

KİÇİK VƏ ORTA SAHİBKARLIĞIN İNKİŞAFININ İQTİSADI İNKİŞAF TƏSİRİNİN QIYMƏTLƏNDİRİLMƏSİNİN METODOLOJİ ƏSASLARI

Samir Zakir oğlu ORUCOV,
ADA Universiteti,
soriujov@ada.edu.az

Xülasə

Kiçik, orta sahibkarlıq və iqtisadi inkişaf arasında səbəbiyyət əlaqəsinin qiymətləndirilməsi zamanı endogenlik probleminin meydana gəlməsi regressiyanı nəticəsində alınan əmsalların obyektivlik və ardıcılıq xassələrinə xələf gətirir. Ekonometrik nəzəriyyədə bu cür endogenlik probleminin həll edilməsi üçün instrumental dəyişən regressiyalarından geniş istifadə edilir. Azərbaycan dilində olan ədəbiyyatlarda instrumental dəyişən regressiyasının mexanikası və məxsusən də, bu kontekstdə həyata keçirilməli olan hipotez testləri haqqında məlumat məhduddur. Bu səbəbdən də cari işin məqsədi həm ekonometrik nəzəriyyə ilə bağlı olan azərbaycandilli ədəbiyyatın zənginləşdirilməsi və həm də, məxsus olaraq KOS və iqtisadi inkişaf arasında səbəbiyyət əlaqəsinin tapılması məsələsinə instrumental dəyişən regressiyaların tətbiqinin geniş izahının verilməsidir.

Açar sözlər: Kiçik və orta sahibkarlıq, endogenlik problemi, instrumental dəyişən regressiyası, iqtisadi inkişaf, yanama.

GİRİŞ

Kiçik və orta sahibkarlığın inkişafının iqtisadi inkişafa təsirinin qiymətləndirilməsinin metodoloji əsasları

KOS-ların böyüməsinin iqtisadi inkişaf üzərində təsirlərinin olub-olmamasını araşdırmaq üçün instrumental dəyişən regressiyalarından istifadə olunur və Bek və digər həmmüəlliflər (2005) bu metodologiyanın cari problemlə tətbiqinin gözəl nümunələrindən birini yaratmışlar [1].

Azərbaycandilli ədəbiyyatda ekonometrik metodologiyaya aid məlumatların azlığı səbəbindən instrumental dəyişən regressiyaları haqqında nəzəri izah məqsəduyğundur, çünki bu, həm gələcək elmi işlər üçün, həm də azərbaycandilli ədəbiyyatın zənginləşdirilməsi üçün mühüm əhmiyyət kəsb edə bilər. Bundan başqa, KOS sektorunun böyüməsinin ÜDM-ə təsirinin ölçülməsi zamanı qarşılaşdığımız ikitərəfli səbəbiyyət əlaqəsinin yaratdığı endogenlik probleminin həllində instrumental dəyişən regressiyaların önəmini nəzərə alaraq bu haqda də mütəfəssəl məlumat vermək istərdik.

Ümumiyyətlə, regressiya tənliklərinin qurulmasının aşağıdakı 3 məqsədi olar bilər [2]:

1) Məlumatların və onlar arasında xəttilə əlaqələrin daha müfəssəl və qrafik şəkildə göstərilməsi. Məsələn, ÜDM-in artım tempi və KOS sektorunun böyümə tempi haqqında məlumatların əlimizdə olduğunu fərz edək. Birinci dəyişənin ikinci dəyişən üzərində regressiya tənlisini quraşdırmaq əmsal bu iki dəyişən arasında xətti əlaqənin olub - olmamasını göstərəcəkdir. Lakin, əmsalın statistik əhəmiyyətli olub-olmaması heç də KOS-un böyüməsi və ÜDM-in artması arasında səbəbiyyət əlaqəsinin olmasını göstərə bilməz. Çünki, bütün xətti əlaqələr səbəbiyyət əlaqəsi demək deyildir.

Böyük ehtimalla, ÜDM-in artması KOS sektoruna təsir edir və KOS sahəsinin böyüməsi də öz növbəsində ÜDM-ə təsir edir. Məhz bu səbəbdən ki, ÜDM-in artım tempinin KOS sektorunun böyüməsi üzərində olan regressiya tənlisindən əldə etdiyimiz əmsal hər iki effekti özündə ehtiva edir. Lakin, təbii ki, biza KOS-un ekzogen olaraq (ÜDM-dən asılı olmadan) böyüməsi zamanı ÜDM-in necə dəyişməsi maraqlıdır. Əgər məqsədimiz səbəbiyyət əlaqəsi yox, sırf məlumatların daha müfəssəl və qrafik şəkildə göstərilməsi və dəyişənlər arasında xətti əlaqənin meydana çıxarılmasıdırsa, bu zaman səbəbiyyət əlaqəsi haqqında nəarahət olmağa ehtiyac yoxdur, lakin, alınan regressiya əmsalının səbəbiyyət əlaqəsi kimi interpretasiya edilməsinə də diqqət etməliyik;

2) *Proqnozlaşdırma ("data mining")*. Fərz edək ki, ÜDM-in artımını onlarla məntiqi əlaqədə olmayan bir sıra dəyişənlərlə proqnozlaşdırmağa çalışırıq və müəyyən səbəblərdən proqnozumuz keyfiyyətlili alınır. Əgər son məqsədimiz ÜDM-in artımını hər hansı üsulla proqnozlaşdırmaqda, bu zaman qurduğumuz regressiya tənlisi iqtisadi məntiqə əsaslanmasa belə, biza keyfiyyətlili proqnozları verirsə bu cür regressiya tənlisindən istifadə edə bilərik. Lakin, bu cür regressiya tənlisindən alınan əmsalların səbəbiyyət əlaqəsinə göstərən parametrlər kimi şərh edilməsi təbii ki, qabuledilməzdir;

3) *Səbəbiyyət əlaqəsinin meydana çıxarılması*. Fərz edək ki, yalnız bir dəyişənin digər dəyişən üzərində səbəbiyyət əlaqəsi vardır, yəni B dəyişənin də qiymət dəyişmələri A dəyişənin də ekzogen dəyişmələri səbəbindən baş verir. Bu zaman B dəyişənin A dəyişəni üzərində regressiya tənlisi müəyyən şərtlər daxilində biza səbəbiyyət əlaqəsinə verəcəkdir. Məsələn, havanın temperaturu və dondurma istehlakı arasında müəyyən əlaqə vardır. Təbii ki, dondurma istehlakının artmasının əsas göstəricilərindən biri havanın temperaturudur, lakin əksinə olaraq, dondurma istehlakının artmasının havanın temperaturunu artırmasını fərz etmək məntiqə uyğun deyildir. Əgər dondurma istehlakının havanın temperaturu üzərində xətti proyeksiyasını (regressiya tənlisini) quraşdırıb alınan əmsal havanın temperaturunun 1 xəttilə artımının dondurma istehlakının necə vahid artmasını göstərəcəkdir. Bu cür birtərəfli əlaqəyə malik regressiya tənliklərində səbəbiyyət əlaqəsinə göstərən əmsalların alınması axtardır. Maraqlı məsələ budur ki, ekonometrika elminin inkişafı ikitərəfli əlaqəyə ("bidirectional relationship") malik dəyişənlər arasında səbəbiyyət əlaqəsinin meydana çıxarılmasını da mümkün etmişdir. Öncə qeyd etdiyimiz kimi, KOS sektorunun böyüməsi çox güman ki, ÜDM-in artımına təsir göstərir və öz növbəsində, ÜDM-in artımı da KOS-sektorunun böyüməsinin göstəricilərindən biridir. Burada əlaqə ikitərəfli olduğundan ÜDM-in KOS sektoru üzərində regressiyası tənlisindən alınan əmsal hər iki əlaqəni özündə ehtiva edəcəkdir. Lakin, biza maraqlı olan məsələ sırf KOS sektorunun ekzogen (ÜDM-dən asılı olmadan) böyüməsinin ÜDM-in artımına olan təsirinin izlənilməsidir. Bunun üçün də, müasir ekonometrika elmi bir sıra üsullar hazırlamışdır.

Qeyd olunanlar nəzərə alaraq, regressiya tənliləri kontekstində səbəbiyyət əlaqəsinin meydana çıxarılmasına mane olan halların, yəni regressiya əmsallarının obyektivliyinə xələf gətirən halların qısa xülasəsini vermək istərdim. Ümumiyyətlə, regressiya əmsallarının obyektivliyinə ("unbiasedness") və ya ardıcılığın ("consistency") mane olan halların ümumi adı elmi ədəbiyyatda "endogenlik yanılması" ("endogeneity bias") adlanır [3; 6]. Endogenlik yanılması meydana gətirən hallar aşağıdakı kimidir:

- 1) nümunə seçimi yanılması ("sample selection bias");
- 2) tərs səbəbiyyət və ya ikitərəfli səbəbiyyət;
- 3) ölçü xətaları;

4) xaric edilmiş dəyişən tapılması.

Cari məqalədə yalnız ikitərəfli səbəbiyyət nəticəsində əmələ gələn endogenlik yamirlərinin həlli edilməsi və məqsədə müvafiq olan səbəbiyyət əlaqəsinin meydana çıxarılmasına diqqət yöndəldiyik, çünki endogenlik yamirləsinə səbəb olan digər hallar cari işin məqsədi deyildir.

Yuxarıda qeyd olunanları nəzərə alaraq, ikitərəfli səbəbiyyət əlaqəsinin mövcud olduğu hallarda bəzə lazım olan səbəbiyyət əlaqəsinin meydana çıxarılması üsullarını müzakirə etmək istərdik. Qeyd etdiyimiz kimi, instrumental dəyişən regressiyaları bu cür endogenlik problemlərinin, eləcə də ikitərəfli səbəbiyyət problemlərinin həllində önəmli rol oynayır. Təsəvvür edək ki, Y , X və Z dəyişənlərimiz vardır. Y və X arasında ikitərəfli səbəbiyyət əlaqəsi vardır, yəni X -də olan dəyişikliklər Y -də olan dəyişmələrə və eyni zamanda Y -də olan dəyişmələr də X -də olan dəyişmələrə bilavasitə səbəb olur. Dolayısı ilə, X və Y arasında ikitərəfli mənfi əlaqə vardır. Buna iqtisadi bəzə önməli, məşğulluq və ÜDM-i və yaxud da cari işin əsas məzəssu olan KOS və ÜDM misalını qeyd etmək olar. Bundan başqa, mövcud Z dəyişəni haqqında aşağıdakıları fərz edək:

1) Z dəyişəni X və Y -ə münasibətdə ekzogenidir, yəni, X və Y -də olan dəyişmələr Z üzərində heç bir təsiri malik deyildir;

2) Z dəyişəninin X üzərində birtərəfli səbəbiyyət təsiri vardır, yəni, Z dəyişməndə olan dəyişikliklər X -in dəyişməsinə səbəb olur, lakin X -in dəyişməsi mənfi əlaqə Z üzərində heç bir təsiri malik deyildir. Məsələn, yağışın ehtimalı (Z) və çətin (X) dəyişənləri bu cür əlaqəyə misal ola bilər.

İkitərəfli səbəbiyyət əlaqəsinin yaratdığı endogenlik probleminin riyazi müəmmiyəsi. Ümumiyyətlə, geniş mənada endogenlik yamirləsinə dedikdə, Qaus-Markov fərzliyələrdən biri olan izahədiçi dəyişən və xətəlar arasında xətti əlaqənin olmaması fərzliyəsini pozulması başa düşülmür. Bu cür endogenlik problemi alınan regressiya əmsallarının obyektivliyi və ardıcillığı pozur. Bunun isbatı üçün təsəvvür edək ki, sadə regressiya təlimiyimiz vardır:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

Burada, β əmsalının nümunədə ən kiçik kvadrlar üsulu ilə hesablanması aşağıdakı düstura dayanır (Daha geniş məlumat üçün istinadlar: [7]):

$$\hat{\beta} = \text{cov}(X_i, Y_i) / \text{var}(X_i) \quad (2)$$

Alınan əmsalın "Böyük Ədədlər Qanunu"na əsaslanan ardıcillıq xassəsi $\text{cov}(X_i, \epsilon_i)$ ifadəsindən asılıdır:

$$\hat{\beta} \rightarrow \beta + \text{cov}(X_i, \epsilon_i) / \text{var}(X_i) \quad (3)$$

Burada nümunədən aldığımız əmsalın həqiqi β əmsalına yaxınlaşması üçün ikinci ifadənin sifira yaxınlaşması gərəkdir. Məhz bu səbəbdəndir ki, Qaus-Markov şərtlərindən biri $\text{cov}(X_i, \epsilon_i) = 0$ kimi ifadə olunmuşdur. İkitərəfli səbəbiyyət əlaqəsinin nədən endogenliyə səbəb olduğuna, yəni nədən xəta payı və izahədiçi dəyişən arasında xətti əlaqənin sifirdən fərqli olmasına gətirib çıxardığını aradıraq, fərz edək ki, X və Y dəyişəni ikitərəfli səbəbiyyət əlaqəsinə malikdir. Bu zaman iki dəyişən arasında əlaqənin xəttilyini nəzərə alsaq, onlar arasındakı münasibəti sistem tənlik halında ifadə etmək olar:

$$Y = \alpha_1 X + \beta_1 Z_1 + \epsilon_1 \quad (4)$$

$$X = \alpha_2 Y + \beta_2 Z_2 + \epsilon_2 \quad (5)$$

Burada, Y dəyişəni ÜDM-in artım tempi, X dəyişəni KOS sektorunun böyüməsi, Z_1 və Z_2 dəyişənləri hər hansı ekzogen dəyişənlər, α_1 , α_2 , β_1 və β_2 hesablanması gərəkmə əmsallar, ϵ_1 və ϵ_2 isə xəta paylarıdır. Bəzə maraqlı olan (4)-də birinci təlimiyi hesablanmışdır, yəni KOS sektorunun inkişafının ÜDM-in artım tempinə göstərdiyi təsirdir. Birinci təlimiyi ən kiçik kvadrlar üsulu ilə həll etməyimizin doğru olmamasını göstərmək üçün sistem tənliklərdə geniş istifadə olunan əvəzəmə üsulundan istifadə edək, yəni 2-ci tənlikdə X -in düsturunu 1-ci tənlikdə X -in yerinə qoyaq:

$$Y = \alpha_1(\alpha_2 Y + \beta_2 Z_2 + \epsilon_2) + \beta_1 Z_1 + \epsilon_1 \quad (6)$$

Verilən regressiya təlimiyini hesabladığımız zaman avtomatik olaraq Qaus-Markov-un izahədiçi dəyişən və xəta payı arasında xətti əlaqənin 0 olması tələb edən fərzliyəni pozmuş oluruq, çünki, izahədiçi dəyişənimiz mütərəzədə verilmis ($\alpha_2 Y + \beta_2 Z_2 + \epsilon_2$) ifadəsidir və burada olan Y dəyişəni (4)-ə əsasən ϵ_1 ilə xətti əlaqədəndir, çünki qeyd olunan təlimiyi əsasən Y dəyişəni X dəyişəninin xətti (additiv) funksiyasıdır və onlar arasında xətti əlaqənin sifiri olması mümkün deyildir. Beləliklə də, isbat etdik ki, ikitərəfli səbəbiyyət əlaqəsinin mövcud olduğu hallarda Qaus-Markovun müvafiq fərzliyəsi pozulur və bu da endogenlik problemi yaradır. Öz növbəsində endogenlik problemi (3)-də göstərilirdiyi kimi əmsalların obyektiv və ən azından ardıcil hesablanmasına problem yaradır.

Qeyd olunanları nəzərə alaraq, X dəyişəninin Y üzərində təsirin ölçülməsi məsələsinə nəzər salaq. Sadələşmə mənfi aşağıdakı regressiya təlimiyinin qurulması deyir:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \epsilon_i \quad (7)$$

Yuxarıdakı tənlikdəki ϵ_i xəta payını, α və β isə hesablanmış əmsalları göstərir. Təbii ki, bizim üçün maraqlı olan əmsal β əmsalındır, çünki, bu tənktərəfli səbəbiyyət əlaqəsinin olduğu hallarda X -in 1 vahid dəyişdiyi zaman Y -in ortalamə olaraq neçə vahid dəyişməsinin göstəricisidir. Lakin, X və Y dəyişənləri arasında ikitərəfli səbəbiyyət əlaqəsi olduğuna nəzərə alaraq β əmsalının X -in Y üzərində bilavasitə təsirin ölçmədiyinə əmin ola bilərik. Instrumental dəyişən regressiyası Z dəyişəninin istifadəsinə əsaslanaraq X -in Y üzərində bilavasitə təsirin ölçülməsinə yönəlməlidir. Bunu isbat etmək üçün yuxarıdakı Z dəyişəni ilə bağlı fərzliyələri riyazi dillə ifadə etməliyik. Beləliklə, (1)-i nəzərə alaraq Z dəyişəni haqqında olan fərzliyələrimiz riyazi şəkildə belə olaçaqdır:

- 1) Fərzliyyə 1. $\text{cov}(Z_i, \epsilon_i) = 0$. Instrumental dəyişənin təcrübə fərzliyəsi;
- 2) Fərzliyyə 2. $\text{cov}(Z_i, X_i) \neq 0$. Instrumental dəyişənin uyğunluq şərti.

Instrumental dəyişən regressiya metoduna görə, ilk üçü kəməkcik regressiya ("auxiliary regression") təlimiyi qurulmalı və regressiya əmsal hesablanmışdır:

$$X_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \eta_i \quad (8)$$

Bundan sonra X dəyişəninin (8)-ə əsasən proqnozlaşdırılan qiymətləri tapılmışdır. X dəyişəninin proqnozlaşdırılan qiymətlərini \hat{X} ilə işarə etsək, α zaman aşağıdakı düstur sonuncunun Z dəyişəni ilə ifadəsini göstərir:

$$\hat{X}_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i \quad (9)$$

Bundan sonra, X dəyişəninin əvəzinə \hat{X}_i dəyişənin qoşaq və lazımi əmsal hesablayaq:

$$Y_i = \alpha + \beta \hat{X}_i + \omega_i \quad (10)$$

Cari yerdəyişməni etdikdən sonra β əmsalını obyektiv və ya ən azından ardıcıl şəkildə hesablamaq mümkündür. Bilirik ki, (10)-da betanın nümunə alternativ (β) hesablamaq üçün aşağıdakı düsturdan istifadə etməliyik (burada instrumental dəyişən rəqressiyasından istifadə etdiyimizə görə əmsal β^{IV} kimi işarə edək):

$$\hat{\beta}^{IV} = \frac{\text{cov}(X_i, Y_i)}{\text{var}(\hat{X}_i)} \quad (11)$$

Cari düsturda \hat{X}_i dəyişəninə sonuncunun (9)-da verilən düsturu ilə əvəz edək:

$$\hat{\beta}^{IV} = \frac{\text{cov}(y_0 + \gamma_1 Z_1, Y_i)}{\text{var}(y_0 + \gamma_1 Z_1)} = \frac{\gamma_1 \text{cov}(Z_1, Y_i)}{\gamma_1^2 \text{var}(Z_1)} \quad (12)$$

Bundan sonra Y dəyişəninin onun (1)-də verilən düsturu ilə əvəzləyək və Z dəyişəni ilə bağlı irəli sürdüyümüz Fərzəyə 1 – i (cov(Z₁, ε_i) = 0) diqqətdə saxlayaq:

$$\hat{\beta}^{IV} = \frac{\text{cov}(Z_1, \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} = \frac{\beta \text{cov}(Z_1, X_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} + \frac{\text{cov}(Z_1, \varepsilon_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} \quad (13)$$

Burada, qeyd olunan $\frac{\text{cov}(Z_1, X_i)}{\text{var}(Z_1)}$ ifadəsi əslində köməkçi rəqressiya olan (8)-də γ_1 əmsalının ən kiçik kvadratlar üsulu əsasən hesablanmış düsturudur. (11)-də əks olunan $\frac{\text{cov}(Z_1, \varepsilon_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)}$ ifadəsi isə Böyük Ədədlər qanununa əsasən nümunədəki müşahidələrin sayı artıqca sıfıra meyil edir. Bu səbəbdən də, Böyük Ədədlər Qanununu əsas götürsək, hesabladığımız β -nin əslində X-in Y üzərində səbəbiyyəti əlaqəsini göstərən həqiqi (ana kütlə) β-sinə meyil etdiyini görə bilərik:

$$\hat{\beta}^{IV} \rightarrow \frac{\beta \text{cov}(Z_1, X_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} + \frac{\text{cov}(Z_1, \varepsilon_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} \rightarrow \frac{\beta \gamma_1}{\gamma_1} + \frac{0}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} \rightarrow \beta \quad (14)$$

Beləliklə isbat etdik ki, instrumental dəyişən rəqressiyasından istifadə etməklə biz ikitərəfli səbəbiyyəti əlaqəsinin meydana çıxardığı endogenlik yanılmasının qarşısını ala bilərik. Yuxarıda qeyd etdiyimiz isbat ən kiçik kvadratlar üsulunun istifadəsinə dayanır. Eyni məsələni momentlər metodunun tətbiqi ilə də isbat etmək olar. Momentlər metodunun mahiyyəti bundan ibarətdir ki, ana kütlədə ödəniləcək məhdudiyətləri nümunə məlumatlarına tətbiq edərək lazım olan rəqressiya əmsallarını hesablayırıq. Cari halda Z dəyişəni üzərində 2 məhdudiyəti vardır ki, bunlar da qeyd olunan 2 fərzəyədən ibarətdir. Fərzəyə 1-də nəzərdə tutulan məhdudiyəti (1)-in üzərinə tətbiq etmək üçün sonuncunun hər bir həddini Z ilə vurub riyazi gözləməsini götürək və riyazi gözləmənin xətti operator olduğunu nəzərə alaraq əmsalları mötərizədən kənara çıxaraq. Bundan başqa nəzərə alaq ki, xəttə payının riyazi gözləməsi sıfırdır, yəni E(ε_i) = 0:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \rightarrow$$

$$Z_i Y_i = \alpha Z_i + \beta Z_i X_i + Z_i \varepsilon_i \rightarrow$$

$$E(Z_i Y_i) = \alpha E(Z_i) + \beta E(Z_i X_i) + E(Z_i \varepsilon_i) \rightarrow$$

$$\begin{aligned} E(Z_i Y_i) - E(Z_i) E(Y_i) &= \\ &= \alpha E(Z_i) - \alpha E(Z_i) + \beta (E(Z_i X_i) - E(Z_i) E(X_i)) + E(Z_i \varepsilon_i) \\ &- E(Z_i) E(\varepsilon_i) \rightarrow \end{aligned}$$

$$\text{cov}(Z_i, Y_i) = \beta \text{cov}(Z_i, X_i) \rightarrow$$

$$\hat{\beta}^{IV} = \frac{\text{cov}(Z_i, Y_i)}{\text{cov}(Z_i, X_i)} \quad (15)$$

Maraqlı məsələ budur ki, ən kiçik kvadratlar üsulu və momentlər metodu ilə aldığımız β düsturları ilk baxışdan bir-birindən fərqlənirlər, lakin biz bilirik ki, bunların ikisi də eyni olmalıdır. İndi isə, gəlin isbat edək ki, həm momentlər metodu həm də ən kiçik kvadratlar üsulunun instrumental dəyişən rəqressiyasına tətbiqi əmsallar üçün eyni düsturu verir. Bunun üçün (13)-ə diqqət edək və nəzərə alaq ki, ikinci ifadə 0-a bərabərdir və birinci ifadədə $\gamma_1 = \frac{\text{cov}(X_i, Z_i)}{\text{var}(Z_i)}$ bərabərliyi doğrudur. Bu zaman:

$$E(\hat{\beta}^{IV}) = \frac{\text{cov}(Z_1, \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} = \frac{\beta \text{cov}(Z_1, X_i)}{\gamma_1 \text{var}(Z_1)} = \frac{\beta \text{cov}(X_i, Z_1)}{\frac{\text{cov}(X_i, Z_1) \text{var}(Z_1)}{\text{var}(Z_1)}} = \beta \quad (16)$$

Gördüyümüz kimi, həm ən kiçik kvadratlar üsulu, həm də momentlər metodu β əmsalı üçün eyni cavabları verir. Yəqinə fərq bundan ibarətdir ki, ən kiçik kvadratlar üsulunda 2 rəqressiya həyata keçirilir, momentlər metodunda isə yalnız bir (transformasiya olunmuş) rəqressiya hesablanır. Dolayısı ilə, momentlər metodu daha əlverişli və qısdır. Məsələ bundan ibarətdir ki, bəzi hallarda instrumental dəyişən rəqressiyalarının əmsallarını heç də (16)-da verilən kimi asan həll etmək olmur. Bu məsələ, 1 endogen dəyişən üçün 1-dən çox instrumentin mövcud olduğu hallardır.

Burada qeyd etmiş olduğumuz önəmli məsələ instrumental dəyişənin Fərzəyə 1-də göstərilən uyğunluq şərtidir. Bu şərtə əsasən, X və Z dəyişənlərinin xətti əlaqəsi 0-dan fərqli olmalıdır. (15)-ə diqqət etsək görərik ki, məxrəcdə cov(X_i, Z_i) ifadəsi yer alır. Uyğunluq fərzəyimizin əsasən, instrumental dəyişən rəqressiyasının qurulması üçün sonuncu ifadə sıfırdan fərqli olmalıdır. Əks halda, β əmsalının limiti sonsuzluğa meyil edir. Bundan başqa, qeyd etməliyik ki, xətti əlaqənin 0-dan fərqli olmasından əlavə, bu cür əlaqənin güclü olması instrumental dəyişən rəqressiyaları üçün önəmlidir. Köməkçi rəqressiyada (1-ci mərhələ rəqressiyası) olan güclü xətti əlaqə aldığımız əmsalın variyasiyasını azaldır. Bütün bu deyilənləri matrislər vasitəsilə daha asan və müfəssəl isbat etmək olar. (1)-də qeyd olunan rəqressiya tənliyimizi matris formasında yazaq:

$$Y_{[n \times 1]} = X_{[n \times k]} \beta_{[k \times 1]} + \varepsilon_{[n \times 1]} \quad (17)$$

Bundan sonra, (8)-i də matris formasında yazaq:

$$X_{[n \times 1]} = Z_{[n \times k]} \Gamma_{[k \times 1]} + \eta_{[n \times 1]} \quad (18)$$

Bu zaman β və Γ əmsallar vektoru üçün ən kiçik kvadratlar üsulunun düsturu müvafiq olaraq aşağıdakı kimi olar:

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (19)$$

$$\Gamma = (Z^T Z)^{-1} Z^T X \quad (20)$$

X-in (18) vasitəsilə proqnozlaşdırılan qiymətləri aşağıdakı kimi olar:

$$\bar{X} = ZT = Z(ZT)^{-1}Z^T X = HX \quad (21)$$

(21)-də H matrisi idempotent matrisdir. Bu matris elmi ədəbiyyatda proyeksiya matrisi də adlanır. Mahiyyət etibarilə X dəyişənini H proyeksiya matrisi ilə vurduqda alınan dəyişən X-in Z üzərində proyeksiyasını (X-in Z tərəfindən proqnozlaşdırılan qiymətlərini, yəni \bar{X}) göstərir. Instrumental dəyişənin mahiyyətinə uyğun olaraq proqnozlaşdırılan \bar{X} dəyişənini, yəni (21)-i -də (22)-də verilən düstura yerləşdirək:

$$\beta^{IV} = (\bar{X}^T \bar{X})^{-1} \bar{X}^T Y = \left((Z(ZT)^{-1}Z^T X)^T (Z(ZT)^{-1}Z^T X) \right)^{-1} (Z(ZT)^{-1}Z^T X)^T Y = \\ = (X^T H^T H X)^{-1} X^T H^T Y \quad (22)$$

H matrisinin idempotent olduğunu nəzərə alaraq aşağıdakı nəticəni alarıq:

$$\beta^{IV} = (X^T H X)^{-1} X^T H Y = (X^T Z (ZT)^{-1} Z^T X)^{-1} X^T Z (ZT)^{-1} Z^T Y \quad (23)$$

Burada, $X^T Z$ matrisi simmetrik və kvadratikdir. Bu o hallarda mümkündür ki, endogen dəyişənlər sayı instrumentlərin sayına bərabərdir. Buna elmi ədəbiyyatda təhlilən tam identifikasiya olunmuş ("just identified") halı deyilir. Simmetrik və kvadratiklik xassəsinə nəzərə alarsaq (24)-də aşağıdakı kimi yazı bilərik:

$$\beta^{IV} = (Z^T X)^{-1} (Z^T Z)^{-1} (X^T X)^{-1} (X^T Z) (Z^T Z)^{-1} Z^T Y = (Z^T X)^{-1} Z^T Y \quad (24)$$

Diqqətli fikir versək görərik ki, əslində sonuncu düstur yuxarıda verilən (15) ilə eyniyyət təşkil edir. Sadəcə sonuncu düstur matris formasında yazılmışdır. Matris cəbrindən istifadənin üstün cəhəti odur ki, bu halda ümumiləşdirmə aparmaq və cəbri manipulyasiyalar etmək asandır. İndi isə gəlin, instrumental dəyişən regressiyasından aldığımız əmsalın variyasiyasını təpəq və nəzərə alaq ki, yeganə stoxastik element e - dur:

$$Var(\beta^{IV}) = Var((Z^T X)^{-1} Z^T Y) = E[(Z^T X)^{-1} Z^T e e^T Z (X^T Z)^{-1}] \quad (25)$$

Xətalının homoskedastiklik xassəsinə (Qaus-Markov şərtlərindən irəli gəlir) nəzərə alarsaq sonuncu aşağıdakı kimi sadələşə bilər (Xəta paylarının variyasiya kovariyasiya matrisini Ω ilə, variyasiyasını isə σ^2 ilə işarə edək):

$$Var(\beta^{IV}) = (Z^T X)^{-1} Z^T \Omega Z (X^T Z)^{-1} = \sigma^2 (Z^T X)^{-1} Z^T Z (X^T Z)^{-1} \quad (26)$$

Yuxarıdakı düsturdan gördüyümüz kimi, X və Z dəyişənlərinin xətti əlaqəsi və regressiya əmsalının variyasiyası bir-biri ilə tərs mütənəsibdir. Yəni, X və Z dəyişənləri arasında korrelyasiya nə qədər güclü olarsa instrumental dəyişən regressiya təhlilinin əmsalının variyasiyası da o qədər az olar ki, bu da müsbət bir cəhətdir. Tam tərsinə, əgər X və Z dəyişənləri arasında korrelyasiya 0-a yaxındırsa bu zaman əmsalın variyasiyası sonsuzluğa meyil edir ki, bu da statistik əhəmiyyətsizlik məsələlərinin yoxlanılması mümkünsüzdür. Bununla da, isbat etdik ki, hışıqçılıq də Instrumental dəyişən regressiyalarında instrument dəyişəni üzərində qoyduğumuz hər iki məhdudiyyət (uyğunluq və təcrid şərtləri) önəmlidir.

Yuxarıda qeyd etdiyimiz kimi, endogen dəyişənlərin sayı instrumentlərin sayına bərabər olduğu zaman instrument dəyişən regressiyasının əmsalı (25) vasitəsilə asanlıqla hesablaya bilərik. Bəs I endogen dəyişən üçün I-dən çox instrument olduğu hallarda nə etməliyərik? Bu zaman Instrumental Dəyişən regressiyasının müəyyən modifikasiyasını həyata keçiririk. Bu elmi ədəbiyyatda 2

mərhələli ən kiçik kvadratlar üsulu adlanır ("2 stage least squares"). Təsəvvür edərkən, X və Y dəyişənimiz vardır və onlar arasında 2 tərəfli sababiyot əlaqəsi vardır. Bizzə X dəyişəninin Y dəyişəni üzərində olan təsirini izolyasiya etmək maraqlıdır. Yəni, bizə (17)-də qeyd olunan regressiya təhlilini qurmaq və əmsal hesablamaq maraqlıdır. Bundan əlavə fərz edərkən ki, X dəyişəni üçün K ədəd instrumentimiz vardır. Bu zaman X dəyişəninin Y dəyişəni üzərində təsirini ölçmək üçün hər bir instrumentə aşağıdakı 2 məhdudiyyət şərti qoyulur və bu şərtlərin yerinə yetirilməsi lazım olan əmsalın obyektiv və ya ən azından ardıcıl hesablanması üçün yətarlidir:

- 1) Fərziiyyə 1. $cov(Z_{ij}, \epsilon_i) = 0, \forall j \in 1, 2, 3 \dots K$. Instrumental dəyişənlərin təcrid fərziiyyəsi ("exclusion restriction");
- 2) Fərziiyyə 2. $cov(Z_{ij}, X_i) \neq 0 \forall j \in 1, 2, 3 \dots K$. Instrumental dəyişənlərin uyğunluq şərti ("relevance condition").

Hər bir instrument üçün qeyd olunan iki şərtin ödənilməsi X-in Y üzərində təsirinin obyektiv və ya ən azından ardıcıl ölçülməsi üçün kifayətdir. Bunun üçün ilk öncə köməkçi regressiya təhlili qurulur. Bu təhlildə əsl dəyişən endogen olan X dəyişənindir, izahəçidi dəyişənlər isə X-in yuxarıdakı şərtlərə cavab verən bütün instrumentlərdir. Burada da, müfəssəllik və ümumiləşdirmə üçün matris cəbrindən istifadə edək:

$$X_{[n+1]} = Z_{[n+K]} \Gamma_{[k+1]} + \eta_{[n+1]} \quad (27)$$

Burada, n - müşahidələri sayı, K - isə instrumentlərin sayını ifadə edir. $\eta - nx1$ ölçülü xəta payı vektorudur. $\Gamma - Kx1$ ölçülü əmsallar vektorudur ki, onu ən kiçik kvadratlar üsulu ilə hesablamalıyıq. Z - nxK ölçülü instrument matrisidir, X - isə $nx1$ ölçülü endogen dəyişən vektorudur. Əsas regressiyamız isə (17)-də qeyd olunan kimidir və əmsalları hesablamamız müvafiq olaraq (18) və (19)-də verilənlərlə eyni olduğu üçün təkrarən qeyd etməyi lazım bilmirik. β^{IV} üçün düsturlar da eyni olaraq qalır. Yeganə fərq odandır ibarətdir ki, burada 2-mərhələli üsuldən istifadə etdiyimizi və endogen dəyişənlərin sayının instrumentlərdən az olduğunu göstərmək üçün lazım olan əmsal β^{2SLS} adlandırılacaq. Digər fərq isə odandır ki, β^{2SLS} - in düsturu (25)-də verilən kimi sadələşdirilə bilmir, çünki instrumentlərin sayı endogen dəyişənlərin sayından azdır və bu səbəbdən də, $Z^T X$ matrisi kvadratik deyildir və məhz buna görə də aşağıdakı bərabərsizlik doğrudur:

$$\bar{X}(Z^T X)^{-1} \rightarrow (X^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T X)^{-1} \neq (Z^T X)^{-1} (Z^T Z)^{-1} (X^T Z)^{-1} \quad (28)$$

Bundan əlavə qeyd etmək lazımdır ki, β^{2SLS} əmsalının variyasiyası da daha mürəkkəb forma alacaqdır, lakin, matris cəbri ilə bunu göstərmək kifayət qədər asandır:

$$\beta^{2SLS} = (X^T H X)^{-1} X^T H Y = (X^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T X)^{-1} X^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T Y \rightarrow$$

$$Var(\beta^{2SLS}) = (X^T H X)^{-1} X^T H e e^T H X (X^T H X)^{-1} = \\ = (X^T H X)^{-1} X^T H \Omega H X (X^T H X)^{-1} \quad (29)$$

Burada, xəta paylarının variyasiya-kovariyasiya matrisi Ω ilə işarə edilmişdir. Əgər xəta paylarının homoskedastik olduğunu (Qaus-Markov şərtlərindən biri) fərz etsək, H matrisinin idempotent olduğunu nəzərə alsaq və xətə paylarının variyasiyasını σ^2 ilə işarə etsək düstur daha da asanlaşacaqdır. Yədimizə salmaq ki, H matrisi idempotent matrisdir ($H = Z(Z^T Z)^{-1} Z^T$). Bu matris elmi ədəbiyyatda proyeksiya matrisi də adlanır. Mahiyyət etibarilə X dəyişənini H proyeksiya matrisi ilə vurduqda

alınan dəyişən X -in Z üzərində proyeksiyasını (X -in Z tərəfindən proqnozlaşdırılan qiymətlərini, yəni \bar{X}) göstərir:

$$\text{Var}(\beta^{2SLS}) = (X^T HX)^{-1} X^T H \Omega H X (X^T HX)^{-1} = \sigma^2 (X^T HX)^{-1} = \sigma^2 (X^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T X)^{-1} \quad (30)$$

Təbii ki, instrumental dəyişən regressiyalarının kökündə instrumentalra bağlı irəli sürüldüyümüz fərziyyələrin doğruluğu dayanır. Bu fərziyələrin doğru olmaması instrumental dəyişən regressiyalarından aldığımız əmsallərin etibarlılığını və düzgün statistik nəticəxarmanı şübhə altına alır. Cari hipotez növbəti hissəsində fərziyyələri bağlı hipotez testlərini əhatə edəcəyik.

Instrumental Dəyişən Regressiyalarında Fərziyyələrin Doğruluğunun yoxlanması üçün hipotez testləri

Dəyişənin endogen olub-olmamasının yoxlanması üçün hipotez testləri. Instrumental dəyişən regressiyalarından aldığımız əmsallar öncə göstərilən 2 fərziyyənin doğruluğu şəraitində hesablayıcı üçün optimal olan obyektivlik və ardıcılıq xassələrinə malikdir və bunları yuxarıda müvafiq olaraq göstərmişik. Bundan əlavə qeyd etmişik ki, endogenlik probleminin mövcud olduğu hallarda sadəcə ən kiçik kvadratlar metodunun təbiiqi qeyri-obyektiv və qeyri-ardıcıl əmsallərin meydana çıxmasına səbəb olur (3)-də olduğu kimi). Endogenlik probleminin mövcud olmadığı hallarda instrumental dəyişən regressiyasının qurulması fərziyyələrin təmin olunduğu şəraitdə yəni də obyektiv və ardıcıl əmsallərin alınmasına gətirib çıxarır. O zaman sual olunur ki, niyə həmişə instrumental dəyişən regressiyalarından istifadə etmirik? İlk öncə fərziyyələrə verən instrumentlərin tapılması heç də asan məsələ deyildir. Bundan başqa, müvafiq düsturlarda göstərdiyimiz kimi, instrumental dəyişən regressiyalarından alınan əmsallərin variyasiyalıdır və daha böyük olmasın görsə bilərlik. Müqayisə üçün qeyd edək ki, homoskedastiklik şərti və digər Quass-Markov şərtlərinin təmin olunduğu şəraitdə ən kiçik kvadratlar üsulu ilə alınan əmsallar ən səmərəlidir və bütün digər xətti hesablayıcılar arasında ən kiçik variyasiya malikdir ($\text{var}(\beta) = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$). Qeyd olunanları nəzərə alaraq, ilk öncə instrumentləşdirmək istədiyimiz dəyişənin endogen olub-olmamasının yoxlanılması vacib məsələdir. Bunun üçün 2 test mövcuddur:

- 1) Hausman testi [8];
- 2) Durbin-Vu-Hausman testi [9], [10].

Hausman testinin mahiyyəti iki alternativ hesablayıcının bir-birindən statistik olaraq fərqli olub-olmamasına əsaslanır. Hausman testinin instrumental dəyişən regressiyası kontekstində sifir və alternativ hipotezləri aşağıdakı kimidir:

$$H_0: \beta^{IV} - \beta^{OLS} = 0, \text{ Hər iki hesablayıcı ardıcıldır, lakin } \beta^{IV} \text{ səmərəsizdir};$$

$$H_A: \beta^{IV} - \beta^{OLS} \neq 0, \text{ yalnız } \beta^{IV} \text{ ardıcıldır}.$$

Burada β^{IV} -instrumental dəyişən regressiyasından alınan əmsal vektorüdür, β^{OLS} - isə ən kiçik kvadratlar üsulu ilə alınan əmsal vektorüdür. Vektorlar üzərində hipotez testinin aparılmasının ən sadə üsulu kvadratik formanın variyasiyanın tərsi ilə çəkilməsinin ibarətidir və bilirik ki, müəyyən şərtlər daxilində bu cür test statistiki χ^2 paylanmasına malik olacaqdır;

$$H = (\beta^{IV} - \beta^{OLS})^T [\text{var}(\beta^{IV} - \beta^{OLS})]^{-1} (\beta^{IV} - \beta^{OLS}) \sim \chi_k^2$$

Hausman göstərmişdir ki, xəta payları identik və sərbəst paylanmışdırsa və β^{OLS} ləqətdən də səmərəlidirsə, o zaman:

$$\text{var}(\beta^{IV} - \beta^{OLS}) = \text{var}(\beta^{IV}) + \text{var}(\beta^{OLS}) - 2\text{cov}(\beta^{IV}, \beta^{OLS}) \\ = \text{var}(\beta^{IV}) - \text{var}(\beta^{OLS}) \rightarrow$$

$$H = (\beta^{IV} - \beta^{OLS})^T [\text{var}(\beta^{IV}) - \text{var}(\beta^{OLS})]^{-1} (\beta^{IV} - \beta^{OLS}) \sim \chi_k^2$$

Durbin-Vu-Hausman testinin mahiyyəti endogen olmasından şübhələndiyimiz dəyişənin struktur modeldəki xəta payları ilə əlaqədar olub-olmamasının yoxlanmasıdır. Fərz edək ki, aşağıdakı regressiya tənliyimiz vardır:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_{1t} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Təsəvvür edək ki, yuxarıda X dəyişəninin endogen olması haqqında şübhələrimiz vardır və Z_1 dəyişəni tamamilən ekzogenidir. Bundan başqa, təsəvvür edək ki, X dəyişəni üçün istifadə edə biləcəyimiz Z_2 instrumenti vardır və sonuncu, instrument olmaq üçün bütün lazımı şərtlərə cavab verir. Durbin-Vu-Hausman testi aşağıdakı 2 mərhələnin istifadəsinə əsaslanır:

1) İlk öncə endogen olduğunu etdiyimiz X dəyişəninin (32)-də verilən ekzogen dəyişənə (Z_2) və sonuncuya daxil olmayan digər ekzogen instrumentə qarşı proyeksiyasını (regressiyasını) quraq və bu regressiyadan xəta paylarının proqnoz olunması qiymətlərini ($\hat{\eta}$) alaq:

$$X_t = \theta_0 + \theta_1 Z_{1t} + \theta_2 Z_{2t} + \eta_t \quad (32)$$

2) Bundan sonra, (32)-də verilən regressiya tənliyinə $\hat{\eta}$ dəyişəni daxil edək və onun qarşısındakı əmsalin statistik olaraq sifirə bərabər olub-olmamasını yoxlayaq:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_{1t} + \delta \hat{\eta}_t + \varepsilon_t$$

Yuxarıdakı tənlikdə δ əmsali müəyyən şərtlər daxilində t paylanmasına malik olacaqdır. Əgər qeyd olunan əmsal statistik olaraq sifirə bərabərdirsə o zaman X dəyişəninin əslində endogen olduğunu və beləliklə də, instrumental dəyişən regressiyası sürməyin mənasız olduğu qənaətinə gəlik. Əks halda isə, X dəyişəninin endogen olduğu və Instrumental dəyişən regressiyasının qurulmasının vacibliyi haqda qərar qəbul edirik.

Instrumental dəyişənin uyğunluğu haqda fərziyyənin yoxlanılması üçün hipotez testi. Öncə isbat etdiyimiz kimi, uyğunluq fərziyyəsinin pozulması statistik nəticəxarmanı və hər hansı hipotez testini mümkünüst edir. Bu səbəbdən də cari fərziyyənin yoxlanması üçün hipotez testinin aparılması önəmlidir. (32)-də göstərilən regressiya modelinin doğruluğunu fərz edək. Bu zaman Z_2 dəyişəninin instrument uyğunluq tələblərinə cavab verilməsinin yoxlanılması üçün (33)-də verilən θ_2 əmsalının statistik olaraq sifirdən fərqli olduğunu yoxlamaq kifayətdir. Cari halda t testindən istifadə edilməlidir, çünki bəlli şərtlər daxilində θ_2 hesablayıcı t -paylanmasına malik olacaqdır. Elmi ədəbiyyatda regressiya əmsalı (cari halda θ_2) qismii korrelyasiya əmsalı ("partial correlation coefficient") olaraq da qeyd olunur və bunun mahiyyəti odur ki, sonuncu əmsal X dəyişəninin Z_1 dəyişəni ilə olan əlaqəsinin təcrübə etdikdən sonra X dəyişəninin Z_2 dəyişəni ilə mövcud olan xətti əlaqəsinin göstərici [2, s. 303], [3, s. 49], [4, s. 402], [5, s. 53], [6, s. 68], [7, s. 276]. Qeyd etdiyimiz kimi, bəzən bir endogen dəyişən üçün bir neçə instrument dəyişəni mövcud olur. Bunun daha daqiq nümayişi

üçün fərz edək ki, regressiya modelindəki X dəyişini üçün $Z_1, Z_2, Z_3, Z_4, \dots, Z_k$ instrument dəyişənlərimiz vardır. Bu zaman (33)-də verilən köməkçi regressiya aşağıdakı kimi dəyişəcəkdir:

$$X_i = \theta_0 + \theta_1 Z_{i1} + \theta_2 Z_{i2} + \theta_3 Z_{i3} + \theta_4 Z_{i4} + \dots + \theta_k Z_{ik} + \eta_i \quad (33)$$

Bu zaman k-1 ədəd instrument dəyişəninə uyğunluq şərtlərinə cavab verdiyini yoxlamaq üçün sıfır və alternativ hipotezlərimizi aşağıdakı şəkildə qururuq:

$$H_0: \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \dots = \theta_k = 0$$

H_A : Yuxarıdakı əmsallardan ən azı biri sıfır bərabər deyil.

Diqqət etməli olduğumuz məqam ondan ibarətdir ki, biz θ_1 əmsalının statistik əhəmiyyətini yoxlamadıq, çünki sonuncu əsas regressiya tənliyimiz olan (32)-nin özünə daxil olan ekzogen dəyişənin əmsalıdır və X-in bilavasitə instrumenti deyildir. Bundan başqa, qeyd olunan hipotezin yoxlanması üçün F-testindən istifadə edirik.

Instrumental dəyişənin təcrid xassəsilə bağlı fərzliyin yoxlanması üçün hipotez testi. Əsas regressiyanın (32)-də göstəriləndiyi kimi, köməkçi regressiyanın isə (34)-də göstəriləndiyi kimi olduğunu fərz edərsək, instrument dəyişən(lər)in xəta payı ilə xətti əlaqədə olmaması (təcrid xassəsi) aşağıdakı şəkildə ifadə edilir:

$$\text{cov}(Z_{ik}, \epsilon_i) = 0, \forall k \in 2, 3, 4, 5, \dots, k$$

Dolayısı ilə hər bir instrumentin əsas regressiyadakı xəta payı ilə xətti əlaqəsi sıfır olmalıdır. Endogen dəyişənlərin sayı, instrumentləri sayına tam bərabər olduqda bu fərzliyin yoxlanması mümkün deyildir. Cari fərzliyin yoxlanması yalnız instrument sayının endogen dəyişənlərdən çox olduğu hal üçün keçərlidir. Bu zaman instrumental dəyişən regressiyasının 2 mərhələli ən kiçik kvadratlar üsulu adlandırılır və alınan əmsal β^{2SLS} olaraq işarə edirik. 2 mərhələli regressiyanın isə (34)-də göstəriləndiyi kimi olduğunu fərz edərsək, instrument dəyişən(lər)in xəta payı ilə xətti əlaqədə olmaması (təcrid xassəsi) aşağıdakı şəkildə ifadə olacaqdır:

$$\epsilon_i = \delta_0 + \delta_1 Z_{i1} + \delta_2 Z_{i2} + \dots + \delta_k Z_{ik} + \omega_i$$

Bundan sonra instrumentlərin təcrid fərzliyinin təblərlərinə cavab verib-vermədiyini yoxlamaq üçün aşağıdakı şəkildə hipotezləri formalaşdırırıq:

$$H_0: \delta_2 = \delta_3 = \dots = \delta_k = 0. \text{ (Instrumentlər təcrid xassəsinə cavab verir);}$$

H_A : Əmsallardan ən azı biri sıfır deyildir, yəni ən azı bir instrument təcrid xassəsinə cavab vermir.

Bu cür hipotezin yoxlanması üçün ya F testindən istifadə edirik və yaxud da, determinasiya əmsalından istifadə edərək belə bir statistik qurulu: $n \cdot R^2 \sim \chi^2_{k-j}$. Burada n – müşahidələrin sayı, k parametrlərin sayı, j isə instrument dəyişənlərinin sayıdır.

NƏTİCƏ

Göründüyü kimi, KOS və iqtisadi inkişaf arasında səbəbiyyət əlaqəsinin qiymətləndirilməsi zamanı endogenlik probleminin meydana gəlməsi regressiya nəticəsində alınan əmsalların obyektivlik və ardıcılıq xassələrinə xələf gətirir. Ekonometrik nəzəriyyədə bu cür endogenlik probleminin həll edilməsi üçün instrumental dəyişən regressiyalarından geniş istifadə edilir. Azərbaycan dilində olan ədəbiyyatlarda instrumental dəyişən regressiyasının mexanikası və məqsudən də, bu kontekstdə həyata keçirilməsi olan hipotez testləri haqqında məlumat məhduddur. Bu səbəbdən də cari işin məqsədi həm ekonometrik nəzəriyyə ilə bağlı olan azərbaycandilli ədəbiyyatın zənginləşdirilməsi və həm də, məxsusi olaraq KOS və iqtisadi inkişaf arasında səbəbiyyət əlaqəsinin tapılması məsələsinə instrumental dəyişən regressiyalarının tətbiqinin geniş izahının verilməsidir.

ƏDƏBİYYAT

1. T.Beck, A.Demircuc-Kunt, and R.Levine, "SMEs, Growth, and Poverty," National Bureau of Economic Research, Working Paper 11224, Mar. 2005.
2. J.H.Stock and M. W. Watson, *Introduction to Econometrics*, 3rd edition. Boston: Addison-Wesley, 2010.
3. J.D. Angrist and J.-S.Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, 1 edition. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2009.
4. C.Brooks, *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, 2008.
5. D.Gujarati, *Econometrics by Example*. Palgrave Macmillan, 2014.
6. J.M.Wooldridge, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5 edition. Mason, OH: Cengage Learning, 2012.
7. A.C.Cameron and P.K.Trivedi, *Microeconomics: Methods and Applications*, Unknown edition. Cambridge ; New York: Cambridge University Press, 2005.
8. J.A. Hausman, "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, vol. 46, no. 6, pp. 1251–1271, 1978.
9. J.Durbin, "Errors in Variables," *Rev. Inst. Int. Stat. Rev. Int. Stat. Inst.*, vol. 22, no. 1/3, pp. 23–32, 1954.
10. D.-M.Wu, "Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances," *Econometrica*, vol. 41, no. 4, pp. 733–750, 1973.

**МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ
РАЗВИТИЯ МАЛОГО И СРЕДНЕГО БИЗНЕСА НА ЭКОНОМИЧЕСКОЕ
РАЗВИТИЕ**

Самир Закир оғлу ОРУДЖОВ

Резюме

Появление проблемы эндогенности в процессе оценивания причинной связи между экономическим развитием и малым и средним предпринимательством отрицательно влияет на объективность и последовательность, полученных в результате регрессии коэффициентов. В эконометрической теории для разрешения такого рода проблем эндогенности широко используются регрессии с инструментальными переменными. В научной литературе на азербайджанском языке наблюдается недостаточное количество информации о методах регрессии с инструментальными переменными, а в частности, тестирования гипотез в данном контексте. В связи с этим, основной целью данной работы является обогащение научной литературы на азербайджанском языке в области эконометрики, а также объяснение принципа применения метода регрессии с инструментальными переменными к изучению причинной связи между экономическим развитием и малым и средним предпринимательством.

Ключевые слова: *Малое и среднее предпринимательство, проблемы эндогенности, регрессии с инструментальными переменными, экономическое развитие, подход*

**METHODOLOGICAL BASIS FOR ASSESSING THE IMPACT OF
SMALL AND MEDIUM-SIZED BUSINESSES ON ECONOMIC
DEVELOPMENT**

Samir Zakir ORUCOV

Abstract

While assessing causal relationship between Small and medium enterprises (SME) and economic growth endogeneity problem arises which impairs unbiasedness and consistency characteristics of regression coefficients. Instrumental variables regressions are widely used in econometrics while dealing with such kind of endogeneity issues. There is limited information in Azerbaijani literature about the mechanics of instrumental variables regression, and particularly, about the hypothesis tests that should be conducted in this context. Therefore, the main objective of this paper is to enrich econometric literature in Azerbaijani, and to explain the details of establishing causality between SME and economic growth via instrumental variables regression.

Key words: *Small and Medium Enterprises, endogeneity problem, instrumental variables regression, economic growth, approach*