالای i باشد کـه از ناحیـه j به k حمل می‌شود، Zijk مقدار کالایی است که به مقصد می‌رسد.

$$Z_{ijk} = e^{-\tau D_{jk}} X_{ijk} \qquad (۱۰)$$

τ در اینجا هزینه حمل است و Djk فاصله دو ناحیه

مانند الگوی پیشین، قیمت فروش محصول صنعتی با توجه به بیشینه‌سازی سود توسط فروشنده، به صورت زیر است:

$$P_{ij} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \beta w_j$$

با انتخاب مناسب واحدها، $P_j = w_j$ است، همچنین در صـورتی کـه شـرکت‌هـا بتواننـد آزادانه وارد اقتصاد شوند، سود شرکت‌های صنعتی به صفر میل می‌کند، پس:

$$Q_{Mi} = \frac{\alpha}{\beta}(\sigma - 1)$$

با توجه به اینکه قیمت کالای کشاورزی واحد قیمت است:

$$Y_j = (1 - \mu)\phi_j + \mu \lambda_j w_j \qquad (۱۱)$$

همان‌طور که در اثر دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) بیان شده است، دوگان تابع تولید معرفی شـده توسط ایشان، معادله (۲)، شاخص قیمت زیر است:

$$P_M = [\sum_{i=1}^{n} P_i^{(1-\sigma)}]^{\frac{1}{(1-\sigma)}} \qquad (۱۲)$$

پس در اینجا، برای کالاهای صنعتی، که تابع تولید دیکسیت و استیگلیتز دارد، شاخص قیمـت در ناحیه j به صورت زیر است:

$$T_j = [\sum_k \lambda_k (w_k e^{\tau D_{jk}})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{(1-\sigma)}} \qquad (۱۳)$$

همچنین دستمزد ناحیه j از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$w_j = [\sum_k Y_k (T_k e^{-\tau D_{jk}})^{\sigma-1}]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (۱۴)$$ [1]

چون قیمت کالای کشاورزی، برابر واحد و در تمام نواحی یکسان است، پس فقط قیمت کالاهای صنعتی در تعیین دستمزد واقعی مؤثر است:

$$\omega_j = w_j T_j^{-\mu}$$

دستمزد واقعی در حالت تعادل، در همه نواحی یکسان است، یعنی برای هر زوج ناحیه i و j:

$$\frac{w_i}{T_i^{\mu}} = \frac{w_j}{T_j^{\mu}} \quad (۱۵)$$

الگوی بالا درون کشورها قابل برآورد نیست، زیرا برای برآورد معادله (۱۴) لازم است که شاخص قیمت نواحی (استان‌های) مختلف (Tk) را داشته باشیم که چنین شاخصی در دسترس نیست. اما معادله (۱۴) تا قابل برآورد شدن برای استان‌ها، فقط یک گام فاصله دارد که هنسون در سال ۱۹۹۸ در این خصوص تلاش کرده است. الگویی که هنسون برای برآورد استفاده کرد، کمی با الگوی کروگمن (۱۹۹۲) متفاوت است. هنسون در مدلش به جای کالای کشاورزی، ذخیره مسکن [2] را مورد توجه قرار داده است. قیمت کالای کشاورزی در مدل کروگمن که قابل حمل و نقل است، در دو ناحیه یکسان می‌باشد، اما در مدل هنسون، مسکن غیرقابل حمل است و قیمت آن در نواحی مختلف، متفاوت می‌باشد. معادلات اساسی مدلی که هنسون آن را برآوردپذیر کرده است، به شرح زیر می‌باشد:

$$\frac{w_j}{P_j^{1-\mu} T_j^{\mu}} = \frac{w_k}{P_k^{1-\mu} T_k^{\mu}} \quad (۱۶)$$

این معادله، متناظر معادله (۱۵) است، با این تفاوت که چون در مدل کروگمن (۱۹۹۱)، قیمت کالای کشاورزی برابر واحد بود، در تعیین دستمزد واقعی، بی‌اثر بود. اما در اینجا، قیمت مسکن (Pj)

1. این فرمول، در پیوست (۱) اثبات شده است.

2. Housing Stock

در ناحیه j، در تعیین دستمزد واقعی مؤثر است.

در هر ناحیه j، سهم مسکن از درآمد، برابر با هزینه‌ای است که برای مسکن پرداخت می‌شود.

$$P_j H_j = (1-\mu) Y_j \qquad (۱۷)$$

با ترکیب معادلات (۱۴)، (۱۶) و (۱۷) هنسون به معادله زیر دست یافت:

$$\log(w_j) = \theta + \sigma^{-1} \log\left(\sum_k^j Y_k^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_k^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_k^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jk}}\right) + \eta_j \qquad (۱۸)$$

بدین صورت، هنسون معادله‌ای قابل برآورد را بر مبنای مدل‌های CP بیان کرد. خود هنسون در سال ۲۰۰۵، معادله بالا را برای اقتصاد آمریکا برآورد کرد.

اما هنسون، در مقاله سال ۱۹۹۸ خود، هم تراز معادله (۱۸) را برای الگوی کروگمن به شکل زیر ارائه کرده است:

$$\log(w_j) = \theta + \sigma^{-1} \log\left(\sum_k Y_k w_k^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jk}}\right) + \eta_j \qquad (۱۹)$$

معادله (۱۹) در واقع از ترکیب معادلات (۱۴) و (۱۵) حاصل می‌شود. در این مطالعه، از این معادله برای برآورد پارامترهای اقتصاد جغرافیایی ایران استفاده می‌شود.

معادلات (۱۸) و (۱۹) به همراه تابع پتانسیل بازار، به‌طور متناوب، توسط اقتصاددانان مورد برآورد قرار گرفته است. براکمن و همکاران (۲۰۰۴) معادله (۱۸) را برای اقتصاد آلمان برآورد کرده‌اند. مایون (۲۰۰۴) آن را برای ایتالیا، دبروین (۲۰۰۹) برای بلژیک و هنسون (۲۰۰۵) نیز برای آمریکا برآورد کرده است. البته براکمن و همکاران، در معادله (۱۸) با وارد کردن LP (قیمت زمین) به جای موجودی زمین مسکونی (H) به نتایج بهتری در برآورد μ دست یافته‌اند. پیرس (۲۰۰۶) نیز معادله (۱۹) را برای اسپانیا، نیه بور برای تعدادی از مناطق اروپا و فرمنش (۲۰۰۹) نیز آن را برای ایران برآورد کرده است.

هدف مطالعه حاضر، این است که با استفاده از الگوی هنسون، معادله "پتانسیل بازار اصلاح شده" برای اقتصاد ایران برآورد شود. از برآورد این معادله، پارامترهای بنیادین الگوی کروگمن برای

اقتصاد ایران تخمین زده می‌شود. آنگاه نتایج به دست آمده تفسیر می‌گردد.

فرمنش (۲۰۹) تلاش کرده است با داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۲، همین معادله را طبق الگوی پیرس (۲۰۰۶) برای اقتصاد ایران برآورد کند – در مقایسه با بازه زمانی مطالعه حاضر که سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ را شامل می‌شود. شایان ذکر است که وی برآورد خود را به‌طور مقطعی[1] انجام داده، یعنی برای هر سال، به‌طور جداگانه برآورد کرده است. اما با توجه به اینکه تعداد استان‌های مورد بررسی وی، ۲۸ مورد است، صحت نتایج مطالعه مذکور، از نظر آماری مورد تردید می‌باشد.

در معادله (۱۹)، wj دستمزد در ناحیه j ، Yk درآمد ناحیهk ، djk فاصله دو ناحیه j وk است. σ، τ و μ پارامترهای مدل هستند. σ طبق شکل تابعی دیکسیت و استیگلیتز مفاهیم زیادی را شامل می‌شود که یکی کشش قیمتی کالاهای صنعتی است و دیگری کشش جایگزینی میان هر زوج از کالاهای صنعتی است. همچنین عبارت σ/(σ-1) بیانگر بازده به مقیاس است که در این ادبیات موضوعی، از اهمیت بالاتری نسبت به کشش قیمتی و کشش جایگزینی برخوردار است و معمولاً مهمترین نتیجه از برآورد σ در این عبارت تلقی می‌شود. μ نسبت درآمد صنعتی به درآمد کل است. طبق معادله (۱۰)، τ نشان می‌دهد که در هر مسافت d، حاصل‌ضرب $e^{-\tau d}$ در مقدار کالای اولیه به مقصد می‌رسد. پارامتر θ به عنوان عرض از مبداء به معادله اضافه شده است.

با الگوبرداری از کارهای انجام شده مانند هنسون (۲۰۰۵)، پیرس (۲۰۰۶) و مانند آنها که قبلاً بیان شد، معادله مذکور برای اقتصاد ایران برآورد می‌شود. با توجه به اینکه معادله (۱۹)، یک معادله غیرخطی است، برای برآورد آن از NLS[2] استفاده می‌شود که در آن منطق کمترین مربعات خطا برای حل معادلات غیرخطی مورد استفاده قرار می‌گیرد. پس از برآورد پارامترهای مذکور، تلاش می‌شود بر اساس آنها درباره موضوعات زیر قضاوت شود: ۱) آیا دستمزد هر استان، متأثر از درآمد و دستمزد استان‌های دیگر است و آیا فاصله دو استان در میزان این تأثیر، اثر کاهنده دارد یا خیر (با استفاده از الگوی هنسون برگرفته از مدل کروگمن ۱۹۹۲)، ۲) میزان پارامتر بازده به مقیاس در اقتصاد ایران چقدر است؟

1. Cross Section
2. Nonlinear Least Squares

در تخمین معادله، از نرم‌افزار Gretl استفاده شده است. این نرم‌افزار، روش مارکواردت- لونبرگ را به عنوان روش محاسبه عددی پیش‌فرض در نظر می‌گیرد. این روش با شروع از یک نقطه اولیه، با منطق NLS به دنبال جهت بهینه است و در آن سو حرکت می‌کند. در هر تکرار، اختلاف مقادیر برآوردی متغیرها را با مقادیر واقعی آنها می‌سنجد و زمانی جستجو برای نقطه بهینه را پایان می‌دهد که اختلاف جواب بهینه دو توالی، از یک مقدار پیش‌فرض کمتر باشد. در آن زمان، الگوریتم، مقادیر پارامترها را به عنوان جواب‌های بهینه ارائه می‌کند.

داده‌های آماری

بخش عمده‌ای از داده‌ها از مرکز آمار ایران استخراج شده است. در این داده‌ها، اشکالاتی نیز مشاهده گردید که برای رفع آن تلاش شد.[1] دستمزد در این معادله، نرخ دستمزد کارگاه‌های با نیروی

1. مثلاً درآمد صنعتی کارگاه‌های بیش از ۱۰ نفر کارکن استان قزوین در سال ۱۳۷۸، به‌طور ناگهانی نسبت به سال ۱۳۷۷ کاهش یافته است، یعنی درآمد صنعتی کارگاه‌های بیش از ۱۰ نفر کارکن استان قزوین در سال ۱۳۷۸، حدود ۱۴ درصد همین شاخص در سال ۱۳۷۷ شده است. پس قطعاً این عدد نادرست است، زیرا درآمد صنعتی کارگاه‌های صنعتی بیش از ۱۰ نفر کارکن در سال ۱۳۷۸، نسبت به سال ۱۳۷۷ در کل کشور، حدود ۳۲ درصد رشد داشته است. اما راه‌حل موضوع نیز ساده است، زیرا جمع کل "درآمد کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر" برای کل کشور نیز در هر سال (و از جمله در سال ۱۳۷۸) موجود است. با داشتن جمع مذکور برای کل کشور، می‌توانیم از اختلاف جمع واقعی کل کشور و جمع داده‌های استانی، مقدار داده استان قزوین را محاسبه کنیم. در واقع، از یکسان نبودن جمع ارائه شده توسط مرکز آمار ایران، به عنوان درآمد صنعتی کل کشور برای کارگاه‌های مذکور با حاصل جمعی که از داده‌های استانی به دست آوردیم نیز به وجود اشکالی در این باره پی می‌بریم. ظاهراً در این باره فقط یک رقم از یکان داده استان قزوین جا مانده است. با افزودن یک رقم به یکان داده مذکور، جمع کل کشور که توسط مرکز آمار اعلام شده است، با جمع کل محاسبه شده توسط ما از طریق جمع استان به استان، پارامتر مذکور دقیقاً برابر می‌شود که مؤید اصلاح انجام شده توسط ما است. مشکل مشابهی درباره "درآمد صنعتی کارگاه‌های صنعتی بیش از ۱۰ نفر کارکن و بیشتر" استان کرمان در سال ۱۳۷۹ وجود داشت که به همین نحو رفع شد. به همین ترتیب، در داده‌های مربوط به تعداد شاغلین کارگاه‌های مذکور نیز، در سال ۱۳۷۶، شاغلین کارگاه‌های صنعتی بیش از ده نفر کارکن استان هرمزگان نسبت به سال ۱۳۷۵، بیش از ۱۰ برابر شده است. اما ناگهان در سال ۱۳۷۷، به میزان منطقی خود بازگشته است و نسبت به سال ۱۳۷۶، حدود یک‌هفتم شده است. شایان ذکر است که مانند دو مورد مذکور، در اینجا نیز، جمع کل "شاغلین کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن یا بیشتر" اعلام شده از سوی مرکز آمار برای کل کشور با جمع استان به استان شاغلین همان کارگاه‌ها اختلاف دارد که این نیز وجود اشتباه در داده‌های استانی را تأیید می‌کند. ظاهراً در این مورد، یک رقم اضافی در داده سال ۱۳۷۵ استان هرمزگان وجود دارد که برای اصلاح، یک رقم از داده مذکور حذف شد.

کار بیش از ۱۰ نفر در استان‌ها در نظر گرفته شد که از تقسیم کل دستمزد پرداختی این بنگاه‌ها بر کل افراد شاغل در این بنگاه‌ها، برای هر استان و در هر سال به دست می‌آید. برای متغیر درآمد نیز ستاده این بنگاه‌ها به تفکیک استان‌های مختلف و برای سال‌های مختلف استفاده شده است.[۱]

برای برآورد، از داده‌های واقعی درآمد و دستمزد استفاده گردید که از تقسیم داده‌های اسمی بر شاخص قیمت هر سال حساب شد. شاخص قیمت برای دوره مورد نظر نیز از "شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران" اخذ شد. دوره زمانی در نظر گرفته شده برای آزمون الگو، سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ است. برای به دست آوردن فاصله میان مراکز استان‌ها، از اطلس راه‌های ایران مربوط به سازمان جغرافیایی ایران استفاده شد. فاصله هر استان با خودش نیز در این ادبیات معمولاً صفر در نظر گرفته نمی‌شود، بلکه از مساحت استان به دست می‌آید. روش محاسبه مرسوم به این صورت است که فرض می‌شود همه استان‌ها (مناطق کشور) دایره‌ای شکل

1. لازم به ذکر است که این فرض از درآمد (یعنی قرار دادن درآمد صنعتی به جای "درآمد صنعتی + درآمد کشاورزی")، اصلاحی است که در مدل هنسون انجام داده‌ایم. زیرا در کروگمن (۱۹۹۱)، درآمد کشاورزی برای تمام مناطق، عددی ثابت در نظر گرفته شده است. در واقع، در کروگمن (۱۹۹۱)، درآمد بخش بازده- ثابت، فقط نام درآمد کشاورزی را یدک می‌کشد و گرنه اعداد ثابتی است که به درآمد صنعتی نواحی اضافه شده است. در الگوی کروگمن (۱۹۹۲) گرچه درآمد کشاورزی برای نواحی مختلف متفاوت فرض شده است، اما این فرض در معادله نهایی مورد برآورد (معادله ۱۹) تأثیری ندارد. گرچه در کروگمن (۱۹۹۲) این نقص، اصلاح شده است و در قالب معادله (۱۱) فرض شده است که درآمد کشاورزی مناطق مختلف متفاوت می‌باشد، اما در عمل، در معادله نهایی مورد برآورد ما یعنی معادله (۱۹)، این فرض اثرگذار نبوده است. در واقع، فرض تساوی درآمد کشاورزی استان‌ها با اختلاف درآمد کشاورزی استان‌ها (به این دلیل که قیمت آن واحد است) در حصول معادله (۱۹) بی‌اثر است. شایان ذکر است که در بسیاری از مطالعات در حوزه جغرافیای اقتصادی، از دو نوع کالای بازده ثابت و صعودی نام برده‌اند و از کالای کشاورزی و صنعتی یاد نشده است. در این مقاله، مانند کروگمن (۱۹۹۱) فرض شده است که درآمد تولید محصولات کشاورزی، در تمام نواحی یکسان است و فقط با یک فرض ساده‌ساز، این عدد ثابت، صفر فرض شده است. طبق فرمول‌های ۱۱، این فرض در صورتی درست است که مقدار پارامتر μ برابر با ۱ باشد. پس درصورتی ساده‌سازی ما از نظر عددی قابل قبول خواهد بود که مقدار برآوردی پارامتر μ، برابر با ۱ یا نزدیک به ۱ شود. اما اگر برآورد مذکور، به میزان قابل توجهی از ۱ کمتر باشد، الگو، ناسازگاری درونی دارد و لازم است که عدد ثابت مربوط به بخش کشاورزی یعنی $(1-\mu)$ را بزرگ‌تر از صفر فرض کنیم - به بیان دیگر، μ را کمتر از یک فرض کنیم. البته شایان ذکر است که هنسون نیز در هنگام برآورد معادله (۱۸)، با آزمون والد نشان داده است که در معادله (۳۱) فرض اینکه توان Y برابر با یک، توان H برابر با صفر و توان W برابر با صفر باشد، فرض درستی است. این (به‌ویژه فرض دوم) مؤید فرض ماست که درآمد بخش بازده- ثابت را صفر فرض کردیم. اما ملاحظه می‌شود که مقدار برآوردی μ، فقط حدود ۰،۰۳ از مقدار مفروض (عدد واحد) بیشتر خواهد بود. به گفته فرمنش (۲۰۰۹)، در برآوردهای مقالات مذکور، معمولاً مقدار برآوردی μ با تئوری همخوانی ندارد. این روش شاید بتواند راه‌حلی برای این اشکال باشد.

هستند و مرکز هر استان، دقیقاً در مرکز دایره مذکور قرار دارد، آنگاه طبق فرمول زیر، میانگین فاصله کل مناطق موجود در دایره استان را از مرکز استان حساب می‌کنند و به عنوان فاصله استان از خودش در نظر می‌گیرند.

$$d = \frac{2}{3}\sqrt{\frac{s}{\pi}}$$

در رابطه بالا، d میانگین فاصله کل مناطق موجود در دایره استان است که به عنوان فاصله استان از خودش در برآورد به کار برده می‌شود. S مساحت استان است. البته این روش اشکالاتی دارد که مهمترین آنها در ادامه بیان می‌شود.

۱- فرض دایره‌ای بودن استان‌ها، فرضی نادرست است، زیرا استان‌ها، اشکال متفاوتی دارند و به‌طور کلی، شاید در هیچ کشوری، استانی دایره‌ای شکل یافت نشود. مثلاً در کشور ایران، بسیاری استان‌ها مانند بوشهر، آذربایجان غربی، اردبیل، هرمزگان، ایلام و گیلان، مازندران و نظایر آنها، اشکال کشیده‌ای دارند که هیچ‌گونه شباهتی به دایره ندارد. این فرض که شکل استان‌ها مستطیل یا مربع باشد، معقول‌تر و به واقعیت نزدیک‌تر است.

۲- فرض دایره‌ای بودن هر استان، علاوه بر عدم همخوانی با جهان واقعی، اشکال دیگری نیز دارد. این فرض از دیدگاه نظری نیز قابل قبول نیست، زیرا نمی‌توان تعداد محدودی دایره را در کنار هم جا داد، بدون اینکه فضایی خالی در میان آنها باشد. در واقع، این فرض، فقط برای مناطق جزیره‌ای قابل قبول است و برای تعدادی استان همسایه، نمی‌توان حتی به‌طور نظری، شکل دایره‌ای تصور کرد. بر خلاف شکل دایره‌ای، اشکال مثلثی، مستطیلی، مربعی و چندضلعی‌های منتظم و ترکیبات آنها، این قابلیت را دارند که برای استان‌های یک کشور، به‌طور نظری به عنوان شکل هندسی استان تصور شوند، بدون آنکه در میان آنها، فضایی خالی باقی بماند. ظاهراً اقتصاددانان این موضوع را مورد توجه قرار نداده‌اند.

۳- اما مهمترین اشکال این روش - محاسبه فاصله استان با خودش - این است که با این روش محاسبه، ممکن است فاصله یک استان با استانی دیگر، کمتر از فاصله آن استان با خودش شود. مثلاً در مورد ایران، با احتساب مساحت استان اصفهان به میزان ۱۲۸۹۴۹ کیلومتر مربع، فاصله این استان

با خودش طبق روش مرسوم در جغرافیای اقتصادی نوین، حدود ۱۲۳ کیلومتر مربع خواهد شد، درحالی‌که فاصله شهر اصفهان با شهرکرد (مرکز استان چهارمحال و بختیاری) ۱۰۴ کیلومتر است. یعنی با این روش محاسبه، فاصله استان اصفهان تا خودش، بیش از فاصله استان اصفهان تا چهارمحال و بختیاری است. این اشکال موجب می‌شود به دنبال روش مناسب‌تری برای تعیین فاصله هر استان با خودش باشیم.

ما در اینجا برای رفع اشکال بند ۳، برای تعیین فاصله هر استان با خودش، روشی ابتکاری به کار بردیم. در این مقاله، فاصله مرکز هر استان با خودش، نصف فاصله مرکز استان تا نزدیک‌ترین مرکز استان همسایه در نظر گرفته شده است. در این صورت، تضمین می‌شود که فاصله هر استان تا خودش، کمتر از فاصله آن استان تا استان‌های دیگر در نظر گرفته شود. علاوه‌براین، اندازه هر استان نیز در این روش بی‌تأثیر نیست، ضمن اینکه مجبور به در نظر گرفتن فرض دایره‌ای بودن استان‌ها نیز نخواهیم شد.

داده‌های مربوط به استان‌هایی که در دوره زمانی مورد مطالعه (در طول سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ یا شاید اندکی قبل از آغاز این دوره) از هم جدا شده‌اند، با هم جمع شده و به عنوان یک استان با مرکزیت یک شهر (مرکز قدیمی استان) ذکر شده است. یعنی داده‌های استان‌های خراسان رضوی، شمالی و جنوبی با یکدیگر جمع شده و به عنوان استان خراسان و با مرکزیت مشهد مقدس در نظر گرفته شده است. داده‌های استان قزوین با استان زنجان جمع شده و هر دو به عنوان یک استان با مرکزیت شهر زنجان در نظر گرفته شده‌اند. همچنین داده‌های استان قم با مرکزی و نیز داده‌های استان گلستان با مازندران جمع شده است.

برآورد الگو

با تخمین پارامترهای مدل، تلاش می‌شود به پرسش‌های پژوهش پاسخ داده شود. برای تخمین معادله مذکور، از داده‌های پنل و برآوردگرهای غیرخطی مناسب استفاده شد، زیرا تعداد اندک مشاهدات در هر سال (۲۵ داده) موجب می‌شود که نتوان معادله را به‌طور مقطعی تخمین زد. شکل تابع نیز غیرخطی است و با توجه به غیرخطی بودن معادله، از روش NLS برای برآورد آن استفاده شد. برای برآورد معادله مذکور، ابتدا معادله زیر برآورد گردید:

$$\log(\omega_j) = a + b\,\log(\sum Y_k\,\omega_k^c e^{dd_{jk}})$$

به دلیل پیچیدگی معادله فوق و روش برآورد آن، در پیوست ۱، شیوه برآورد به‌طور مختصر بیان شده است. نتایج حاصل از برآورد معادله مذکور به شرح زیر به دست آمد:

پارامتر	مقدار	std error	p-value
A	–0.237329	0.1728	0.1709
B	0.03549	0.01152	0.0023
C	26.3	8.9299	0.0035
D	–0.04837	0.01678	0.0043

با توجه به مقدار R-Squared می‌توان گفت معادله، بیش از ۸۶ درصد از اختلاف میان دستمزد استان‌ها را توضیح می‌دهد. پس قدرت تبیین مدل بالاست. علاوه‌براین، مقدار p-value برای پارامترهای اصلی مدل (به جز عرض از مبداء که باید طبق نظریات اقتصادسنجی در معادله قرار گیرد) به اندازه کافی کم است.

با توجه به تعریف پارامترهای a, b, c, d، پارامترهای مدل به شرح زیر به دست می‌آیند:

پارامتر	تعریف	مقدار
Θ	عرض از مبداء	–0.23733
Σ	کشش جایگزینی میان کالاهای صنعتی و کشش قیمتی کالاهای صنعتی	28.17695
M	نسبت سهم صنعت در درآمد ملی	1.033344
τ	پارامتر هزینه حمل و نقل	0.00178

تحلیل نتایج برآورد و نتیجه‌گیری[1]

بالا بودن σ، بیانگر حساسیت زیاد تولید در ایران نسبت به قیمت کالا است، به عبارت دیگر، تغییر قیمت کالای صنعتی، در میزان تولید آن تأثیر زیادی دارد. البته در مطالعه حاضر، این جنبه چندان مورد توجه نیست، بلکه صرفاً در برآورد میزان بازده به مقیاس، از برآورد σ استفاده است.

نسبت $\sigma/(\sigma-1)$ که بیانگر میزان بازده به مقیاس است، طبق این برآورد، تقریباً برابر با ۱٫۰۳۷ خواهد شد که بسیار به یک نزدیک است. این موضوع نشان می‌دهد که گرچه تولید در ایران، بازده صعودی به مقیاس دارد، اما میزان صعودی بودن این بازده به مقیاس اندک است. با توجه به شناختی که از اقتصاد ایران داریم، می‌توان این رقم را نسبتاً معقول دانست. مقدار بازده به مقیاس برآورد شده برای اقتصاد ایران در این مطالعه، کمتر از مقادیری است که مطالعات مشابه، برای اقتصادهای غربی محاسبه کرده‌اند.

پارامتری که در نگاه نخست، مقدار برآورد شده آن با مقدار واقعی آن ناسازگار است، پارامتر μ می‌باشد. این پارامتر، که نسبت درآمد صنعتی به درآمد کل است، باید مقداری کمتر از واحد داشته باشد که مقدار آن اندکی بیش از یک (۱٫۰۳۳) برآورد شده است. اما با توجه به اینکه Y، مقدار درآمد صنعتی تعریف شده است، مقدار μ باید برابر با یک شود. برآورد به دست آمده نیز با دقت بسیار خوبی با تعریف پارامتر در این الگو همخوانی دارد. این موضوع، بیانگر سازگاری درونی الگو است. برای پارامتر μ در برخی مطالعات مورد بررسی، مقادیری ناسازگار با تعریف این پارامتر برآورد شده است. با تقسیم جمع درآمدهای صنعتی و نفتی بر حاصل جمع درآمدهای صنعتی و نفتی و کشاورزی، مقدار واقعی μ برای هر یک از سال‌های ۷۵ تا ۸۵ قابل محاسبه است. میانگین μ در ۱۱ سال مورد مطالعه، محاسبه شد که برابر با ۰٫۷۴ است. این عدد با مقداری که از طریق الگو برآورد شده است، تفاوت زیادی ندارد. شایان ذکر است که به گفته فرمنش (۲۰۰۹) در برآورد پارامتر μ، معمولاً مشکلاتی وجود دارد، اما مقاله حاضر، با انجام یک اصلاح جدید توانسته است پارامتر مذکور را به خوبی برآورد کند.

پارامتر τ که نماد هزینه حمل است، به‌طور نسبی، در مقایسه با کارهای مشابه، به خوبی برآورد

1. یافته‌های مطالعه حاضر، در پیوست (۲) با یافته‌های تحقیقات مشابه مقایسه شده است.

شده است. طبق تعریف هنسون (۲۰۰۵)، مقدار پارامتر τ نشان می‌دهد که در حین حمل کالا، در مسافت d، $e^{\tau d}-1$ واحد از آن نوع کالا، هزینه حمل خواهد شد (ذوب می‌شود). این مفهوم، همان‌طور که کروگمن گفته است، با دنیای واقعی چندان انطباق ندارد. اگر مسافت را مانند هنسون بر حسب ۱۰۰۰ کیلومتر تعریف کنیم، تخمین پارامتر d به جای 04837.- به مقدار ۴۸,۳۷۴- برآورد می‌شود که با این برآورد، مقدار τ برابر با ۱,۷۸ خواهد شد. با توجه به مثبت بودن مقدار برآوردی τ، طبق فرمول (۱۹) با توجه به منفی بودن علامت آن نتیجه گرفته می‌شود که هر چه فاصله دو استان بیشتر باشد، تأثیر متقابل آن استان‌ها در دستمزد یکدیگر، کمتر خواهد شد. این نتیجه با ادبیات اقتصاد جغرافیایی نوین، از جمله کروگمن ۱۹۹۱ و ۱۹۹۲ سازگار است.

در نهایت، می‌توان گفت که با توجه به تعریف پارامتر τ ، برآورد مطالعه حاضر (به میزان τ=1.78 برای هزار کیلومتر) نشان می‌دهد که برای ۱۰۰۰ کیلومتر جابجایی کالای صنعتی، هزینه حمل، به‌طور میانگین، به میزان $e^{1,78}-1$ (حدود ۵ برابر قیمت کالا) خواهد بود. گرچه برآورد این مقاله از هزینه حمل، زیاد است، اما تقریباً از هزینه‌های محاسبه شده در مقالات مشابه در کشورهای دیگر (که در پیوست ۲ بیان شده است) و نیز ایران کمتر است.

از برآورد الگو نتایج زیر حاصل می‌شود:

یافته‌های تجربی مطالعه حاضر نشان می‌دهد که دستمزد در بخش صنعت، در هر یک از استان‌های کشور از دستمزد و درآمد در بخش صنعت در سایر استان‌ها متأثر است. میزان این تأثیر با فاصله استانها رابطه‌ای معکوس دارد: هر چه فاصله استان‌ها از یکدیگر کمتر باشد، اثرگذاری دستمزدها و درآمدهای استانی بر میزان دستمزد یکدیگر بیشتر است. به عبارت دیگر، استان‌های با درآمد و دستمزد بالا، در کنار هم متمرکز هستند. این نتیجه با اشارات الگوی کروگمن و هنسون سازگار است. از این رو، نزدیکی هر استان به مراکز مهم صنعتی، عاملی در صنعتی شدن و رشد آن استان است.

علاوه بر نتیجه بالا که مهمترین نتیجه است، نتایج جنبی زیر نیز از پژوهش حاصل می‌شود:

– هزینه حمل در اقتصاد ایران از کشورهای صنعتی که مطالعه مشابهی درباره آنها انجام شده است، پایین‌تر می‌باشد (پیوست ۲).

– بازده به مقیاس برای تولید صنعتی در ایران، از کشورهای صنعتی که مطالعه مشابهی درباره آنها انجام شده است، کمتر می‌باشد.

سازگاری نتایج برآورد

برای سنجش استحکام نتایج برآورد بالا، برآورد معادله مذکور را با این روش تکرار می‌کنیم. ابتدا برای نمونه های سالهای ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۷ برآورد انجام می‌شود. سپس داده‌های سال ۱۳۷۸ به این مجموعه داده‌ها اضافه می‌گردد. در مرحله بعد، داده‌های ۱۳۷۹ به مجموعه داده‌های مذکور اضافه می‌شود. پس از آن داده‌های سال ۱۳۸۰ و همین طور ادامه می‌یابد تا به مجموعه کامل داده‌ها، یعنی داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ برسیم. بدین ترتیب، هم نتایج برآوردها قابل مقایسه هستند و هم روند پارامترهای برآورد شده قابل بررسی است. نتایج برآورد در جدول زیر بیان شده است. سال شروع داده‌های مورد برآورد، سال ۱۳۷۵ است و در جدول، فقط سال پایانی برآورد بیان شده است.

سال پایانی داده‌های برآورد									
85	84	83	82	81	80	79	78	77	پارامتر مورد برآورد
–0.237	–0.336	–0.416	–0.520	–0.520	–0.522	–0.509	–0.315	0.062	a
0.035	0.042	0.049	0.059	0.063	0.067	0.071	0.068	0.056	b
26.301	21.833	18.498	15.184	13.704	12.361	11.366	10.744	11.303	c
–48.37	–39.69	–33.22	–26.85	–24.99	–22.73	–21.26	–21.26	–24.42	d
–0.237	–0.336	–0.416	–0.520	–0.520	–0.522	–0.509	–0.315	0.062	θ
28.176	23.573	20.291	17.072	15.872	14.848	14.169	14.661	17.704	σ
1.033	1.034	1.043	1.059	1.085	1.120	1.159	1.272	1.478	μ
1.780	1.758	1.722	1.671	1.681	1.642	1.614	1.556	1.462	τ
0.863	0.844	0.817	0.779	0.736	0.687	0.637	0.548	0.474	R-Square
1.037	1.044	1.052	1.062	1.067	1.072	1.076	1.073	1.060	σ/(σ-1)

شایان ذکر است که در برآورد سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۷، پارامترهای b و d در سطح ۵ درصد معنادار نیستند، اما در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند و پارامتر c نیز در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد. در برآوردی که با داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۸ انجام شده است، پارامتر d در سطح ۵ درصد و پارامترهای b و c نیز در سطح یک درصد معنادار هستند. در سایر برآوردها، هر سه پارامتر b و c و d در سطح یک درصد معنادار هستند.

جدول فوق، نشان می‌دهد که نتایج برآوردهای انجام شده، بسیار به هم نزدیک هستند. علاوه‌براین، توضیح‌دهندگی مدل، روند صعودی دارد، زیرا R-Squareدر برآوردهای مذکور، با اضافه شدن داده‌های سال‌های جدید، همواره روند صعودی دارد. هزینه حمل نیز روند صعودی دارد که می‌توان یکی از دلایل آن را افزایش قیمت سوخت دانست. علاوه‌براین، هر چه که بر حجم نمونه‌ها اضافه شده است، پارامتر μ با فرضی که بیان کردیم ($\mu=1$)، همخوانی بیشتری دارد. پارامتر σ نیز که بیانگر کشش جایگزینی کالاها و کشش قیمتی آنهاست، روند نسبتاً صعودی دارد. برعکس، $\sigma/(\sigma-1)$ که بیانگر بازده به مقیاس است، روندی نسبتاً نزولی دارد. در مجموع، در جدول بالا، سازگاری خوبی برای نتایج برآورد دیده می‌شود.

منابع

Brakman S. H. Garretsen & M. Schramm (2004) The spatial distribution of wages: Estimating the Helpman-Hanson model for Germany, Journal of Regional Science, Vol. 44, No. 3, pp: 437–466.

Dixit, A. K. & J. E. Stiglitz (1977) Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, American Economic Review 67, pp: 297-308.

De Bruyne K. (2009) Explaining the Location of Economic Activity, Is there a Spatial Employment Structure in Belgium?, HUB RESEARCH PAPER 2009/28 NOVEMBER.

Farmanesh, A. (2009) Regional dimensions of economic development in Iran: A new economic geography approach, University of Maryland, College Park, World Bank, MNSED.

Hanson Gordon H. (2005) Market potential, increasing returns, and geographic concentration, Journal of international economics, pp: 1-24.

Hanson, G. (1998) Market Potential, Increasing Returns, and Geographic Concentration, NBER Working Paper 6429. National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Harris Cauncy D. (1954) The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States, Annals of the Association of American Geographers, Vol. 44, Issue 4 December, pages, pp: 315-348.

Krugman Paul (1991) Increasing Returns and Economic Geography, Journal of Political Economy, pp: 483-499.

Krugman, P. (1992) A Dynamic Spatial Model, NBER Working Paper No. 4219.

Krugman, P. (1998) Space: The Final Frontier, Journal of Economic Perspectives: 161-174.

Mion, G. (2004) Spatial Externalities and Empirical Analysis: The Case of Italy, Journal of Urban Economics, Vol. 56, pp: 97-118.

Niebuhr, A. (2006) Market Access and Regional Disparities. New Economic Geography in Europe, Annals of Regional Science 40, pp: 313-334.

Pires, Armando J. G. (2006) Estimating Krugman's Economic Geography Model for the Spanish Regions, Spanish Economic Review, Vol. 4, pp: 83-112.

پیوست (۱): اثبات فرمول (۱٤)

مطالب این پیوست از مقاله کروگمن (۱۹۹۲) برگرفته شده است.

قیمت محصول تولیدی ناحیه j در ناحیه k، به صورت زیر است:

$$p'_{i,k} = w_j e^{\tau D_{jk}} \qquad \text{(A.1)}$$

ساکنین منطقه k، سهمی معادل μ از درآمد خود را بر کالاهای صنعتی هزینه می کنند. پس:

$$\sum_i p'_{i,k} c_{i,k} = \mu Y_k \qquad \text{(A.2)}$$

در رابطه بالا، Cik مقدار مصرف ساکنین منطقه i از کالای منطقهk است. با توجه به تابع مطلوبیت دیکسیت–استیگلیتز (و بیشینه سازی آن برای مصرف کنندگان تحت قید بودجه):

$$\frac{c_{i,k}}{c_{1,k}} = \left(\frac{p'_{1,k}}{p'_{i,k}}\right)^{\sigma} \qquad (A.3)$$

این فرمول، مصرف نسبی دو نوع کالا (در اینجا مصرف نوع i به نوع ۱) را نسبت به یکدیگر نشان می دهد. با جاگذاری (A.2) در (A.3) مخارج ساکنان ناحیه k از کالای ناحیه ۱ به صورت زیر به دست می آید:

$$c_{1,k}\, p_{1,k} = \mu Y_K \frac{p'^{1-\sigma}_{1,k}}{\sum_i p'^{1-\sigma}_{i,k}} \qquad (A.4)$$

اکنون کل فروش کالاهای تولیدی منطقه ۱ در منطقه k را در نظر بگیرید. فرض می کنیم n1 نوع محصول صنعتی توسط ناحیه ۱ تولید می شود و باید با nj نوع کالای تولیدی محصول هر ناحیه j رقابت کنند. پس کل سهم مخارج ساکنین ناحیه k بر محصولات ناحیه ۱ به شرح زیر است:

$$S_{1k} = \mu Y_k \frac{n_1[w_1 e^{\tau D_{1k}}]^{1-\sigma}}{\sum_j n_j[w_j e^{\tau D_{jk}}]^{1-\sigma}} \qquad (A.5)$$

با تقسیم صورت و مخرج کسر بالا بر n که تعداد کل انواع کالای صنعتی موجود در اقتصاد است، خواهیم داشت:

$$S_{1k} = \lambda_1 \mu Y_k \frac{n_1[w_1 e^{\tau D_{1k}}]^{1-\sigma}}{\sum_j \lambda_j n_j[w_j e^{\tau D_{jk}}]^{1-\sigma}} \qquad (A.6)$$

که در آن، λj سهم ناحیه j از کل انواع کالاهای صنعتی موجود در اقتصاد است. با استفاده از معادله (۲۵) خواهیم داشت:

$$S_{1k} = \lambda_1 \mu Y_k [w_1 e^{\tau D_{1k}}]^{1-\sigma} T_k^{\sigma-1} \qquad (A.7)$$

درآمد کارگران در ناحیه ۱ با تعاریفی که قبلاً گفته شده، به صورت زیر است:

$$\lambda_1 \mu w_1$$

اگر این درآمد را با فروش آنها در تمام مناطق،k برابر قرار دهیم:

$$\lambda_1 w_1 \mu = \lambda_1 \mu w_1^{1-\sigma} \sum\nolimits_k Y_k [e^{-\tau D_{1k}}]^{1-\sigma} T_k^{\sigma-1} \quad (A.8)$$

و در نهایت از فرمول بالا، به معادله مورد نظر (معادله ۱۴) می رسیم:

$$w_1 = [\sum\nolimits_k Y_k (e^{-\tau D_{1k}} T_k)^{\sigma-1}]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (A.9)$$

پیوست (۲): مقایسه نتایج مطالعه حاضر با یافته‌های تحقیقات مشابه

		پژوهش‌ها						
منطقه مورد بررسی		**آمریکا**	**ایتالیا**	**بلژیک**	**آلمان**	**آلمان**	**ایران**	**ایران**
تعریف پارامتر	پارامتر	هنسون (۲۰۰۵) (دودهه)	مایون	د برونه	براکمن و دیگران	روس (به نقل از دبروینه)	فرمنش (۴سال)	مقاله حاضر
بازده به مقیاس	$\sigma/(\sigma-1)$	۱,۱۵۲ تا ۱,۲۵۴	۱,۹۸ و ۲,۰۹	۱,۲۲	۱,۳۴۵	۱,۱۹	۱,۱۵۸ تا ۱,۱۸	۱,۰۳۷ تا ۱,۰۷۶
نسبت نیروی کار صنعتی	μ	۰,۹۱۱ تا ۰,۹۸۳	حدود ۰,۸۷	۱,۶۲	۰,۵۳۶ و ۰,۶۸۴ به روش قیمت زمین، ۱,۳۳ و ۱۲,۸ به روش هنسون (housing stock)	۰,۹	۰,۹۷۴۵ تا ۱,۰۰۶	۱,۰۳۳
پارامتر هزینه حمل	τ	۱,۶۳۳ تا ۳,۰۳۹ برای هر هزار کیلومتر	حدود۰,۱۷ تا حدود ۰,۱۹ (احتمالا پارامتر هزینه حمل برای هر کیلومتر است. در خود مقاله چیزی دیده نشد جز اینکه مساحت، به کیلومتر مربع است.)	۰,۰۰۳ (احتمالا پارامتر هزینه حمل برای هر کیلومتر است. در خود مقاله چیزی دیده نشد.)	در دو مورد منفی یک مورد ۰,۰۰۱ و یک مورد ۰,۰۰۷ (با متغیر مجازی آلمان شرقی منفی می شود.)	۰,۰۰۳ (احتمالا پارامتر هزینه حمل برای هر کیلومتر است. مقاله در دسترس نبود)	۰,۰۰۸۵ تا ۰,۰۱۶۷ (احتمالا پارامتر هزینه حمل برای هر کیلومتر است. در خود مقاله چیزی دیده نشد.)	۰,۰۰۱۷۸ برای هر کیلومتر و ۱,۷۸ برای هزار کیلومتر
نسبت هزینه حمل (برای هزار کیلومتر حمل) به قیمت کالا $(\exp(\tau d)-1)$		حدود ۴,۱ تا ۱۹,۸	اگر برآورد بر حسب کیلومتر باشد، اعدادی بسیار بزرگ و اگر بر حسب هزار کیلومتر، حدود ۰,۲	حدود ۱۹	در موارد منفی، بی معنی. در موارد مثبت، ۱,۷ و ۱۰۹۶	حدود ۱۹	۴۹۱۳ تا ۱۷۸۹۴۴۲۸	۳,۳۱ تا ۴,۹۳
Adjusted R-Squared		۰,۲۱۷ تا ۰,۳۷۶	۰,۴۲ تا ۰,۵۱۴	۰,۴۳	۰,۹۹	؟	حدود ۰,۹۸ تا ۰,۹۹	۰,۸۶۳

متأسفانه، در بسیاری از مطالعات، واحد مسافت در نظر گرفته شده برای پارامتر τ ذکر نشده است که غفلت محققان از این موضوع یا عدم توجه آنها به وابستگی متغیر مذکور به واحد مسافت را نشان می‌دهد.

درباره هزینه حمل برآورد شده می توان گفت که طبق تعریف پارامتر τ (بر اساس فرمول ۱۰) برای حمل هر واحد کالا در مسافت d باید $e^{\tau d}$ واحد آن را ارسال کرد تا یک واحد آن به مقصد برسد. یعنی هزینه حمل هر واحد کالا، $e^{\tau d}-1$ است. پس در اینجا، برای به مقصد رساندن یک واحد کالا در مسافت هزار کیلومتر، لازم است $e^{1.78}$ واحد از آن کالا را حمل کرد. یعنی طبق محاسبات ما بر اساس این مدل، هزینه حمل هر واحد کالا در هزار کیلومتر، $e^{1.78}-1$ (یعنی حدود ۴,۹۳) برابر قیمت خود کالاست. گرچه این هزینه، بالا است، اما ظاهراً در مقایسه با هزینه‌های به دست آمده در سایر مقالات، معقول‌تر می‌باشد. علاوه براین، یکی از دلایل پایین‌تر بودن مقدار برآوردی هزینه حمل در ایران نسبت به مقادیر برآوردی برای سایر نقاط جهان را می‌توان پایین بودن قیمت سوخت دانست.

میزان برآوردی این مقاله از پارامتر μ با فرض این مقاله ($\mu=1$) سازگاری بسیار خوبی دارد. اما بسیاری از مقالات دیگر نتوانسته‌اند برآورد خود از این پارامتر را به طور مناسب توجیه کنند.

مقدار عبارت $\sigma/(\sigma-1)$ که بازده به مقیاس تولید صنعتی را نشان می‌دهد، در ایران کمتر از سایر کشورهای مورد بررسی به دست آمده است. با توجه به اینکه بازده به مقیاس در صنایعی که فناوری پیشرفته‌تری دارند، عموماً بیشتر در نظر گرفته می‌شود، ظاهراً بالاتر بودن بازده به مقیاس تولید صنعتی کشورهای صنعتی از ایران، نتیجه‌ای منطقی است.