

#### **4.4. Панел маълумотлари асосида инвестиция омилларининг эконометрик таҳлили ва унинг натижалари**

Амалга оширилган тадқиқот натижалари асосида шу нарса аён бўлдики, инвестицион муҳит жозибadorлигини аниқлаш ва уни ҳисоблаш бўйича бир қанча рейтинг агентликлари, нуфузли халқаро ташкилотлар ҳамда илмий журналлар томонидан турли хилдаги услублар амалиётга кенг татбиқ этилиб келинмоқда. Ушбу параграфда Ўзбекистон шароитида инвестицияларнинг ўзгаришига таъсир кўрсатадиган омиллар, уларнинг вазни ва даражаси бўйича эконометрик таҳлил амалга оширилади.

Юқоридаги параграфларда инвестицион жозибadorликка тегишли бўлган иқтисодий назариялар тадқиқ этилди. Уларга мувофиқ, инвестицион жозибadorликка бир қатор омиллар, хусусан, ЯХМ ҳажми ва унинг ўсиш суръатлари, инфраструктура, аҳоли жон бошига тўғри келадиган даромадлар, иқтисодий фаол аҳоли сони, иқтисодиётнинг саноат, қишлоқ хўжалиги ва хизмат кўрсатиш тармоқлари ҳажми, асосий воситалар қиймати ва бошқаларнинг таъсир этиши изоҳланган эди.

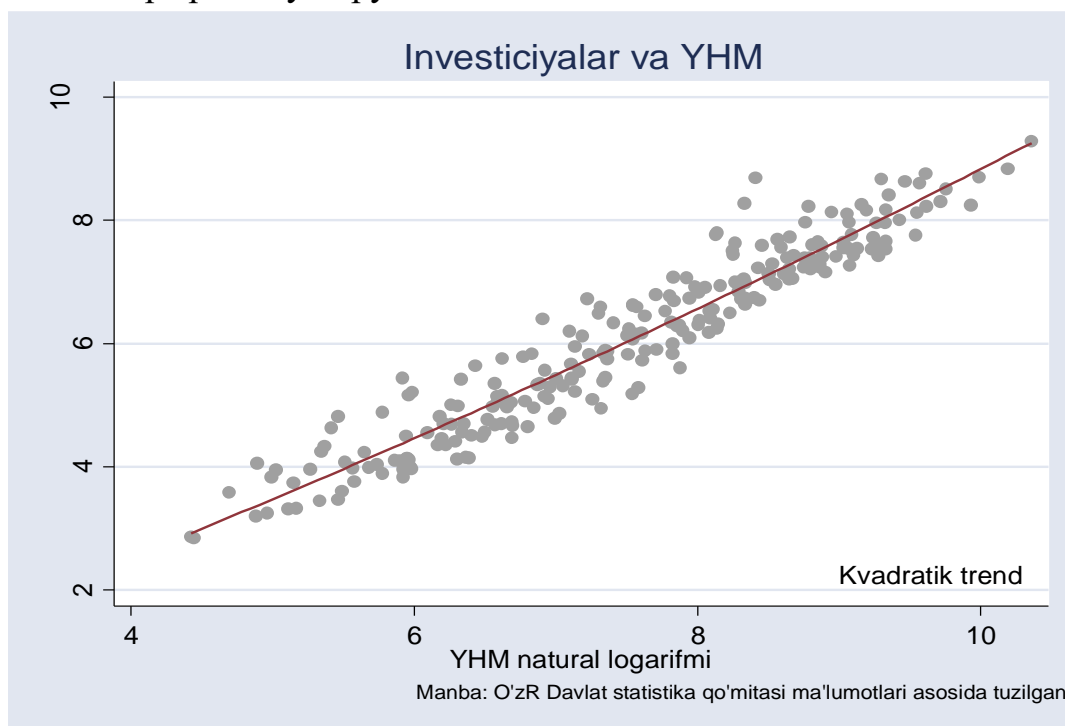
Мавжуд шароитлардан келиб чиқиб, таҳлил учун танланган иқтисодий кўрсаткичлар, яъни инвестицион муҳит жозибadorлиги ва унга таъсир этувчи омиллар бир қатор манбалар, жумладан маҳаллий – Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси, Иқтисодиёт вазирлиги маълумотлари ва хорижий – Жаҳон Банки, Халқаро валюта фонди, БМТ қошидаги халқаро ташкилотларнинг маълумотлар базаларидан фойдаланилди. Тўпланган маълумот тури панел маълумотига тегишли бўлиб, панел бирликлари сифатида Ўзбекистон Республикасининг ҳудудлари (14 та маъмурий ҳудуд) олинган. Ҳар бир ҳудуд кесимида маълумотлар 2000-2016 йиллар бўйича акс эттирилди. Тўпланган панел маълумотларининг дастлабки тасвири қуйидаги жадвалда келтирилган.

##### **4.4.1-жадвал**

region_code: 1, 2, ..., 14	n =		14				
year: 2000, 2001, ..., 2016	T =		17				
Delta(year) = 1 unit							
Span(year) = 17 periods							
(region_code*year uniquely identifies each observation)							
Distribution of T <sub>i</sub> :	min	5%	25%	50%	75%	95%	max
	17	17	17	17	17	17	17

Ушбу жадвалда 14 та маъмурий ҳудуд, яъни панел бирликлари кесимида 2000-2016 йиллар бўйича 17 йиллик маълумот акс этганлигини кўришимиз мумкин. Делтанинг 1 қиймат қабул қилганлиги ҳар бир панел бирлиги бўйича ўзгарувчиларнинг йилма-йил тўпланганлигидан дарак беради.

**Эркисиз ўзгарувчи.** Эркисиз ўзгарувчи сифатида бир қатор ўзгарувчилар, жумладан, асосий капиталга киритилган инвестициялар (кейинги ўринларда “инвестициялар”), инвестицияларнинг ўсиш суръатлари, хорижий инвестициялар ва кредитлар ҳажми, уларнинг инвестициялардаги улуши каби ўзгарувчилар бўйича эконометрик таҳлиллар амалга оширилгани ҳолда, уларнинг ичидан тадқиқот мақсадлари учун асосий капиталга киритилган инвестициялар эркисиз ўзгарувчи этиб танланди.



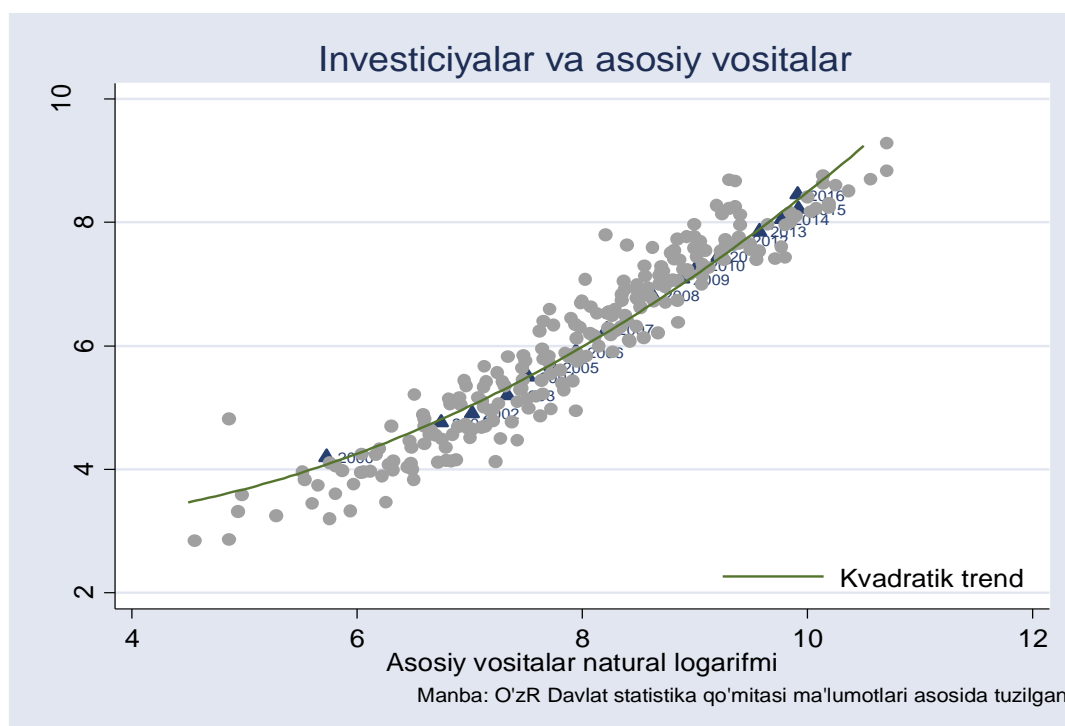
#### 4.4.1-расм. Инвестициялар ва ялпи ҳудудий маҳсулот ўртасидаги боғлиқлик.

Буни интуитив тушунтирадиган бўлсак, муайян ҳудуднинг инвестицион муҳити қанчалик жозибадор бўлса, ушбу ҳудудга инвесторларнинг қизиқиши шунчалик равишда ортиб боради. Албатта, инвестициялар ҳажми нафақат индивидуал инвесторларнинг қизиқиши билан, балки ҳукумат қарорларига ҳам боғлиқдир. Ҳукумат қарорига боғлиқ инвестицияларнинг ҳажми умумий инвестициялардаги улуши<sup>1</sup> ҳамда таъсири унчалик ҳам катта бўлмаганлиги сабабли тадқиқотда инобатга олинмади.

37-иловада келтирилган расмдан кўриш мумкинки, мамлакатнинг барча ҳудудлари бўйича инвестициялар йилдан-йилга ўсиб борган. Ушбу ҳолатнинг юзага келишида бир қанча омиллар ижобий таъсир кўрсатган. Ушбу таъсирни аниқлашда иқтисодиётга йўналтирилган инвестициялар (асосий капиталга (inv)), шунингдек, хорижий инвестициялар ва кредитлар (inv-cre) билан бирга ялпи ҳудудий маҳсулот (grp), жон бошига тўғри келадиган даромад (inc-рс), юридик шахсларда ишловчи олий маълумотли ходимлар сонининг улуши (higher), асосий воситалар (assets), ялпи ҳудудий маҳсулотнинг ўсиши (grpг),

<sup>1</sup> Изоҳ: 2016 йил маълумотларига кўра давлат бюджети маблағлари ҳисобига ажратилган инвестициялар умумий инвестициялар ҳажмининг 4,5% ташкил этган. Банк ахборотномаси. 2017 йил, 2-март, №9.

қишлоқ хўжалиги ҳажми (agri), саноат ҳажми (ind), хизматлар ҳажми (serv) ҳамда инвестицияларнинг ўсиши билан (invg) ялпи ҳудудий маҳсулотнинг ўсиш суръати ўртасида корреляцион боғлиқлик stata дастури асосида ҳисоблаб чиқилди.



**4.4.2-расм. Инвестициялар ва асосий воситалар ўртасидаги боғлиқлик.**

Ҳисоб-китобларнинг кўрсатишича, инвестициялар билан биз танлаган омиллар ўртасида мусбат боғланиш мавжуддир. Яъни ҳудудлар бўйича олинган эркин омиллар (inv-cre, grp, inc-rc, agri, ind, serv) ва инвестициялар ҳажми (эрксиз омил) декарт координаталар системасида акс эттирилганда улар ўртасида тўғридан-тўғри боғлиқлик мавжуд эканлиги намоён бўлди (қаранг: 32-, 33-иловалар). Омиллар ўртасидаги боғлиқлик Ўзбекистон ҳудудлари (жами 14 та маъмурий ҳудуд) бўйича 2000 – 2016 йиллар оралиғида амалга оширилди (4.4.1-,4.4.2-расмлар ва 34-35-36-37-38-иловалар).

**Панел моделлари ва уларнинг асосланиши.** Эконометрик моделлар, физик ёки биологик моделлар сингари, комплекс реалликни абстрактлагани боис, реал маълумотлар асосида текширилганда бир қанча қийинчиликларга дучор бўлади. Улардан эконометрик адабиётларда энг кўп муҳокама қилинган эндогенлик муаммолари ҳисобланади. Гаусс-Марков теоремасига мувофиқ, қўзғалмас баҳолар ичида ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган параметрлар энг кичик стандарт хато ёки дисперсияга эга бўлса-да, унда кўтарилган шартларнинг ҳар бири реал ҳолатларда кўпинча бузилади.

Хусусан, экзоген регрессорлар, яъни  $E(u|X) = E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$  фарази бузилиши натижасида ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган параметрлар ҳақиқийсидан силжиб қолади ва ҳисобланган параметрлардан фойдаланиб қабул қилинган қарорлар нотўғри ва кутилмаган натижаларга олиб келиши мумкин.

Эндогенлик муаммосини келтириб чиқарувчи бир қанча сабаблар бўлса-да, уларнинг ичида энг асосийси бу – регрессия моделидан тушириб қолдирилган ўзгарувчилар ҳисобланади. Ушбу ўзгарувчи омиллар эрксиз ўзгарувчига қанчалик кучли таъсир этса, эндогенлик муаммоси ҳам шунчалик катта бўлади. Албатта, тушириб қолдирилган ўзгарувчиларни регрессия моделига қўшиб қўйиш муаммони ҳал этади, лекин кўпинча тушириб қолдирилган ўзгарувчилар бўйича маълумот мавжуд бўлмайди.

Масалан, ушбу тадқиқот доирасида инвесторларнинг маданияти ва урф-одатлари инвестиция ҳажмига таъсир кўрсатадиган зарурий омилларидан бири бўлса-да, ушбу ўзгарувчи миқдорни ўлчаш мушкул ҳисобланади ва у бўйича ҳеч қандай статистик маълумот йиғилмайди.

Иккинчи мисол сифатида Ўзбекистон ҳудудларида мавжуд бўлган қазилма бойликлар захираси инвесторларга қизиқарли, аммо ушбу соҳа стратегик аҳамиятга эга эканлиги боис, маълумотларга эга бўлиш мушкул ҳисобланади. Шу боисдан, мазкур омиллар инвесторларнинг хатти-ҳаракатига таъсир этса-да, уни тушириб қолдиришдан бошқа илож қолмайди ва шунинг учун ҳам эндогенлик муаммоси сақланиб қолаверади.

Панел маълумотлари, кросс-секцион танланма ва динамик қаторлардан фарқли ўлароқ, кузатилмайдиган хетерогенлик, яъни кузатилмайдиган панел бирликлари орасидаги фарқлар, хусусан, вақтлараро ўзгармасдан, панел бирликлари орасида ўзгарадиган ўзгарувчиларни назорат қилиш орқали эндогенлик муаммоси даражасини камайтириш имконини беради. Ушбу тадқиқотда фойдаланилган эконометрик модел сифатида панел моделларини текшириш, айнан, шу сабабли амалга оширилади.

Панел маълумотлар билан ишлашнинг ўзига хос хусусиятларини эътиборга олиб, тубанда уларнинг айрим ва муҳим жиҳатларига тўхталиб ўтамиз.

Режалаштирилган амаларни ўтказиш учун ишлатиладиган кўрсаткичларни шартли белгилаб олиш талаб этилади.

$y_{it}$  -  $i$ -панел бирлиги учун  $t$  вақтга мос келувчи эрксиз ўзгарувчи қиймати, бунда  $i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ ;

$x_{it}^j$  -  $i$ -панел бирлиги учун  $t$  вақтга мос келувчи  $x^j$  эркин ўзгарувчиси қиймати; бу ерда  $j = 1, \dots, k$ .

Бизнинг моделимизда  $N = 14 > 1$  ва  $T = 17 > 1$  ҳамда  $N < T$  эканлиги боис, кўрилатган панел “узун” панел ҳисобланади. Бунда,  $N$  кузатиладиган панел бирликлари сони,  $T$  кузатиладиган вақтни кўрсатади. Тўпламнинг  $i$ -эрксиз ҳамда эркин ўзгарувчилари учун кузатишларни қуйидагича тасвирлаш мумкин:

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}; \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{i1}^1 & x_{i1}^2 & \dots & x_{i1}^k \\ x_{i2}^1 & x_{i2}^2 & \dots & x_{i2}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT}^1 & x_{iT}^2 & \dots & x_{iT}^k \end{bmatrix}; \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

Бу ерда,  $\varepsilon$  - тасодиқий хатолик. Бунда барча панел бирликларининг йиғма маълумотлари қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_i = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix}; \quad X_i = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix}; \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix}; \quad (4.2)$$

Бу ерда,  $y$  ва  $\varepsilon$   $NT \times 1$  ўлчамдаги вектор,  $X$  эса  $NT \times k$  ўлчамдаги матрица. Бундан келиб чиққан ҳолда, стандарт чизикли модел қуйидагича ёзилиши мумкин:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

Бу моделда  $x_{it}$  таркибида  $k$  та эркин ўзгарувчи мавжуд ва, шу билан бирга, у регрессия модели константаси (яъни ўзгармас ҳад) ни ўз ичига қамраб олмайди.  $z'_i\alpha$  эса панел бирликларининг индивидуал хусусиятлари ёки уларнинг хетерогенлигини акс эттиради. Шу билан бирга,  $z'_i$  таркибига константа ва алоҳида кузатиладиган (масалан, ҳудудларнинг қазилма бойликлари, ер майдонлари ва ҳоказо) ёки кузатилмайдиган (масалан инвесторнинг маданияти ва урф-одатлари, касбий кўникмалари, шахсий дид ва таъблари ва ҳоказо) ўзгарувчиларидан иборат. Ушбу ўзгарувчилар вақт ( $t$ ) га боғлиқ ёки боғлиқ эмас деб ҳам фараз қилиниши мумкин.

**Йиғма ЭКК модели (pooled model).** Агар  $z_i$  панел бирликлари орасида константа бўлса, ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган  $\alpha$  ва  $\beta$  векторлари асосли ва самарали бўлади. Аксарият ҳолларда иқтисодий жараёларда кузатилмайдиган ҳудуд хетерогенлиги мавжуд бўлгани туфайли, регрессия параметрларини ЭКК усули ёрдамида ҳисоблаш асосли бўлмайди.

**Ўзгармас эффектлар модели (fixed effects model).** Агар  $z_i$ ,  $x_{it}$  билан боғлиқ равишда кузатилмайдиган хетерогенликни акс этса, ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган  $\beta$  коэффициентлари нотўғри спецификацияланган модел сифатида асосли ва эффектив бўлмайди. Ўзгармас эффектлар модели қуйидаги кўринишга эга:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

Бу ерда,  $\alpha_i = z'_i\alpha$ .

Юқоридагилардан келиб чиққан ҳолда,  $\alpha_i$  нинг номаълум қийматлари алоҳида панел бирликларининг вақтлараро ўзгармас қийматларини ташкил этгани боис, ўзгармас эффектлар сифатида юритилади.

**Тасодифий эффектлар модели (random effects model).** Агар кузатилмайдиган хусусий жиҳатларни акс этувчи характеристикалар регрессия моделига киритилган эркин ўзгарувчи  $x_{it}$  билан ўзаро боғлиқ бўлмаса, у ҳолда панел модели қуйидаги кўринишда ифодалаш мумкин:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + E(z'_i\alpha) + [z'_i\alpha - E(z'_i\alpha)] + \varepsilon_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (4.5)$$

Бу ерда,  $E(z'_i\alpha)$  – индивидуал панел бирлиги характеристикаси  $z'_i\alpha$  математик кутилишини кўрсатади.

(4.5) тенглама мураккаб хатоли **чизикли регрессион модел** ҳисобланади. Бу модел бўйича ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган параметрлар асосли аммо самарасиз ҳисобланади.

**Йиғма модел** чизикли регрессион модел ҳисобланади ва қуйидагича тасвирланади:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

Бунда,  $\varepsilon_{it}$  тасодифий хатолик мустақил ва текис тақсимланган микдор, яъни  $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ , бўлиб, унинг математик кутилиши  $E(\varepsilon_{it}) = 0$  ва дисперсияси  $V(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$  га тенг. Шу билан бирга,  $\varepsilon_{it}$  хатоликлари панел бирликлари  $i$  ва вақт  $t$  бўйича бир-бири ҳамда  $x_{it}$  нинг қийматлари билан боғлиқ эмас.

Йиғма моделни  $i$  ва  $t$  бўйича барча кузатишларни битта  $N \times T$  ҳажмли танланмага йиғиш орқали ҳосил қилинади. Йиғма модел кузатишларнинг панел хусусиятини ҳисобга олмайди ҳамда панел маълумотларнинг потенциални тўлиқ намоён этмайди.

**Ҳисоблаш стратегияси.** Юқорида тасвирланган панел моделларини ҳисоблаш учун қуйидаги амалларни бажариш талаб этилади.

Биринчидан, эркин ўзгарувчини танлаш. Регрессия моделида эркин ўзгарувчилар назариядан келиб чиққан ҳолда танланди. Шу билан бирга, айрим ўзгарувчиларнинг ўзаро корреляцион боғланганлигини ҳам ҳисобга олиш керак. Икки регрессор ўртасида корреляцион коэффициент юқори бўлган ҳолларда (мультиколлинарлик муаммоси юзага келмаган бўлса-да) юқори корреляция коэффициенти эконометрик моделни ҳисоблашда стандарт хатоларни ошириб юборади. Модел учун ўзгарувчиларни танлашда ўзаро корреляцияси юқори бўлганлар ичидан биттаси танланди. Оддий корреляция коэффициенти вақтлараро ёки панел бирликлари орасидаги корреляцияларни алоҳида инобатга олмаса-да, у кўриладики икки ўзгарувчи ўртасидаги боғланишни ифода қилади.

Иккинчидан, эрксиз ва эркин ўзгарувчилар панел бирликлари ва вақтлараро ўзгаради. Ўзгарувчиларнинг вақтлараро ўзгариши вақтлараро вариация (within variation), ҳудудлар орасидаги дисперсияси эса, панел бирликлар орасидаги вариация (between variation) деб юритилади ва улар қуйидагича ҳисобланади:

Вақтлараро дисперсия:

$$s_{within}^2 = \frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)^2 = \frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x})^2 \quad (4.7)$$

Панел бирликлари орасидаги дисперсия:

$$s_{between}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 \quad (4.8)$$

Умумий дисперсия:

$$s_{overall}^2 = \frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x})^2 \quad (4.9)$$

Математик нуқтаи назардан

$$s_{overall}^2 \approx s_{within}^2 + s_{between}^2 \quad (4.10)$$

Панел моделлари ёрдамида ҳисоблаш учун вақтлараро ва панел бирликлари орасидаги вариацияни ажратиш олиш мақсадга мувофиқ ҳисобланади. Хусусан, ўзгармас эффектлар моделини ҳисоблашда агар вақтлараро вариация панел бирликлари орасидаги вариациядан кичик бўлиши ноэффektiv баҳолашни юзага келтиради.

Учинчидан, базавий модел сифатида йиғма модел ЭКК усули ёрдамида баҳоланади. Панел танланмасини ЭКК усули ёрдамида ҳисоблаш мақбул

бўлмаса-да, панел моделларини ҳисоблашни ЭКК усулидан бошлаш ўринли ҳисобланади.

Бундан ташқари,  $y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it}$  моделини ЭКК усули ёрдамида ҳисоблашда мураккаб хатолик  $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$  қонуниятига бўй сунити гипотезаларни текширишда зарурий шарт сифатида қўрилади. Ушбу фарз панел маълумотларида қониқтирилмайди ва шунинг учун ҳисобланган параметрлар асосли бўлса-да, эффектив бўлмайди. Масалан, панел маълумотларида вақт ўлчами мавжуд бўлгани боис, ушбу хатоликлар вақтлараро корреляцияланган бўлади. Шунинг учун уларни ҳисоблашда ҳудудларга боғлиқ кластерланишни инобатга олишимиз зарур, яъни кластерланишга бардош стандарт хатоликлар ҳисобланиши мақсадга мувофиқ ҳисобланади.

Тўртинчидан, панел маълумотлари асосида ҳисобланадиган бир қанча эмпирик ҳисоблаш усуллари бўлса-да, энг кўп тарқалгани бу ўзгармас эффектлар (OLS) ва тасодифий эффектлар (GLS – Generalized least squares, MLE – Maximum likelihood estimation) дир. Бунда, агар инвестиция ҳажмига таъсир этувчи кузатилмайдиган вақтлараро ўзгармас (инвестор маданияти ва урф-одатлари) ва панель бирликлари орасида ўзгарувчан эффектлар кучли бўлса, ўзгармас эффектлар модели қўлланилиши мақсадга мувофиқ ҳисобланади. Бешинчидан, ўзгармас ва тасодифий эффектлар моделларидан бирини танлашда Хаусман тести<sup>2</sup>дан фойдаланилади. Ушбу тестга мувофиқ,  $\hat{\theta}_1$  баҳо  $\hat{\theta}_2$  баҳога мос эканлиги маълум бўлиб,  $\hat{\theta}_2$  баҳо эффектив эканлиги фарз қилинади. Инвестиция мисолида тасодифий эффектлар ёрдамида ҳисобланган параметрлар  $\hat{\theta}_2$  вазифасини бажариши фарз қилинади. Шунда  $\hat{\theta}_1$  ўзгармас эффектлар модели ёрдамида ҳисобланадиган параметрлар векторини кўрсатади.

$H_0: \hat{\theta}_2$  баҳо  $\theta_2$  ҳақиқий параметрнинг эффектив баҳоси. Агар нолинчи гипотеза рост бўлса, бу икки баҳо ўртасида тизимий фарқ бўлмайди ва тасодифий эффектлар модели регрессия параметрларини ҳисоблаш учун ишлатилади. Агар нолинчи гипотеза рост бўлмаса, ушбу икки баҳо ўртасида тизимий фарқ юзага келади ва қўйилган фарз, яъни тасодифий эффектлар ёрдамида ҳисобланган параметрлар эффективлиги рад этилиб, ўзгармас эффектлар модели ёрдамида ҳисобланган параметрлар асосли (эффектив) ҳисобланади ва шу моделдан фойдаланилади. Хаусман статистикаси  $\chi^2$  тақсимотига бўй сунади ва қуйидагича ҳисобланади:

$$H = (\beta_c - \beta_e)'(V_c - V_e)^{-1}(\beta_c - \beta_e)$$

Бунда,

$\beta_c$  – ўзгармас эффектлар модели ёрдамида ҳисобланган параметрлар (асосли баҳо) нинг коэффициент вектори

$\beta_e$  – тасодифий эффектлар модели ёрдамида ҳисобланган параметрлар (эффектив баҳо) нинг коэффициент вектори

$V_c$  - асосли баҳонинг ковариация матрицаси

---

<sup>2</sup> Hausman, J. A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46: 1251–1271.

$V_e$  - эффектив баҳонинг ковариация матрицаси

Тушириб қолдирилган кузатилмайдиган хетерогенлик ҳисобига ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган  $\beta$  коэффициентлари нотўғри спецификациялангалиги боис, асосли ва эффектив бўлмайди.

Икки регрессор ўртасида корреляцион коэффициент юқори бўлган ҳолларда, мультиколлинарлик муаммоси бўлмасда, юқори корреляция коэффициенти эконометрик моделни ҳисоблашда ушбу регрессорлар стандарт хатоларини ошириб юборади. Модел учун ўзгарувчиларни танлашда ўзаро корреляцияси юқори бўлган ўзгарувчи танланади. Шу боисдан моделда таҳлил этилган 13 та ўзгарувчидан эрксиз ўзгарувчилар сифатида 7 таси танлаб олинди. Танлаб олишимиз учун қуйидаги жадвалда акс этган маълумотларга асосланилди.

#### 4.4.2-жадвал

#### Корреляция матрицаси

Ўзгарувчилар	linv	linc_pc	lhigher	lroads	lassets	lgrp	lind	lagri	lserv	lpop	leco_active	lempl	lwage
linv	1												
linc_pc	0.7434	1											
lhigher	-0.0078	0.0505	1										
lroads	0.4786	0.053	-0.1788	1									
lassets	0.891	0.7369	-0.1393	0.5165	1								
lgrp	0.8751	0.7651	-0.1186	0.4371	0.9294	1							
lind	0.7155	0.629	-0.3888	0.3207	0.8624	0.873	1						
lagri	0.723	0.7347	-0.1153	0.2006	0.7305	0.899	0.6869	1					
lserv	0.8508	0.7808	-0.0546	0.416	0.8857	0.9711	0.7976	0.9253	1				
lpop	0.3506	-0.0257	0.0183	0.5005	0.39	0.5308	0.3669	0.5527	0.5536	1			
leco_active	0.4176	0.0688	-0.1234	0.5149	0.4649	0.6213	0.508	0.614	0.6305	0.9735	1		
lempl	0.4183	0.0704	-0.1301	0.5119	0.4657	0.6238	0.5121	0.6173	0.6327	0.972	0.9999	1	
lwage	0.7951	0.974	0.0603	0.1119	0.8033	0.7933	0.6598	0.727	0.804	0.0195	0.0968	0.098	1

Мазкур жадвалда акс этганидек, асосий воситалар қиймати билан саноат маҳсулотлари ҳажми, хизмат кўрсатиш ҳажми ва ўртача иш ҳақи ўртасида юқори боғлиқлик мавжуд эканлигини инобатга олиб, моделдан саноат, қишлоқ хўжалиги ва хизмат кўрсатиш омиллари чиқриб ташланди. Шунингдек, аҳоли сони билан иш билан бандлар ҳамда иқтисодий фаол аҳоли сони юқори боғлиқликка эга эканлигини кузатган ҳолда, энг юқори боғлиқлик коэффициентини намоён этган иқтисодий фаол аҳоли сони танланди.

#### 4.4.3-жадвал

$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it}$  панел модели параметрларини ҳисоблаш натижалари

Эрксиз ўзгарувчи: <i>linv</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
	Йиғма модел	Кластерланишга бардош йиғма модел	Ўзгармас эффектлар	Тасодифий эффектлар
linc_pc	0.395*** (0.0731)	0.395 (0.244)	0.623*** (0.107)	0.650*** (0.0918)
lhigher	0.425*** (0.141)	0.425 (0.246)	0.0238 (0.187)	0.181 (0.148)
lroads	0.358*** (0.119)	0.358 (0.352)	0.686 (0.991)	0.625* (0.350)
lassets	0.829***	0.829**	0.232*	0.299**



	(0.118)	(0.298)	(0.139)	(0.133)
grpg	0.00633*	0.00633	0.00614**	0.00584**
	(0.00380)	(0.00516)	(0.00298)	(0.00291)
lind	-0.128**	-0.128	0.178*	0.118
	(0.0627)	(0.0791)	(0.102)	(0.0874)
leco_active	0.190**	0.190	0.734	0.225
	(0.0759)	(0.223)	(0.754)	(0.252)
Constant	-7.974***	-7.974***	-11.75	-8.713***
	(0.921)	(2.223)	(7.537)	(2.544)
Кузатишлар сони	195	195	195	195
R-квадрат	0.928	0.928	0.958	
Худудлар сони			13	13

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Йиғма моделлар (1-,2-моделлар) ЭКК усули ёрдамида ҳисобланди. Биринчи йиғма моделда аҳоли жон бошига даромадлар, олий маълумотлиларнинг улуши, инфраструктура, мамлакатимизда мавжуд асосий фондлар қиймати ва иқтисодий фаол аҳоли сони инвестициялар ҳажмига 1% (иқтисодий фаол аҳоли сони учун 5%) статистик муҳимлик даражасида таъсир этмоқда. Ушбу омилларнинг кўрсатаётган таъсири назарияда таъкидланганидек, уларнинг ҳар бири микдорий жиҳатдан ўсиши ва бошқа омиллар ўзгармаган шароитда Ўзбекистон худудларига қилинадиган инвестиция ҳажмини ошишига олиб келмоқда.

### 1. Йиғма модел ва кластерланишга бардош йиғма моделлар

$$\widehat{\ln v}_{it} = -7.974 + 0.395 \cdot \text{linc\_pc} + 0.425 \cdot \text{lhigher} + 0.358 \cdot \text{lroads} + 0.829 \cdot \text{lassets} + 0.00633 \cdot \text{grpg} - 0.128 \cdot \text{lind} + 0.190 \cdot \text{leco\_active}$$

### 2. Ўзгармас эффектлар модели

$$\widehat{\ln v}_{it} = -11.75 + 0.623 \cdot \text{linc\_pc} + 0.0238 \cdot \text{lhigher} + 0.686 \cdot \text{lroads} + 0.232 \cdot \text{lassets} + 0.00614 \cdot \text{grpg} + 0.178 \cdot \text{lind} + 0.734 \cdot \text{leco\_active}$$

Худудларнинг саноат ишлаб чиқариш ҳажми ҳам 1% статистик муҳимлик даражасида эффектив кўринса-да, унинг инвестицияларга таъсири кутилмаган ишорага эга. Инвестиция назариясига кўра иқтисодиётнинг саноат тармоғи ривожланиши кўпроқ худудлар инвестицион муҳит жозибадорлигининг ошишига сабабчи бўлади, ушбу моделда эса бунинг тескараси намоён бўлмоқда, яъни саноат ишлаб чиқариш ҳажми 1% ошганида, инвестициялар ҳажми 0.13% га камаймоқда. Бунинг асосий сабаби сифатида, моделда худудларнинг хетерогенлиги акс этмаганлигидандир. ЭКК усулининг ушбу салбий жиҳати унинг ёрдамида ҳисобланадиган барча параметрлар силжимаганлигига таъсир этади. Ушбу муаммо кейинги ҳисобланган ўзгармас ҳамда тасодифий эффектлар моделларида (эндогенлик масаласи) акс этган.

Ушбу моделда статистик муҳимлик даражаси юқори бўлган эркли ўзгарувчилар мавжуд бўлса-да, ҳисоблаш стратегиясида изоҳланганидек, параметрларнинг ҳисобланган стандарт хатоликлари худудлар

кластерланишини инобатга олмайди ва шу сабабли, ҳисобланган стандарт хатоликлар ҳақиқийсидан силжиб қолиши кутилади. Панел маълумотининг хетероскидастиклик ва вақтлараро корреляция жиҳатларини ҳисобга олиб, иккинчи йиғма модел ҳисобланди.

Бунда, ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган параметр қийматлари ўзгармаган бўлса-да, ҳар бир параметрнинг ҳисобланган стандарт хатоликлари ошган. Бунинг натижасида, ҳисобланган регрессия параметрларига боғлиқ  $H_0: \beta_j = 0$  ва  $H_0: \beta_j \neq 0$  гипотезаларини текширишда Стьюдентнинг тест статистикаси  $t - stat = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)}$  қиймати камайиб, нолинчи гипотезани рад этиш қийинлашади. Фақатгина мамлакатимизда мавжуд асосий фондлар қийматининг инвестицияларга таъсири статистик муҳим даражада сақланиб қолган. Дарҳақиқат, айрим эркли ўзгарувчиларнинг инвестицияларга таъсирининг статистик муҳимлик даражасининг йўқолганлиги ҳудудларда кластерланишнинг инобатга олинмагани туфайлидир.

### 3. Тасодифий эффектлар модели

$$\widehat{lnv}_{it} = -8.713 + 0.650 \cdot linc_{pc} + 0.181 \cdot lhigher + 0.625 \cdot lroads + 0.299 \cdot lassets + 0.00584 \cdot grpg + 0.118 \cdot lind + 0.225 \cdot leco_{active}$$

Ҳисобланган ўзгармас ва тасодифий эффектлар моделлари ёрдамида ҳисобланган параметрлар ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган параметрлардан бироз фарқ қилиши кўриниб турибди. Биринчидан, аксарият эркли ўзгарувчиларнинг ишоралари деярли бир хил.

Бундан ташқари, ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган инвестициялар назариясига мувофиқ кутилмаган ишорага эга параметрлар панел моделларида кутилган параметрга эга. Яъни, ҳудудлар хетерогенлиги инобатга олинishi натижасида ҳисобланган параметрлар асослилигича турибди. Иккинчидан, ўзгармас ҳамда тасодифий эффектлар моделларидаги ҳисобланган параметрлар бир-бирига яқин эластикликларни кўрсатмоқда. Яъни, ЭКК усули ёрдамида ҳисобланган параметрлардан деярли миқдор нуктаи назаридан бир хил узоқликда ҳисоблангани кўриниб турибди. Аҳолининг жон бошига даромадлари 1% ўсганда, бошқа омиллар ўзгармаган шароитда бу ҳудудларга қилинадиган инвестициялар ҳажмининг 0.623% (ўзгармас эффектлар) ва 0.650% (тасодифий эффектлар) ошишига олиб келмоқда.

#### 4.4.4-жадвал

##### Хаусман тести натижалари

	---- (b)	Coefficients (B)	---- (b-B)	sqrt(diag(V_b- V_B)) S.E.
	fixed	random	Difference	
<i>linc_pc</i>	0.6228293	0.6501478	-0.0273185	0.055422
<i>lhigher</i>	0.0237553	0.1811028	-0.1573475	0.1148152
<i>lroads</i>	0.6863717	0.6251157	0.061256	0.9270906
<i>lassets</i>	0.2324024	0.2987003	-0.0662978	0.0419287

<i>grpg</i>	0.0061386	0.0058405	0.0002981	0.0006631
<i>lind</i>	0.1776677	0.1184616	0.0592062	0.0526569
<i>leco_active</i>	0.7343876	0.225257	0.5091307	0.710903

$b =$  consistent under  $H_0$  and  $H_a$ ; obtained from xtreg  
 $B =$  inconsistent under  $H_a$ , efficient under  $H_0$ ; obtained from xtreg

*Test: Ho:* difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
4.65  
Prob>chi2 = 0.7028

Ушбу икки панел моделларидан қайси бири ҳудудларга қилинадиган инвестициялар ҳажмини яхшироқ тушунтириши бир нечта мезон ( $cov(\varepsilon_{it}, x_{jit}) = 0$ , орқали изоҳланади. Буларга, ҳисобланган параметрларнинг индивидуал статистик муҳимлиги, умумий муҳимлик тести (Ф тест,  $\chi^2$  тест) ва ҳоказо) га боғлиқ бўлса-да, расмий Хаусман тестидан фойдаланилди.

Хаусман тести натижаси шуни кўрсатмоқдаки,  $P(\chi^2 - stat > \chi_c^2) = 0.703$  бўлгани туфайли тасодифий эффектлар модели параметрлари бўйича фараз қилинган эффективлик ҳеч қандай стандарт статистик муҳимлик даражасида рад этилмади ва шу боис ҳудудларга қилинадиган инвестициялар ҳажми тасодифий эффектлар модели ёрдамида талқин этилиши мақсадга мувофиқ эканлиги бўйича қарор қабул қилишга асос бўлди.