Journal of Information Technology Management
ISSN: 2008-5893
EISSN: 2423-5059
Vol. 9, No. 3; PP. 613-636
Fall 2017

University of Tehran
Faculty of Management

Multiplicity and Exchange in the World Trade and Applied Diplomacy Structure Regarding Social Network Analysis

Saeed Nasehi Moghaddam [1], Mehdi Ghazanfari [2]

Abstract: In the Multi-relational networks, the study of concurrent choices or multiplicity, and exchanging the choices is important. In this paper, we reviewed multiplicity and exchange in the literature and tried to study these effects in the world network of trade and diplomacy. In addition to reporting the results of exploiting other researchers' contributions in the case of trade and diplomacy relations on our data, we proposed our own solution to study and evaluate social structure in the situation that multiplicity and exchange effects are significant. Due to the significant number of concurrent choices and choice exchange, we used appropriate probable block model of multiplicity and exchange. Specifically, we found that there are four clear patterns in the world trade and diplomacy network: Trade affected by diplomatic hosting, Trade affected by diplomatic activity, Diplomacy affected by export and Diplomacy affected by import.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Key words: ***Block modeling, Exponential random graph model, Multiplicity and exchange pattern, Positional analysis, World system.***

1. MSc., Industrial Engineering, Iran University of Science and Technology, Tehran, Iran
2. Prof. Industrial Engineering, Iran University of Science and Technology, Tehran, Iran

Submitted: 19 / July / 2016
Accepted: 28 / May / 2017
Corresponding Author: Saeed Nasehi Moghaddam
Email: sanameed@gmail.com

مدیریت فناوری اطلاعات
Journal of Information Technology Management
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۹، شمارهٔ ۳
پاییز ۱۳۹۶
صص. ۶۳۶- ۶۱۳

چندگانگی و تبادل در ساختار روابط تجاری و دیپلماتیک: کاربردی از تحلیل شبکهٔ اجتماعی

سعید ناصحی مقدم[۱]، مهدی غضنفری[۲]

چکیده: در شبکه‌های چند رابطه‌ای مطالعهٔ انتخاب‌های همزمان یا چندگانه و تبادل انتخاب‌ها از اهمیت بسزایی برخوردار است. در این مقاله با بررسی سوابق در ادبیات موضوعی، به مطالعهٔ شبکهٔ متشکل از دو رابطهٔ تجارت و دیپلماسی پرداخته می‌شود و ضمن گزارش نتایج به‌دست‌آمده از اعمال روش‌های محققان پیشین در مجموعه داده‌های تحقیق حاضر، روش جدیدی در تحلیل ساختار پیشنهاد شده است. در این روش مدل بلوکی احتمالی برازنده چندگانگی و تبادل، به‌دلیل وجود معنادار انتخاب‌های همزمان و تبادل انتخاب‌ها در شبکهٔ تجارت و دیپلماسی اتخاذ شده است. نتایج حاصل از به‌کارگیری این روش، به‌طور مشخص نشان داد ساختار اجتماعی متضمن چندگانگی و تبادل، مبین چهار الگوی رفتاری در شبکهٔ تجاری و دیپلماتیک است: تجارت متأثر از میزبانی دیپلماتیک، تجارت متأثر از فعالیت دیپلماتیک، دیپلماسی متأثر از صادرات و دیپلماسی متأثر از واردات.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی: الگوی چندگانگی و تبادل، تحلیل موقعیتی، سیستم جهانی، مدل‌سازی بلوکی، مدل‌های گراف تصادفی.

۱. کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی ـ اجتماعی، مهندسی صنایع، دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران
۲. استاد گروه مهندسی سیستم، تجارت الکترونیک و زنجیرهٔ تأمین، دانشکدهٔ صنایع، دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۴/۲۹
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۰۳/۰۷
نویسندهٔ مسئول مقاله: سعید ناصحی مقدم
E-mail: sanameed@gmail.com

مقدمه

تئوری سیستم جهانی، بر وابستگی رفتار واحدهای ژئوپلتیک به ویژگی‌های سیستم محیط بر آنها به‌عنوان یک کلیت دلالت دارد. این سیستم متشکل از سه موقعیت ساختاری: هسته‌ای، شبه‌پیرامونی و پیرامونی به‌گونه‌ای است که: علی‌رغم اینکه موقعیت‌های هسته‌ای واجد انسجام درونی هستند، موقعیت‌های پیرامونی مرتبط با موقعیت‌های هسته‌ای و نه خودشان یا سایر موقعیت‌های پیرامونی هستند (والرستین، ۱۹۷۴– الف و ب، ۱۹۷۶). تحلیل موقعیتی و مدل‌سازی بلوکی، به‌عنوان زیرمجموعهٔ تحلیل شبکهٔ اجتماعی، نقش بسزایی در تبیین و تصریح موقعیت‌های سه‌گانهٔ ساختاری سیستم جهانی ایفا کرده است و محققان مختلف با تعاریف و روش‌های مختلف به شناسایی و مطالعهٔ این موقعیت‌های ساختاری پرداخته‌اند. رویکرد اغلب محققان در این زمینه، استفاده از مدل‌سازی بلوکی کلاسیک قطعی با تعاریف مختلف هم‌ارزی و مستقل از الگوی پیوند بین روابط شبکه بوده است. در پژوهش حاضر، ضمن طرح مشارکت‌های محققان در زمینهٔ پیوندسنجی روابط، این مشارکت‌ها در شبکهٔ تجارت و دیپلماسی بین‌المللی به‌کار گرفته شده و با توجه به این نتایج، به‌کمک روشی نو، ساختار مبتنی بر الگوی پیوند بین تجارت و دیپلماسی از طریق مدل‌سازی بلوکی احتمالی جست‌وجو شده است. از این رو هدف از اجرای این پژوهش، یافتن موقعیت‌های ساختاری متمایز برحسب الگوی پیوند بین تجارت و دیپلماسی است. اجرای روش روی داده‌های واقعی و نسبتاً جدید و ارائهٔ تصویر نو از ساختار روابط بین‌الملل که موجد ویژگی‌های شایان توجهی برای کشورها می‌شود، از نوآوری‌های اصلی این پژوهش است. پژوهش حاضر مبتنی بر تجمیع داده‌های تجارت بین‌الملل صندوق بین‌المللی پول از ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۸ و دادهٔ تبادلات دیپلماتیک از کتاب *سال جهان اروپا* ۲۰۰۹[1] است.

پیشینهٔ پژوهش

در پیشینهٔ نظری، ابتدا به مرور مشارکت‌های عمدهٔ محققان در توسعهٔ تحلیل پیوند پرداخته می‌شود؛ سپس مشارکت‌های مرتبط با کاربردهای تحلیل شبکهٔ اجتماعی به‌ویژه در زمینهٔ ساختاریابی در سیستم جهانی مطرح خواهد شد.

پیشینهٔ نظری پژوهش

تحلیل پیوند بین روابط در شبکه‌های چند رابطه‌ای، از همان مراحل آغاز رشد تحلیل شبکهٔ اجتماعی، به‌عنوان موضوع شایان توجه، مطرح بوده است. اولین تحقیق در این زمینه را کتز و

1. Europa World Year Book 2009

پاول (۱۹۵۳) انجام دادند. آنها در کار خود برای سنجش میزان تطابق[1] بین دو ماتریس باینری یک شاخص تعریف کردند. فرض کنید X و Y دو ماتریس مبین دو رابطه باشند، شاخص کتز و پاول که با Γ نمایش داده می‌شود، واجد سه ویژگی زیر است:

۱. اگر X و Y مستقل از هم باشند، Γ مساوی صفر است.
۲. اگر رخداد Y به‌طور دقیق از رخداد X پیروی کند، Γ مساوی یک است.
۳. Γ به‌وسیلهٔ تابع خطی از تعداد هم‌رخدادی‌ها در دو ماتریس رابطه، برآورد می‌شود.

کتز و پاول شاخص متضمن سه ویژگی فوق را به‌صورت رابطهٔ ۱ فرمول‌بندی کردند.

رابطهٔ ۱)
$$\hat{\Gamma} = \frac{1}{n_x n_{\overline{y}}}\left[n(n-1)n_{xy} - n_x n_y\right]$$

جایی که n_{xy} تعداد هم‌رخدادی‌ها و n_x و n_y به ترتیب تعداد ۱ها در ماتریس رابطهٔ X و ماتریس رابطهٔ Y و $n_{\overline{y}}$ تعداد صفرها در رابطهٔ Y است. این شاخص یکی از ماتریس‌ها را وابسته و دیگری را مستقل فرض می‌کند. از این رو شاخص متقارنی نیست. هابرت و بیکر (۱۹۷۸) برای متغیرهای رابطه‌ای مستقل و وابسته، رابطه‌ای رگرسیونی در نظر می‌گیرند و از ضریب همبستگی بین دو متغیر به‌عنوان ضریب تطابق یا هم‌رخدادی[2] استفاده می‌کنند. مزیت کار هابرت و بیکر، امکان به‌کارگیری در داده‌های پیوسته است. در واقع، شاخص تطابق کتز و پاول (۱۹۵۳) توسط هابرت و بیکر به ضریب همبستگی تبدیل می‌شود؛ یعنی داریم:

رابطهٔ ۲)
$$\hat{y}_{ij} = \alpha_0 + \beta_{YX} x_{ij}; 1 \le i \ne j \le n$$

رابطهٔ ۳)
$$\beta_{YX} = \frac{\sum_{i\ne j} x_{ij}y_{ij} - \left(\left[\sum_{i\ne j} x_{ij} \sum_{i\ne j} y_{ij}\right]/[n(n-1)]\right)}{\sum_{i\ne j} x_{ij}^2 - \left(\left[\sum_{i\ne j} x_{ij}\right]^2/[n(n-1)]\right)}$$

رابطهٔ ۴)
$$\beta_{XY} = \frac{\sum_{i\ne j} x_{ij}y_{ij} - \left(\left[\sum_{i\ne j} x_{ij} \sum_{i\ne j} y_{ij}\right]/[n(n-1)]\right)}{\sum_{i\ne j} y_{ij}^2 - \left(\left[\sum_{i\ne j} y_{ij}\right]^2/[n(n-1)]\right)}$$

رابطهٔ ۵)
$$\Gamma = \frac{\sum_{i\ne j} x_{ij}y_{ij} - \left(\left[\sum_{i\ne j} x_{ij} \sum_{i\ne j} y_{ij}\right]/[n(n-1)]\right)}{\sqrt{\left(\sum_{i\ne j} x_{ij}^2 - \left(\left[\sum_{i\ne j} x_{ij}\right]^2/[n(n-1)]\right)\right)\left(\sum_{i\ne j} y_{ij}^2 - \left(\left[\sum_{i\ne j} y_{ij}\right]^2/[n(n-1)]\right)\right)}}$$

1. Conformity
2. Concordance

به بیان بهتر، به‌منظور استخراج میزان تطابق بین دو ماتریس، هابرت و بیکر ابتدا یک مدل رگرسیون خطی به داده‌های برداری‌شدهٔ دو ماتریس رابطهٔ X و Y برازش می‌دهند؛ سپس از ضریب رگرسیون برآمده از این برازش، به‌عنوان ضریب تطابق دو رابطه استفاده می‌کنند. کار بنیادین فینبرگ، مایر و وسرمن (۱۹۸۵) در تبیین و تعریف دو اثر چندگانگی[1] و مبادله[2] از مهم‌ترین مشارکت‌ها در زمینهٔ مطالعهٔ آماری در محیط‌های چند رابطه‌ای است. در یک شبکهٔ دو رابطه‌ای، چندگانگی به‌معنای انتخاب‌های همزمان و هم‌رخداد در دو رابطه است؛ یعنی اگر کنشگری در یک رابطه کنشگر دیگر را انتخاب کند، به این انتخاب در رابطهٔ دوم هم گرایش دارد. مبادله به‌معنای انتخاب‌شدن در رابطه‌ای حین انتخاب در رابطهٔ دیگر است. یعنی کنشگر انتخاب‌کننده در یک رابطه، به انتخاب‌شدن در رابطهٔ دیگر تمایل دارد. دوسویگی[3] به‌معنای انتخاب‌های دوسویه در هر رابطهٔ مفروض است. فینبرگ و همکارانش (۱۹۸۵) در شکل ۳ مقالهٔ خود به تبیین حالات مختلف متصور بین دو کنشگر پرداختند. یعنی برحسب تعداد کمان‌های بین دو کنشگر، پنج کلاس مطابق جدول ۱ برای یک زوج کنشگر حاضر در دو رابطه شناسایی کردند.

جدول ۱. دسته‌بندی حالات مختلف یک زوج کنشگر در محیط دو رابطه‌ای

تعداد بند	نوع		
۰	کاملاً تهی		
	$i \quad j$		
۱	تک انتخاب		
	$i \longrightarrow j$		
۲	دوسویگی در یک رابطه	چندگانگی	مبادله
	$\begin{pmatrix} i \xrightarrow{relation\ 1} j \\ i \xrightarrow{relation\ 2} j \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} i \xrightarrow{relation\ 1} j \\ i \xrightarrow{relation\ 2} j \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} i \xrightarrow{relation\ 1} j \\ i \xleftarrow{relation\ 2} j \end{pmatrix}$
۳	دوسویگی مشروط		
	$\begin{pmatrix} i \xrightarrow{relation\ 1} j \\ i \xleftrightarrow{relation\ 2} j \end{pmatrix}$		
۴	دوسویگی کامل		
	$\begin{pmatrix} i \xleftrightarrow{relation\ 1} j \\ i \xleftrightarrow{relation\ 2} j \end{pmatrix}$		

1. Multiplexity
2. Exchange
3. Mutuality

یعنی در محیط دو رابطه‌ای بین دو کنشگر مفروض، پنج حالت متصور است:

۱. عدم انتخاب در هر دو رابطه
۲. وقوع فقط یک انتخاب
۳. وقوع دو انتخاب: دوسویهٔ تک رابطه‌ای، انتخاب‌های چندگانهٔ دو رابطه‌ای و تبادل انتخاب‌ها در دو رابطه
۴. وقوع سه انتخاب: دوسویگی مشروط
۵. وقوع چهار انتخاب: دوسویگی کامل

وسرمن (۱۹۸۷) با مرور کار کتز و پاول و هابرت و بیکر، ضمن تشریح آنها متذکر می‌شود که استفاده از رگرسیون به‌عنوان ضریب تطابق، بدون کنترل آماری سایر ویژگی‌های کمی یک رابطه در قالب یک مدل، می‌تواند به بروز همبستگی مصنوعی منجر شود. از این رو برای نخستین‌بار وی به تعمیم اولین کلاس از مدل‌های گراف تصادفی نمایی[1]، مدل p_1، به محیط دو رابطه‌ای در راستای سنجش آثار چندگانگی، مبادله و دو سویگی می‌پردازد؛ اگرچه فرض استقلال دو رابطهٔ مفروض توسط وسرمن، چالش‌انگیز است. رویکرد دیگر در تحلیل پیوند، استفاده از آزمون‌های جایگشتی[2] منتل (۱۹۶۷) است. اگرچه آزمون منتل در اصل برای استنتاج آماری از هم‌رخدادی زمانی و مکانی بیماری‌ها بود، ولیکن به‌عنوان رویهٔ کلی در استنتاج مقایسهٔ گراف‌ها استفاده می‌شود. در این آزمون، در حالی که یک ماتریس با استفاده از جایگشتی تصادفی بازآرایی می‌شود، دیگری ثابت نگه داشته‌شده و ضریب رگرسیون بین ماتریس ثابت و ماتریس جایگشت داده شده ثبت می‌شود، این رویه به تعداد مناسبی تکرار می‌شود؛ سپس با استفاده از این مقادیر ثبت‌شده، توزیع تجربی برای جایگشت‌ها به‌دست می‌آید که قابل استفاده در آزمون معناداری است. رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم[3] به‌عنوان توسعه‌ای بر آزمون منتل توسط هابرت و شولتز (۱۹۷۶) مطرح شد. کرکهارد (۱۹۸۸) تأکید دارد که فرض استقلال عناصر ماتریس رابطه از هم که اساس تحلیل‌های رگرسیونی است، جای تردید دارد و عبارت خطا در رگرسیون خطی واجد درجاتی از خودهمبستگی[4] است. وی تأکید می‌کند که استفاده از رویه‌های GLS در برآورد نااریب پارامترهای خودهمبسته امکان‌پذیر نیست، از این رو نشان می‌دهد استفاده از رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم به کنترل خطای نوع اول و برآورد نااریب پارامترهای رگرسیونی منجر می‌شود. با وجود این، وی متذکر می‌شود که برآورد پارامتر به‌وسیلهٔ رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم،

---

1. Exponential random graph model
2. Permutation test
3. Quadratic Assignment Procedure
4. Autocorrelation

هنگامی که نسبت تعداد متغیرهای رابطه‌ای به تعداد کنشگرها بزرگ باشد، اریب خواهد بود. بنابراین در رگرسیون چند متغیره، استفاده از رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم باید با توجه به نسبت تعداد روابط به تعداد کنشگرها صورت گیرد. به‌منظور غلبه بر مشکل هم‌خطی، دکر، کرکهارد و اسنیجدرز (۲۰۰۳) روش جدیدی برای برآورد اریب پارامترها پیشنهاد دادند که رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم را در رگرسیون چندمتغیری هم معتبر می‌ساخت. پایداری در برابر خودهمبستگی سطری، ستونی و بلوکی، رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم را به رویکرد غالبی در مقایسهٔ گرافی مبدل کرده است؛ اگرچه لحاظ پیوند بین روابط در دل یک مدل آماری پیش‌تر در کار وسرمن (۱۹۸۷) و پاتیسون و وسرمن (۱۹۹۹) آمده بود. مدل جایگشتی باتس (۲۰۰۷) که تلفیقی از مدل‌های نمایی گراف‌های تصادفی و رویهٔ تخصیص درجهٔ دوم است، به داده‌های گسسته محدود نیست و در محیط‌های چند رابطه‌ای برای استنتاج دربارهٔ قوت پیوند روابط قابل استفاده است. در این مدل که باتس آن را مدل نمایی جایگشت گرافی تصادفی[1] نامیده است، به‌وسیلهٔ یک الگوریتم تعویض دوگانه‌ای متروپلیس، یک توزیع نمایی به مجموعهٔ بردارهای جایگشتی که آمارهٔ بسنده‌ای مساوی مجموع حاصل ضرب عناصر دو ماتریس رابطهٔ مفروض دارند، نسبت داده می‌شود. اگر X و Y دو ماتریس رابطهٔ متناظر با دو رابطهٔ متمایز روی مجموعهٔ کنشگرهای N باشند؛ باتس یک توزیع از خانوادهٔ نمایی به هر بردار جایگشت a در نظر می‌گیرد (رابطهٔ ۶).

$$p(a|Y,X,\Theta) = exp\left(\sum_k^M \sum_l^P \theta_{kl} t(Y_k, X_l, a)\right). \delta_{\mathbb{A}}(a)/\chi(\theta,\mathbb{A}) \qquad \text{رابطهٔ ۶)}$$

جایی که $\chi(\theta,\mathbb{A})$ ثابت نرمال‌سازی است و مساوی مقدار صورت است که روی همهٔ جایگشت‌های ممکن جمع زده می‌شود؛ θ پارامتر مبین میزان قوت پیوند بین دو ماتریس و $t(Y_k, X_l, a)$ آمارهٔ بسندهٔ مساوی مجموع عناصر حاصل ضرب دو ماتریس تحت جایگشت a است. از آنجا که مقدار این ثابت نرمال‌سازی نامعلوم است، با استفاده از شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکفی، تعدادی جایگشت تصادفی شبیه‌سازی می‌شود و با استفاده از جامعهٔ حاصل از این شبیه‌سازی، ثابت نرمال‌سازی برآورد می‌شود. در گام بعد برآورد اولیهٔ θ_0 که در گام قبل برای شبیه‌سازی استفاده شده بود، به‌منظور برآورد درستنمایی بیشینه[2] بهبود داده می‌شود. از آنجا که این مدل وابسته به مقدار برآورد اولیهٔ پارامتر است، باتس برآورد شبه‌درستنمایی بیشینه[3] را به‌عنوان برآورد اولیه پیشنهاد می‌دهد؛ هرچند لزوماً برآورد شبه‌درستنمایی بیشینه، بهترین برآورد اولیه نیست. به‌منظور برآورد واریانس پارامتر برآورد شده، دو روش استفاده از نمونه‌های برآمده از

1. Exponetial Random Graph Permutation (ERGP)
2. Maximum Likelihooh Estimation (MLE)
3. Maximum Pseudo Likelihood Estimation (MPLE)

شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیرهٔ مارکفی یا استفاده از هسین ثابت نرمال‌سازی در نقطهٔ برآورد درستنمایی بیشینه، پیشنهاد شده است؛ اما به نظر می‌رسد در پیاده‌سازی بستهٔ نرم‌افزاری netperm از هسین ثابت نرمال‌سازی استفاده شده است؛ هرچند روش استفاده از نمونه‌های برآمده از شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیرهٔ مارکفی به‌لحاظ محاسبات، سنگین و زمان‌بر است. روش یاد شده توسط خود کارتر باتس در بستهٔ نرم‌افزاری netperm تحت R.2.11.1 در چارچوب بستهٔ نرم‌افزاری Statnet دانشکدهٔ آمار دانشگاه واشنگتن پیاده‌سازی شده است.

پیشینهٔ تجربی پژوهش

تحلیل شبکهٔ اجتماعی در مجموعهٔ متنوعی از مسائل دنیای واقعی کاربرد دارد. علاوه‌بر مطالعهٔ روابط بین‌الملل، تحلیل شبکهٔ وابستگی[1] هم‌نویسندگی[2] (عباسی، آلتمن و حسین ۲۰۱۱؛ رضایی‌نور، لسانی، زکی‌زاده و صفامجید، ۱۳۹۳؛ مردانی و مردانی، ۱۳۹۵)، بررسی آثار شبکه اجتماعی (جلالی و مهدی‌زاده، ۱۳۹۵؛ ایرانی و حقیقی، ۱۳۹۲) و کشف برتری و تمایز در سطح کنشگری و گروهی (تیکس و کوسترس، ۲۰۱۱؛ شارا، سینگ، گتور و مان، ۲۰۱۲ ؛ کاتساروس، دیموکاس و تاسیولاس، ۲۰۱۲) تنها نمونه‌هایی از این کاربردهاست.

تئوری سیستم جهانی، بر وابستگی رفتار واحدهای ژئوپلتیک، به ویژگی‌های سیستم محیط بر آنها به‌عنوان یک کلیت دلالت دارد. این سیستم متشکل از سه موقعیت ساختاری: هسته‌ای، شبه‌پیرامونی و پیرامونی به‌گونه‌ای است که: علی‌رغم اینکه موقعیت‌های هسته‌ای واجد انسجام درونی هستند، موقعیت‌های پیرامونی مرتبط با موقعیت‌های هسته‌ای و نه خودشان یا سایر موقعیت‌های پیرامونی هستند. اگرچه این تئوری‌ها طرح کیفی دارند، مطالعات کمی‌کنندهٔ آنها در درک بهتر این تئوری‌ها مؤثر بوده است. برای نخستین‌بار، اسنایدر و کیک (۱۹۷۹) از مدل‌سازی بلوکی برای تصریح و تدقیق این موقعیت‌های هسته‌ای/ پیرامونی استفاده کردند. آنها نشان دادند آموزش و عضویت در این موقعیت‌های ساختاری بر درآمد سرانهٔ ملی تأثیر دارد. در واقع کشورهای عضو موقعیت‌های مرکزی، ضمن برخورداری از سطح آموزش بالا، واجد درآمد سرانهٔ زیادی هستند. بولن (۱۹۸۳) دسته‌بندی اشتباه شش کشور در تحقیق اسنایدر و کیک را گزارش کرد و نشان داد عضویت در موقعیت غیرهسته‌ای، بر وضعیت دموکراسی تأثیر منفی دارد؛ در حالی که توسعهٔ اقتصادی بر وضعیت دموکراسی تأثیری مثبتی می‌گذارد. نمث و اسمیت ضمن انتقاد به تحقیق اسنایدر و کیک به سبب عدم شمول عناصر کلیدی تئوری‌های سیستم جهانی، با استفاده از داده‌های شبکهٔ تجارت بین‌الملل و لحاظ متغیرهای غیررابطه‌ای درآمد سرانه،

1. Affiliation network
2. Co-authorship

مرگ‌ومیر کودکان[1]، مصرف انرژی و ضریب جینی، نشان دادند عضویت در موقعیت ساختاری اقتصادی بر این متغیرها تأثیر دارند. پیکاک، هوور و کیلیان (۱۹۸۸) طی مطالعهٔ داده‌های تجاری بین سال‌های ۱۹۵۰ تا ۱۹۸۰، نشان دادند در موقعیت‌های هسته‌ای، همگرایی برحسب کاهش نابرابری و در موقعیت‌های غیرهسته‌ای، واگرایی برحسب افزایش نابرابری حاکم است. تغییرات ساختار اقتصاد بین‌الملل در بازهٔ ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۰ در کار اسمیت و وایت (۱۹۹۲) تحلیل شد. اسمیت و وایت به جای هم‌ارزی ساختاری و الگوریتم CONCOR که پیش‌تر توسط اسنایدر و کیک و نمث و اسمیت برای استخراج بردار افراز کشورها به موقعیت‌های ساختاری استفاده شده بود، از هم‌ارزی منظم[2] که کلی‌تر از هم‌ارزی ساختاری است و الگوریتم REGE استفاده کردند و به مطالعهٔ تغییرات عضویت کشورها در موقعیت‌های سه‌گانهٔ هسته‌ای، شبه‌پیرامونی و پیرامونی پرداختند. با طرح مفهوم نقش[3] وینشیپ و مندل (۱۹۸۳) و بیان وجوه برتری آن به مفهوم موقعیت، ون رُسم (۱۹۹۶) با طراحی شاخص متفاوت با ایدهٔ اولیه وینشیپ و مندل، به خوشه‌بندی کشورها اقدام می‌کند. با توجه به وجود ۱۶ حالت سه‌گانهٔ متمایز برای هر سه کنشگر مفروض (هولند و لینهارد، ۱۹۷۱) در یک رابطهٔ جهت‌دار، این شاخص در واقع مبین فاصلهٔ اقلیدسی بین فراوانی الگوهای سه‌گانه‌ای[4] است که دو کنشگر مفروض روی همهٔ روابط موجود در شبکه حضور دارند. بدین ترتیب، کشورهایی که الگوهای سه‌گانهٔ نزدیک به هم دارند، در یک کلاس هم‌ارزی که ون رُسم آن را هم‌ارزی نقشی می‌نامد، قرار می‌گیرند. ساکس، ونترسکا و یوزی (۲۰۰۱) با استفاده از مفهوم حفره‌های ساختاری (برت، ۱۹۹۲) و سرمایهٔ اجتماعی (برت، ۱۹۹۷) مطرح شده توسط رونالد برت، به تعریف یک شاخص استقلال ساختاری برای کشورها اقدام می‌کنند و با استفاده از آن نشان می‌دهند استقلال ساختاری می‌تواند اثر مثبتی بر اقتصاد کشورها داشته باشد. هافنر برتون، کوهلر و مونت گومری (۲۰۰۹)، ضمن مرور کاربردهای تحلیل شبکه در مطالعات روابط بین‌الملل، تأکید دارند که تکنیک‌های تحلیل شبکه با تعریف انواع جدید قدرت شبکه‌ای، دیدگاه‌های سنتی از قدرت[5] در روابط بین‌الملل را به چالش کشیده‌اند.

در مشارکت‌های یاد شده، استخراج ساختار روابط از طریق مدل‌سازی بلوکی با تعاریف مختلف هم‌ارزی صورت گرفته است و بدون لحاظ مفروضات تصادفی بودن، مدل به اصطلاح بلوکی قطعی و نه احتمالی، ارائه شده است. علاوه‌بر این، بردار افراز کشورها به موقعیت‌های ساختاری، مستقل از پیوند بین روابط یک شبکه صورت گرفته است.

---

1. Child mortality
2. Regular equivalence
3. Role
4. Triad patterns
5. Power

مدل مفهومی

استخراج ساختار اجتماعی هر شبکه، تحلیل موقعیتی[1] خوانده می‌شود. در تحلیل موقعیتی کنشگرها به کلاس‌های هم‌ارزی به نام موقعیت‌ها، اختصاص داده می‌شوند و شبکهٔ اصلی از کنشگرها همراه با تمام ارتباطات، به شبکه‌ای از موقعیت‌ها و ارتباطات بین این موقعیت‌ها تقلیل داده می‌شود. ساختار شبکهٔ تقلیل‌یافته به سادگی تحلیل و تعبیر می‌شود. عمل کاهش بُعد شبکهٔ کنشگرها به موقعیت‌ها، مدل‌سازی بلوکی[2] نامیده می‌شود و شامل دو جزء اصلی افراز کنشگرها به موقعیت‌ها و تصریح و تعیین روابط بین این موقعیت‌هاست. با وجود ارائهٔ تعاریف مختلف از هم‌ارزی، هم‌ارزی ساختاری به‌عنوان مبنای نظری استخراج موقعیت‌های ساختاری در یک شبکهٔ مفروض، بیشتر به اجماع و اقبال محققان رسیده است (وسرمن و فاست، ۱۹۹۴). بنا به تعریف لورین و وایت (۱۹۷۱)، دو کنشگر زمانی هم‌ارز ساختاری تلقی می‌شوند که بندهای یکسانی از / به دیگر کنشگرها داشته باشند. تعیین روابط بین موقعیت‌ها در مدل‌سازی بلوکی، به‌وسیلهٔ جدول چگالی، ماتریس تصویر یا گراف کاهیده انجام می‌شود. در جدول چگالی، هر عنصر مبین احتمال وقوع بند (میانگین تعدادبندها) از موقعیت سطری به موقعیت ستونی است؛ ماتریس تصویر، باینری شدهٔ جدول چگالی به‌وسیلهٔ یک حد آستانهٔ معقول (نظیر چگالی رابطهٔ اصلی) است و گراف کاهیده، شکل گرافی ماتریس تصویر است. تعیین ترتیب این دو جزء، مدل‌سازی بلوکی کلاسیک را از مدل‌سازی بلوکی تعمیم‌یافته متمایز می‌کند. در حالی که در مدل‌سازی بلوکی کلاسیک، ابتدا با استفاده از یک خوشه‌بندی روی فاصلهٔ مبتنی بر یک تعریف هم‌ارزی مفروض کنشگرها از هم، تابع افراز کنشگرها به موقعیت‌ها مشخص شده، سپس روابط بین و درون موقعیت‌ها به‌عنوان ساختار اجتماعی تعیین می‌شود؛ مدل‌سازی بلوکی تعمیم‌یافته با استفاده از نوعی رویهٔ جست‌وجوی محلی به‌دنبال یافتن بردار افراز متضمن کمترین خطا از یک ساختار اجتماعی پیش‌فرض است (دورین، باتاجلج و فرلیگوج، ۲۰۰۵). این رویکرد مستقیم مدل‌سازی بلوکی تعمیم‌یافته، به‌دلیل بی‌نیاز بودن به تعریف هم‌ارزی و بهینه‌یابی، بر مدل‌سازی بلوکی کلاسیک برتری دارد، اما به‌دلیل استفاده از رویهٔ جست‌وجوی محلی برای یافتن بهترین بردار افراز تأمین‌کنندهٔ کمترین خطا از ساختار از پیش معلوم، در شبکه‌های بزرگ‌تر از ۱۰۰ گره بسیار زمان‌بر است؛ ضمن آن که به تعیین ساختار اجتماعی به‌عنوان ورودی نیاز دارد. از این رو، در مواردی که این ساختار به هر دلیلی نامعلوم باشد، کاربردی نیست. از آنجا که در داده‌های پژوهش حاضر، شبکه‌ای متشکل از دو رابطهٔ تجارت و دیپلماسی بین ۱۷۳ کشور جهان احصا

1. Positional analysis
2. Blockmodeling

شده است و هدف استخراج ساختار متضمن الگوی پیوند بین تجارت و دیپلماسی است، مدل‌سازی بلوکی تعمیم‌یافته موضوعیت نداشته و غیرکاربردی است. از سویی، رویکرد کلی محققان در مدل‌سازی بلوکی احتمالی، بعد از مشارکت اندرسون، وسرمن و فاست (۱۹۹۲)، بر رویه‌های یافتن درستنمایی بیشینه[1] متکی هستند، این رویه‌ها به لحاظ محاسباتی زمان‌برند و در شبکه‌های چند رابطه‌ای بزرگ همچون شبکهٔ تجارت و دیپلماسی بین‌الملل، کاربردی نیستند. تجربهٔ اتخاذ این رویه‌ها نظیر مدل بلوکی احتمالی اسنیجدرز پیاده‌سازی‌شده در ماژول BLOCK بستهٔ نرم‌افزاریStOCNET (نویکی و اسنیجدرز، ۱۹۹۷ و ۲۰۰۱) به همگرایی منجر نشد و مدل بلوکی احتمالی هندکوک، رافتری و تانتروم (۲۰۰۷) در بستهٔ نرم‌افزاری latentnet پس از سه روز اجرا در پیکره‌بندی (CPU:Intel Core 2 Duo T7100 1.8 GHz |RAM Memory: 2048 MB) به همگرایی نرسید و پاسخی به‌دست نیامد. از این رو، مدل بلوکی احتمالی اندرسون و همکارانش، تنها روش صرفه‌جویانهٔ مدل‌سازی بلوکی احتمالی است که در شبکهٔ چند رابطه‌ای تجارت و دیپلماسی بین‌الملل کاربردی، تعبیرپذیر و واجد مفهوم است. مشارکت اندرسون و همکارانش، مبتنی بر اولین کلاس نمایی از گراف‌های تصادفی است و در آن برای بنای مدل بلوکی احتمالی، از خوشه‌بندی بر اساس پارامترهای مدل p_1 برازش‌شده به داده‌های رابطه‌ای استفاده می‌شود و خوشه‌بندی K-means توسط اندرسون و همکارانش به‌کارگرفته شده است. این روش امکان استفاده در محیط‌های چند رابطه‌ای را فراهم می‌کند که از مزیت‌های روش اندرسون و همکارانش به‌شمار می‌رود. از این رو برای درک بهتر به تعریف مدل p_1 نیاز داریم.

مدل p_1 هولند و لینهارد

در ادبیات موضوعی تحلیل شبکهٔ اجتماعی، اولین کلاس از مدل‌های نمایی گراف‌های تصادفی مدل p_1 ، نخستین‌بار توسط هولند و لینهارد (۱۹۸۱) معرفی شد. در مدل احتمالی p_1، رخداد هر دوگانه، مستقل از سایر دوگانه‌ها تلقی می‌شود. احتمال رخداد هر دوگانهٔ مفروض، به‌صورت رابطهٔ ۷ است.

$$\log P\{D_{ij} = (X_{ij}, X_{ji})\} = \lambda_{ij} + X_{ij}(\theta + \alpha_i + \beta_j) + X_{ji}(\theta + \alpha_j + \beta_i) + X_{ij}X_{ji}\rho \qquad \text{رابطهٔ ۷)}$$

1. Maximum likelihood Estimation

در این رابطه، D_{ij} دوگانه متشکل از دو کنشگر i و j به همراه تمام بندهای ممکن بین آنها؛ $\{\alpha_i\}$ها پارمترهای معاشرت‌پذیری[1]؛ $\{\beta_i\}$ها پارامترهای محبوبیت[2]؛ ρ پارامتر تقابل[3]؛ θ پارامتر انتخاب کلی[4] و $\{\lambda_{ij}\}$ها الزامات ریاضیاتی هستند. حال با استفاده از اصل استقلال دوگانه‌ای برای تابع احتمال کل شبکه داریم:

$$p_1(x) = P\{X = x\} = \prod\nolimits_{i<j} P(D_{ij}) \qquad \text{رابطهٔ ۸)}$$

در پژوهش حاضر به‌منظور برازش مدل از بستهٔ نرم‌افزاری StOCNET بوئر، هویسمن، اسنیجدرز، ویچرز و زگلینک (۲۰۰۶) استفاده شده است.

ارزیابی برازندگی مدل بلوکی

از آنجا که هر مدل بلوکی دربردارندهٔ نظریه‌ای دربارهٔ ساختار اجتماعی است، واجد قابلیت برآورد بندهای رابطه‌ای است. از این رو، مدل بلوکی‌ای که برآورد نزدیکی به مقدار واقعی بندهای رابطه‌ای تولید کند، مدل بلوکی بهتری است. این تعبیر بهتر بودن، معادل برازنده‌تر بودن است که با آماره‌هایی نظیر نسبت درستنمایی لگاریتمی، G^2 ، سنجیده می‌شود. این آماره در مشارکت اندرسون و همکاران به‌عنوان شاخص منعکس‌کنندهٔ میزان فقدان برازش استفاده شده است و در پژوهش حاضر هم به‌عنوان شاخص ارزیابی نیکویی برازش استفاده می‌شود.

مدل بلوکی احتمالی برازنده

به‌دلیل دست‌نیافتن به جواب یکتا توسط الگوریتم K-means (هارتیگان، ۱۹۷۵) به اعمال توسعه‌ای بر مشارکت اندرسون و همکاران برای انتخاب بردار افراز بهینه نیاز داریم. به‌منظور انجام این توسعه بردار واجد کمینه مقدار آمارهٔ G^2 در بین اجراهای متعدد K-means را به‌عنوان برازنده‌ترین بردار افراز کنشگرها به موقعیت‌ها اختیار می‌کنیم و مدل بلوکی مبتنی بر این بردار افراز را مدل بلوکی احتمالی برازنده می‌نامیم. شبه‌کد مدل‌سازی احتمالی برازنده در شکل ۱ فراهم آمده و تحت R پیاده‌سازی شده است.

---

1. Expansiveness
2. Popularity
3. Reciprocity
4. Overall choice effect

The Fitted Stochastic Blockmodel(FSBM): EXTENSION OF ANDERSON ET.AL'S(1992)

Data: $network$, $pCount$, $requiredRuns$, $p_1Parameters$

Result: The best fitted partitioning for the number of positions equal to $pCount$

for $runNo \leftarrow 1$ **to** $requiredRuns$ **do**
  $kmCluster \leftarrow KMeans(p_1Parameters, pCount)$
  if $kmCluster$ *is Unique* **then**
    $kmG^2 \leftarrow add(G^2(network, kmCluster))$
    $kmClusters \leftarrow add(kmCluster)$
  $runNo \leftarrow runNo+1$
  $bestIndex \leftarrow bestFinding(kmG^2)$
  $bestFitted \leftarrow kmClusters[bestIndex]$
  $fitness \leftarrow kmG^2[bestIndex]$
$return(bestFitted, fitness)$

شکل ۱. شبه‌کد مدل‌سازی بلوکی برازنده

روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر ابتدا به سنجش پیوند بین تجارت و دیپلماسی پرداخته شده است. نتایج این سنجش در آزمون جایگشتی QAP به‌وسیلهٔ دستور netlm بستهٔ نرم‌افزاری sna و مدل جایگشتی باتس در بستهٔ نرم‌افزاری netperm0.2 تحت R2.11.1. به بوتهٔ آزمون گذاشته شده است؛ سپس با استفاده از ماژول p_2 بستهٔ نرم‌افزاری StOCNET (بوئر و همکاران، ۲۰۰۶)، مدل p_1 به ماتریس حاصل ضرب دو ماتریس تجارت و دیپلماسی/ ترانهادهٔ دیپلماسی، به‌منظور دستیابی به پارامترهای آلفا و بتای چندگانگی/ تبادل، برازش داده و سپس پارامترهای برازش‌شده، به‌عنوان ورودی الگوریتم مدل بلوکی احتمالی برازندهٔ مولد مدل بلوکی احتمالی برازندهٔ چندگانگی و تبادل است. با هدف ایجاد امکان مقایسه، بردار افراز تجارت و دیپلماسی که مولد مدل بلوکی احتمالی برازندهٔ تجارت و دیپلماسی است، با استفاده از پارامتر آلفا و بتای مدل p_1 برازش‌شده به دو ماتریس تجارت و دیپلماسی، بعنوان ورودی الگوریتم مدل بلوکی احتمالی برازنده، به‌دست می‌آید.

یافته‌های پژوهش

حال نتایج سنجش پیوند بین تجارت و دیپلماسی و استخراج ساختار مبتنی بر این پیوند تشریح می‌شود.

سنجش پیوند بین تجارت و دیپلماسی

نتایج محاسبات مربوط به شاخص‌های کتز و پاول و هابرت و بیکر در جدول ۲ تلخیص شده است. همان‌طور که از جدول ۲ و شاخص کتز و پاول پیداست، تبعیت تجارت از دیپلماسی محتمل‌تر است و هم‌رخدادی تجارت و دیپلماسی به گواهی شاخص هابرت و بیکر هم ناچیز نبوده و محتمل است.

جدول ۲. شاخص‌های تطابق دیپلماسی و تجارت

شاخص انطباق کتز و پاول (۱۹۵۳)	$\Gamma_{Trade \leftarrow Diplomacy} = ۰/۸۰۳$
شاخص انطباق کتز و پاول (۱۹۵۳)	$\Gamma_{Trade \leftarrow Diplomacy} = ۰/۳۹۱$
شاخص انطباق هابرت و بیکر (۱۹۷۸)	$\Gamma = R^2_{Trade \leftarrow Diplomacy} = ۰/۵۶$

حال برای ارزیابی آماری از رویه‌های رگرسیون QAP با تعداد جایگشت ۱۰۰,۰۰۰ استفاده می‌کنیم. با توجه به نتایج جدول ۳ برآورد پارامترهای رگرسیون ماتریس رابطهٔ تجارت روی ماتریس رابطه (ترانهاده) دیپلماسی، نمی‌تواند ناچیز یا تصادفی تلقی شود، از این رو پیوند بین تجارت و دیپلماسی/ ترانهاده دیپلماسی که مبین اثر چندگانگی/ تبادل است ناچیز یا تصادفی نیست.

جدول۳. نتایج آزمون معناداری رگرسیون تجارت روی دیپلماسی با استفاده از آزمون جایگشتی QAP

Coefficients	Estimate	Pr(<=b)	Pr(>=b)	Pr(>=|b|)	Significance
(intercept)	0.2635898	1	0	0	***
Diplomacy	0.6248445	1	0	0	***
Residual standard error: 0.4103 on 29754 degrees of freedom					
F-statistic= 1.364e+04 on 1 and 29754 degrees of freedom, p-value= 0					
Multiple R-squared: 0.3143 Adjusted R-squared: 0.3142					
Coefficients	Estimate	Pr(<=b)	Pr(>=b)	Pr(>=|b|)	Significance
(intercept)	0.2628060	1	0	0	***
$Diplomacy^{Tr}$	0.6277357	1	0	0	***
Residual standard error: 0.4095 on 29754 degrees of freedom					
F-statistic= 1.382e+04 on 1 and 29754 degrees of freedom, p-value= 0					
Multiple R-squared: 0.3172 Adjusted R-squared: 0.3171					

از آنجا که پارامتر مدل جایگشتی باتس در داده‌های صفر و یک مقداری نزدیک بـه ضـریب رگرسیون تولید می‌کند، برای حصول همگرایـی از ضـریب رگرسـیون بـین مـاتریس تجـارت و (ترانهاده) دیپلماسی به‌عنوان برآورد اولیهٔ پارامتر استفاده شده است. نتایج برازش مدل جایگشـتی باتس از خروجی بستهٔ نرم‌افزاری netperm0.2، در جدول ۴ تلخیص شده است و نتـایج آزمـون QAP را تأیید می‌کند و بر معناداری آثار چندگانگی و تبادل صحه می‌گذارد.

جدول ٤. نتایج آزمون معناداری مدل جایگشتی باتس

Multiplexity Effect	$\widehat{\theta}_{\mathbf{MPLE}}$	$\widehat{\theta}_{\mathbf{MCMC-MLE}}$	**Standard Error**	**P(>|Z|)**
Trade ×Diplomacy	0.3719841	0.5201	0.031006	0.000**
Goodness of Fit	Log-Likelihood	DF	AIC	
	-455.9978	1	913.9956	
Exchange Effect	$\widehat{\theta}_{\mathbf{MPLE}}$	$\widehat{\theta}_{\mathbf{MCMC-MLE}}$	**Standard Error**	**P(>|Z|)**
Trade ×Diplomacy^{Tr}	0.382485	0.5112	0.03130892	0.000**
Goodness of Fit	Log-Likelihood	DF	AIC	
	-403.9092	1	809.8183	

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

ساختار پیوند مبنا در تجارت و دیپلماسی بین‌الملل

در نتیجهٔ ۱۰۰,۰۰۰ بار اجرای الگوریتم K-means در چارچوب الگـوریتم مـدل بلـوکی برازنـده، ۵۸۰ بردار افراز متمایز به‌دست آمد که همگی کاندیـد بنـای مـدل بلـوکی احتمـالی اندرسـون و همکاران، هستند؛ اما از میان آنها بردار افراز تنظیم شده در جدول ۵ با آمارهٔ $G^{۲}$ = ۲۸۴۸۲ واجـد کمترین میزان فقدان برازش است. از این رو توسعهٔ پیشنهادی ما در قالب مدل بلـوکی احتمـالی برازنده، نقش مؤثری در ابهام‌زدایی از مشارکت اندرسون و همکاران ایفا کرده است. نکتهٔ کلیدی حائز اهمیت این است که علاوه بر دلایل ذکرشده در بخش مـدل مفهـومی، در پشـتیبانی ایـدهٔ به‌کارگیری مشارکت اندرسون و همکاران، تجربهٔ ما در بهینه‌سازی زمان‌بـر آمـارهٔ G^2 بـه‌وسـیلهٔ

الگوریتم‌های متاهیوریستیک مختلف نظیر الگوریتم ژنتیک، جست‌وجوی همسایگی متغیر و الگوریتم جست‌وجوی فاخته، نشان می‌دهد در داده‌های روابط تجاری و دیپلماسی حداکثر ۵ درصد نسبت به مدل بلوکی احتمالی برازندهٔ چندگانگی و تبادل، در برازندگی بهبود حاصل می‌شود و این به معنی حصول پاسخ نزدیک به پاسخ بهینه در زمانی به‌شدت صرفه‌جویانه توسط مدل بلوکی احتمالی برازنده است.

جدول۵. بردار افراز کشورها به موقعیت‌ها

ردیف	اعضا
۱	انگلستان، ایالات متحده آمریکا، ایتالیا، آلمان، چین، روسیه، ژاپن، فرانسه، هند، بلژیک
۲	آرژانتین، اتریش، اسپانیا، اسرائیل، اندونزی، ایران، آفریقای جنوبی، برزیل، پاکستان، پرتغال، ترکیه، سوئد، سوئیس، عربستان، کانادا، کره‌جنوبی، لهستان، مالزی، مجارستان، مراکش، مصر، مکزیک، هلند، یونان
۳	اسلواکی، اکراین، الجزایر، ایرلند، بلغارستان، پرو، تایلند، تونس، چک، دانمارک، رومانی، شیلی، فنلاند، فیلیپین، کرواسی، کوبا، کویت، لبنان، لیبی، نیجریه، ونزوئلا
۴	اتیوپی، اردن، استرالیا، امارات متحده عربی، سنگاپور، سنگال، سوریه، قزاقستان، کلمبیا، کنیا، ویتنام
۵	ازبکستان، اوگاندا، بحرین، تاجیکستان، تانزانیا، ترکمنستان، ترینیدادوتوباگو، جامائیکا، زامبیا، زیمباوه، ساحل عاج، صربستان، عمان، کامبوج، کامرون، گابن، لوکزامبورگ، موزامبیک
۶	اروگوئه، استونی، اسلونی، افغانستان، اکوادور، السالوادور، آذربایجان، آلبانی، برونئی، بلاروس، بنگلادش، بوسنی وهرزگوین، بولیوی، پاراگوئه، پاناما، جمهوری دمکراتیک کنگو، دومینیکن، زلاندنو، سریلانکا، سودان، عراق، غنا، قبرس، قرقیزستان، قطر، کاستاریکا، کره‌شمالی، گرجستان، گواتمالا، گینه، لاتویا، لیتوانی، مالت، مقدونیه، مولدوا، میانمار، نیکاراگوئه، هندوراس، یمن
۷	ایسلند، آفریقای مرکزی، بروندی، بلیز، بنین، بوکینافاسو، پاپوآ گینه نو، توگو ، جزایر سلیمان، جمهوری کنگو، جیبوتی، چاد، رواندا، سورینام، سومالی، سیرالئون، فیجی، گویانا، گینه استوائی، لائوس، لیبریا، ماداگاسکار، مالاوی، مالی، مغولستان، موریتانی، موریس، نپال، نیجر، هائیتی، باربادوس
۸	باهاما، تونگا، دومینیکا، ساموآ، سائوتومه و پرنسیپه، سنت کریستوفرونویس، سنت لوسیا، سنت وینسنت وگرانادین، سیشل، کومور، کیپ ورد، گامبیا، گرانادا، گینه بیسائو، مالدیو، وانواتو

$G_B^2 = G_{Trade.Diplomacy}^2 + G_{Trade.Diplomacy^{Tr}}^2$ = ۱۴۳۳۰.۹۵+۱۴۱۵۱.۱۹=۲۸۴۸۲.۱۴

جدول ٦. جدول چگالی برای دو رابطه تجارت و دیپلماسی

P#	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	
۱	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۵	۰/۸۱	
۲	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۶۲	۰/۳۵	
۳	۰/۹۹	۰/۹۵	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۵۰	۰/۶۰	۰/۳۵	۰/۲۲	
۴	۰/۹۹	۰/۹۰	۰/۷۳	۰/۷۰	۰/۳۶	۰/۴۴	۰/۲۵	۰/۱۸	
۵	۰/۹۷	۰/۷۲	۰/۴۴	۰/۴۵	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۰۹	
۶	۰/۹۵	۰/۷۰	۰/۵۰	۰/۴۴	۰/۱۷	۰/۲۴	۰/۰۷	۰/۰۵	
۷	۰/۷۹	۰/۳۹	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۴	
۸	۰/۵۱	۰/۱۳	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۷	

$$\begin{pmatrix} ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ \\ ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۰ \\ ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۰ & ۰ \\ ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۰ & ۱ & ۰ & ۰ \\ ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۱ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \end{pmatrix}$$

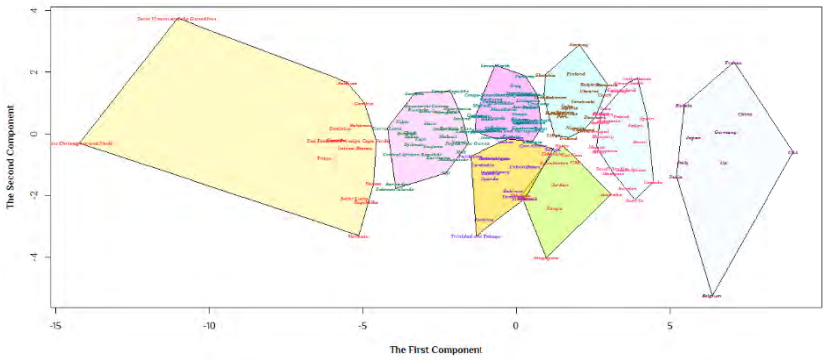
ماتریس تصویر تجارت

P#	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	
۱	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۸	۰/۸۷	۰/۷۸	۰/۴۸	۰/۱۸	
۲	۱/۰۰	۰/۹۷	۰/۸۴	۰/۸۳	۰/۳۶	۰/۳۸	۰/۱۲	۰/۰۲	
۳	۱/۰۰	۰/۹۲	۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۱۱	۰/۰۵	
۴	۰/۹۸	۰/۶۱	۰/۲۹	۰/۳۰	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۰۳	
۵	۰/۸۷	۰/۳۱	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۰	
۶	۰/۹۱	۰/۵۱	۰/۲۵	۰/۲۳	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۰۲	
۷	۰/۶۵	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱	
۸	۰/۳۰	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	

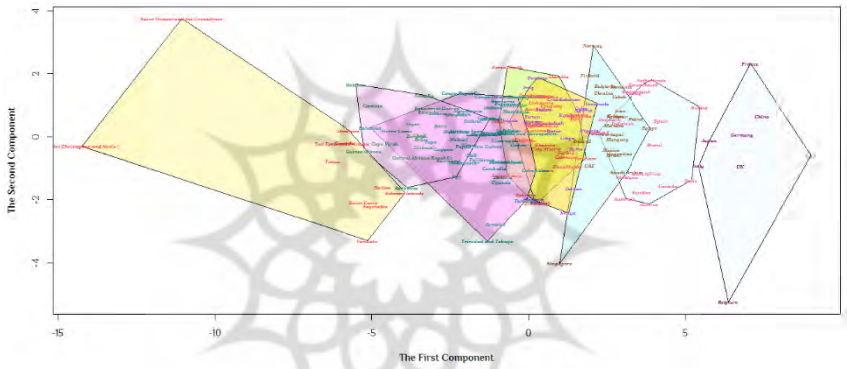
$$\begin{pmatrix} ۰ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱ & ۱ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \end{pmatrix}$$

ماتریس تصویر دیپلماسی

با توجه به نمودار خوشه‌بندی پارامترهای آلفا و بتـای چنـدگانگی و تبـادل (شـکل ۲)، روش پیشنهادی ما مبنایی برای متمایز ساختن موقعیت‌های ساختاری برحسب الگوهـای چنـدگانگی و تبادل به‌وجود آورده است که مدل بلوکی احتمالی برازندۀ تجارت و دیپلماسـی، بـه گـواه نمـودار خوشه‌بندی پارامترهای آلفا و بتای چندگانگی و تبادل متناظر با بردار افراز تجارت و دیپلماسی در شکل ۳، در ایجاد آن ناموفق بود. ماتریس‌های چگالی مبین بازنمایی روابـط بـین موقعیـت‌هـای ساختاری این بردار افراز همراه با ماتریس‌های تصویر متناظر آنها در جدول ۶ تنظیم شده اسـت. نظر به حضور بندهای متراکم/ نامتراکم در مثلث روی/ زیر قطر فرعی در ماتریس چگالی هـر دو رابطۀ تجارت و دیپلماسی، حاکمیت ساختار هسته ـ پیرامون در ساختار پیشنهادی قابل مشـاهده است. به‌علاوه ضریب رگرسیون ۹۲ درصد بین ماتریس چگالی تجارت و (ترانهاده) دیپلماسی بـه خوبی مبین حضور چندگانگی و تبادل در ساختار پیشنهادی است.



شکل ۲. خوشه بندی پارامترهای چندگانگی و تبادل بر اساس بردار افراز پیشنهادی چندگانگی و تبادل



شکل ۳. نمودار خوشه‌بندی پارامترهای چندگانگی و تبادل براساس بردار افراز تجارت و دیپلماسی

تعبیر مدل بلوکی برازندهٔ چندگانگی و تبادل

ابتدا، باید درک درستی از پارامترهای آلفا و بتای برازش‌شده به دو ماتریس چندگانگی و تبادل حاصل شود. در ماتریس مبین چندگانگی/تبادل، پارامتر آلفا انعکاس‌دهندهٔ گرایش همزمان به صادرات و ارسال/ پذیرش سفیر هر کشور است، از این رو مثبت‌بودن این پارامتر حکایت از تمایل همزمان کشور به صادرات و ارسال / پذیرش سفیر دارد. در حالیکه پارامتر بتا تمایل همزمان به واردات و پذیرش/ ارسال سفیر را نشان می‌دهد. اگر گرایش به صادرات، واردات، ارسال سفیر و پذیرش سفیر به‌ترتیب با حروف E، I، S و A نمادگذاری شود و گرایش به ارسال/ پذیرش سفیر، معادل فعالیت/ میزبانی دیپلماتیک مد نظر قرار گیرد؛ در این صورت همان‌گونه که از تلخیص نتایج مقایسهٔ مراکز خوشه متناظر با موقعیت‌های هشت‌گانهٔ جدول ۷ پیداست، چهار الگوی متمایز در تعامل تجارت و دیپلماسی قابل مشاهده است.

جدول۷. مقادیر پارامترهای چندگانگی و تبادل تجمیع شده بر اساس بردار افراز پیشنهادی

P#	α_{SE}	β_{AI}	α_{AE}	β_{SI}	Interpretation
۱	۲/۷۲	۳/۶۲	۴/۰۵	۲/۳۴	$\{A \wedge I \succ S \wedge X\} \cup \{A \wedge E \succ S \wedge I\}$ $\therefore A \wedge (EUI) \succ S \wedge (EUI) \Rightarrow A \wedge T \succ S \wedge T$ *concordance between A and T is stronger than S and T*
۴	−۰/۲۲	۱/۳۱	۱/۴۶	−۰/۴۵	
۵	−۰/۶۴	−۰/۰۸	۰/۴۴	−۱/۱۷	
۲	۱/۶۸	۱/۴۷	۲/۰۱	۱/۱۳	$\{S \wedge E \succ A \wedge I\} \cup \{A \wedge E \succ S \wedge I\}$ $\therefore (AUS) \wedge E \succ (AUS) \wedge I \Rightarrow D \wedge E \succ D \wedge I$ *concordance between E and D is stronger than I and D*
۳	۱/۴۶	۰/۳۶	۰/۶۵	۱/۱۷	$\{S \wedge E \succ A \wedge I\} \cup \{S \wedge I \succ A \wedge E\}$ $\therefore S \wedge (EUI) \succ A \wedge (EUI) \Rightarrow S \wedge T \succ A \wedge T$ *concordance between S and T is stronger than A and T*
۶	۰/۲۱	−۰/۴۶	−۰/۵۴	۰/۳۳	
۷	−۱/۵۴	−۱/۱۹	−۱/۸۹	−۰/۸۶	$\{A \wedge I \succ S \wedge E\} \cup \{S \wedge I \succ A \wedge E\}$ $\therefore (AUS) \wedge I \succ (AUS) \wedge E \Rightarrow D \wedge E \succ D \wedge I$ *concordance between I and D is stronger than E and D*
۸	−۳/۴۷	−۲/۲۹	−۴/۲۶	−۲/۳۱	

۱. تجارت متأثر از میزبانی دیپلماتیک. این الگو در موقعیت‌های ۱، ۴ و ۵ حاکم است. در این موقعیت‌ها، گرایش همزمان واردات و پذیرش سفیر/ صادرات و پذیرش سفیر بر گرایش همزمان صادرات و ارسال سفیر/ واردات و ارسال سفیر غلبه دارد. یعنی گرایش همزمان پذیرش سفیر و (صادرات یا واردات) قوی‌تر از گرایش همزمان ارسال سفیر (صادرات یا واردات) است. بنابراین، هم‌رخدادی بندهای تجاری با پذیرش سفیر بیش از هم‌رخدادی بندهای تجاری با ارسال سفیر است. پس تجارت بیش از آن که با فعالیت دیپلماتیک هماهنگ باشد با میزبانی دیپلماتیک هماهنگ است.

۲. تجارت متأثر از فعالیت دیپلماتیک. موقعیت‌های ۳ و ۶ از این الگو پیروی می‌کنند. در این الگو گرایش همزمان واردات و ارسال سفیر/ صادرات و ارسال سفیر بر گرایش همزمان صادرات و پذیرش سفیر/ واردات و پذیرش سفیر غلبه دارد؛ یعنی گرایش همزمان ارسال سفیر (صادرات یا واردات) قوی‌تر از گرایش همزمان پذیرش سفیر (صادرات یا واردات) است. از این رو، هم‌رخدادی بندهای تجاری با ارسال سفیر بیش از هم‌رخدادی بندهای تجاری با پذیرش سفیر است. پس تجارت بیش از آن که متأثر از میزبانی دیپلماتیک باشد، از فعالیت دیپلماتیک متأثر است.

۳. دیپلماسی متأثر از صادرات. موقعیت ۲ واجد این الگو است. در این موقعیت، گرایش همزمان صادرات و ارسال سفیر/ پذیرش سفیر بر گرایش همزمان واردات و پذیرش سفیر/ ارسال سفیر غلبه دارد؛ یعنی گرایش همزمان صادرات (ارسال یا پذیرش سفیر) قوی‌تر از گرایش همزمان واردات (ارسال یا پذیرش سفیر) است. پس هم‌رخدادی بندهای دیپلماتیک و

صادرات بیش از هم‌رخدادی بندهای دیپلماتیک و واردات است. از این رو بندهای دیپلماتیک بیش از آن که هماهنگ با واردات باشند، هماهنگ با صادرات هستند.

۴. دیپلماسی متأثر از واردات. موقعیت‌های ۷ و ۸ از این الگو پیروی می‌کنند. در این الگو گرایش همزمان واردات و پذیرش سفیر/ واردات و ارسال سفیر بر گرایش همزمان صادرات و ارسال سفیر/ صادرات و پذیرش سفیر غلبه دارد؛ یعنی گرایش همزمان واردات (ارسال یا پذیرش سفیر) قوی‌تر از گرایش همزمان صادرات (ارسال یا پذیرش سفیر) است. پس هم‌رخدادی بندهای دیپلماتیک و واردات بیش از هم‌رخدادی بندهای دیپلماتیک و صادرات است. بنابراین، بندهای دیپلماتیک بیش از آن که متأثر از صادرات باشند، هماهنگ با واردات هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر ضمن مرور تفصیلی ادبیات موضوعی در زمینهٔ شاخص‌های پیوند بین روابط در محیط‌های چند رابطه‌ای، این شاخص‌ها در سنجش پیوند بین تجارت و دیپلماسی به‌کار گرفته شد و به استناد مقادیر مثبت و ناصفر شاخص کتز و پاول، شاخص هابرت و بیکر، آزمون QAP و مدل جایگشت گراف تصادفی باتس، چندگانگی و تبادل در شبکهٔ تجاری و دیپلماتیک معنادار تشخیص داده شدند؛ از این رو، مدل بلوکی احتمالی برازندهٔ چندگانگی و تبادل بنا شد. تعبیر این مدل بلوکی هماهنگ با چندگانگی و تبادل، آشکارا چهار الگوی رفتار رابطه‌ای را مطرح می‌کند: تجارت متأثر از میزبانی دیپلماتیک، تجارت متأثر از فعالیت دیپلماتیک، دیپلماسی متأثر از صادرات و دیپلماسی متأثر از واردات. اگرچه ساختار پیوند مبنای پیشنهادی در ایجاد تمایز موقعیت‌های ساختاری برحسب الگوهای چندگانگی و تبادل، موفق عمل می‌کند، به اجرای پژوهش‌های تکمیلی در راستای نحوهٔ اعمال آن در دل ساختار تجارت و دیپلماسی بین‌الملل نیاز دارد. از طرفی بنا به محدودیت‌های داده‌ای، امکان بررسی اثر متقابل الگوهای چهارگانه در متغیرهای کلان اقتصادی اجتماعی نظیر درآمد سرانه، رشد ناخالص ملی و سطح آموزش و بهداشت فراهم نشد که می‌تواند در پژوهش‌های آتی در واکاوی بیشتر الگوهای چهارگانه مؤثر باشد.

فهرست منابع

رضایی‌نور، ج.، لسانی، ر.، زکی‌زاده، ع.، صفامجید، غ. (۱۳۹۳). بررسی شبکه‌های همکاری نویسندگی در حوزهٔ فناوری اطلاعات با استفاده از تکنیک‌های شبکه‌های اجتماعی. نشریهٔ *علمی ـ پژوهشی مدیریت فناوری اطلاعات*، ۶(۲)، ۲۵۰- ۲۲۹.

جلالی، س.م.ج.، مهدی‌زاده. ا. (۱۳۹۵). بررسی روند کسب‌وکار الکترونیکی با استفاده از تکنیک تجزیه و تحلیل شبکهٔ اجتماعی در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵. *نشریهٔ علمی ـ پژوهشی مدیریت فناوری اطلاعات*، ۸ (۳)، ۴۴۹-۵۱۸.

ایرانی، م.، حقیقی، م. (۱۳۹۲). تأثیر شبکه‌های اجتماعی بر پایداری کسب‌وکارهای اینترنتی (با تأکید بر نقش میانجی قصد کارآفرینانه در شرکت‌های اینترنتی درگاه بانک ملت). *نشریهٔ علمی ـ پژوهشی مدیریت فناوری اطلاعات*، ۵ (۴)، ۴۶-۲۳.

مردانی، ا.، مردانی، ا. (۲۰۱۵). تحلیل شبکهٔ اجتماعی هم تألیفی مقالات علمی سیستم های اطلاعاتی. *نشریهٔ علمی ـ پژوهشی مدیریت فناوری اطلاعات*، ۷(۴)، ۹۳۰-۹۰۹.

Abbasi, A., Altmann, J. & Hossain, L. (2011). Identifying the effects of co-authorship networks on the performance of scholars: A correlation and regression analysis of performance measures and social network analysis measures. *Journal of Informetrics*, 5(4), 594-607.

Acedo, F. J., Barroso, C., Casanueva, C., & Galán, J. L. (2006). Co-authorship in management and organizational studies: An empirical and network analysis. *Journal of Management Studies*, 43(5), 957-983.

Anderson, C.J., Wasserman, S. & Faust, K. (1992). Building stochastic blockmodels. *Social Networks*, 14(1), 137-161.

Boer, P., Huisman, M., Snijders, T., Wichers, L. & Zeggelink, E. (2006). *StOCNET: an open software system for the advanced analysis of social networks*. Version 1.7. ICS. Science Plus, Groningen.

Bollen, K. (1983). World system position, dependency, and democracy: The cross-national evidence. *American Sociological Review*, 48(4), 468-479.

Burt, R. S. (1992). *Structural hole. Harvard Business School Press*, Cambridge, MA.

Burt, R .S. (1997). The contingent value of social capital. *Administrative science quarterly*, 42(2), 339-365.

Butts, C. T. (2007). Permutation models for relational data. *Sociological Methodology*, 37(1), 257-281.

Dekker, D., Krackhardt, D. & Snijders, T. (2003). Multicollinearity robust QAP for multiple regression. *Paper presented at the 1st annual conference of the North American Association for Computational Social and*

Organizational Science. Available in: http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download? doi= 10.1.1.149.9414&rep=rep1&type=pdf.

Doreian, P., Batagelj, V. & Ferligoj, A. (2005). *Generalized blockmodeling* (Vol. 25). Cambridge university press.

Emilie, M., & Hafner-Burton, M. K. (2009). Network analysis for international relations, *International Organization*, *63*(3), 559-592.

Fienberg, S. E., Meyer, M. M. & Wasserman, S. S. (1985). Statistical analysis of multiple sociometric relations. *Journal of the american Statistical association*, 80(389), 51-67.

Hafner-Burton, E. M., Kahler, M., & Montgomery, A. H. (2009). Network analysis for international relations. *International Organization*, *63*(3), 559-592.

Handcock, M. S., Raftery, A. E., & Tantrum, J. M. (2007). Model-based clustering for social networks. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170(2), 301-354.

Hartigan, J. A. (1975). Clustering algorithms.

Holland, P. W. & Leinhardt, S. (1971). Transitivity in structural models of small groups. *Comparative Group Studies*, 2(2), 107-124.

Holland, P. W. & Leinhardt, S. (1981). An exponential family of probability distributions for directed graphs: Rejoinder. *Journal of the american Statistical association*, 76(373), 62-65.

Hubert, L. & Schultz, J. (1976). Quadratic assignment as a general data analysis strategy. *British journal of mathematical and statistical psychology*, 29(2), 190-241.

Hubert, L. J., & Baker, F. B. (1978). Evaluating the conformity of sociometric measurements. Psychometrika, 43(1), 31-41 .

Irani, M. & Haghighi, M. (2013). The Impact of Social Networks on the Internet Business Sustainability (With Emphasis on the Intermediary Role of Entrepreneurial Purpose of Online Branches of Mellat Bank's Portal). *Journal of Information Technology Management*, 5(4), 23-46. (*in Persian*)

Jalali, M. J. & Mahizadeh, E. (2016). The Investigation of E-Business Trends by Using Social Network Analysis Technique during 1980 to 2015. *Journal of Information Technology Management*,8 (3), 499-518. (*in Persian*)

Katsaros, D., Dimokas, N. & Tassiulas, L. (2010). Social network analysis concepts in the design of wireless ad hoc network protocols. *IEEE network*, 24(6), 23-29.

Katz, L. & Powell, J. H. (1953). A proposed index of the conformity of one sociometric measurement to another. *Psychometrika*, 18(3), 249-256.

Krackhardt, D. (1988). Predicting with networks: Nonparametric multiple regression analysis of dyadic data. *Social Networks*, 10(4), 359-381.

Lorrain, F. & White, H. C. (1971). Structural equivalence of individuals in social networks. *The Journal of mathematical sociology*, 1(1), 49-80.

Mantel, N. (1967). The detection of disease clustering and a generalized regression approach. *Cancer research*, 27(2 Part 1), 209-220.

Mardani A H & Mardani E.(2015), Social Network Analysis of the Co-authorship Network in the Scientific Articles of Information Systems, Journal of Information Technology Management (JITM), *7*(4), 909-930. (*in Persian*)

Nowicki, K. & Snijders, T.A.B. (2001). Estimation and prediction for stochastic blockstructures. *Journal of the american Statistical association*, 96(455), 1077-1087.

Pattison, P. & Wasserman, S. (1999). Logit models and logistic regressions for social networks: II. Multivariate relations. *British journal of mathematical and statistical psychology*, 52(2), 169-193.

Peacock, W. G., Hoover, G. A. & Killian, C. D. (1988). Divergence and convergence in international development: a decomposition analysis of inequality in the world system. *American Sociological Review*, 53(6), 838-852.

Rezaeenour, J., Lesani, R., Zakizadeh, A. & Safamajid, G. (2014). Evaluating Authorship Collaboration Networks in the Field of Information Technology Using Social Netwowk Techniques. *Journal of Information Technology Management*, 2(6), 229-250. (*in Persian*)

Sacks, M. A., Ventresca, M. J. & Uzzi, B. (2001). Global Institutions and Networks Contingent Change in the Structure of World Trade Advantage, 1965-1980. *American Behavioral Scientist*, 44(10), 1579-1601.

Sharara, H., Singh, L., Getoor, L. & Mann, J. (2012). Finding prominent actors in dynamic affiliation networks. *Human Journal*, 1(1), 1-14.

Smith, D. A. & White, D. R. (1992). Structure and dynamics of the global economy: network analysis of international trade 1965–1980. *Social forces*, 70(4), 857-893.

Snijders, T. A. & Nowicki, K. (1997). Estimation and prediction for stochastic blockmodels for graphs with latent block structure. *Journal of classification*, 14(1), 75-100.

Snyder, D. & Kick, E. L. (1979). Structural position in the world system and economic growth, 1955-1970 :A multiple-network analysis of transnational interactions. *American journal of sociology*, 84(5), 1096-1126.

Takes, F. W. & Kosters, W. A. (2011). Identifying prominent actors in online social networks using biased random walks. *Paper presented at the Proceedings of the 23rd Benelux Conference on Artificial Intelligence* (BNAIC).

Van Rossem, R. (1996). The world system paradigm as general theory of development: A cross-national test. *American Sociological Review*, 61(3), 508-527.

Wallerstein, I. (1974a). *The modern world-system: Capitalist agriculture and the origins of the European world-economy in the sixteenth centenary*. Academic Press.

Wallerstein, I. (1974b). The rise and future demise of the world capitalist system: concepts for comparative analysis. *Comparative studies in society and history*, 16(4), 387-415.

Wallerstein, I. (1976). Semi-peripheral countries and the contemporary world crisis. *Theory and Society*, 3(4), 461-483.

Wasserman, S. & Faust, K. (1994). *Social network analysis: Methods and applications* (Vol. 8): Cambridge university press.

Wasserman, S. (1987). Conformity of two sociometric relations. *Psychometrika*, 52(1), 3-18.

Winship, C. & Mandel, M. (1983). Roles and positions: A critique and extension of the blockmodeling approach. *Sociological Methodology*, 1984, 314-344.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی