ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

1. Динамик эконометрик моделларнинг умумий характеристикалари.
2. Авторегрессия модели ва унинг параметрларини баҳолаш.
3. Тақсимланган лагли моделларнинг характеристикаси.
4. Алмон усули.
5. Койк усули.

Динамик эконометрик моделларнинг умумий характеристикалари

Эконометрик таҳлилда натижавий ўзгарувчига бир вақтда ва маълум кечикиш билан таъсир этувчи бир қатор иқтисодий омиллар таъсири тадқиқ қилинади.

Омилар кечикишининг сабаблари бўлиб қуйидагилар ҳисобланади:

- инсонлар хатти-ҳаракатларидаги инертликни ифодаловчи психологик омиллар;
- технологик омиллар;
- институционал омиллар;
- иқтисодий кўрсаткичларни шакллантирувчи механизмлар.

Эконометрик модел динамик дейилади, агар ушбу модел ҳар бир вақт моментида кейинги ўзгарувчиларнинг динамикасини ифодаласа, яъни агар ҳозирги t вақтда моделга кирувчи ўзгарувчиларнинг жорий вақтга ҳамда аввалги вақт моментига тегишли бўлишини ҳисобга олса.

Қуйидаги

$$y_t = f(x_t, y_{t-1})$$

моделлар динамик эконометрик модел бўла олади:

Аммо

$$y_t = f(x_1, x_2, ..., x_n) = f(x_i)$$

кўринишидаги регрессия динамик эконометрик модел бўла олмайди.

Динамик моделлардан вақт давомида ривожланувчи кўрсаткичлар ўртасида боғлиқликларни ўрганишда фойдаланилади. Уларда таъсир этувчи омиллар сифатида ўзгарувчининг жорий қиймати, аввалги вақтлардаги қиймати ҳамда t вақтдаги қийматидан фойдаланилади.

Барча динамик эконометрик моделлар 2 турга бўлинади:

1. Ўтган вақт моментларига (лаг қийматли – кечикиш қийматли) тегишли ўзгарувчилар қийматлари моделга ушбу ўзгарувчининг жорий қийматлари билан киритилган моделлар. Бундай моделларга қуйидагилар киради:

а) Авторегрессия модели. Бу динамик эконометрик модел бўлиб, унда омилли ўзгарувчилар сифатида натижавий ўзгарувчининг лаг қийматлари қатнашади.

Авторегрессия моделига қуйидаги мисол бўлади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t .$$

б)Тақсимланган лагли модел. Бу динамик эконометрик модел бўлиб, у омилли ўзгарувчиларнинг жорий ва лагли қийматларини ўз ичига олади. Тақсимланган лагли моделга қуйидаги мисол бўлади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_{t-1} + \ldots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t ,$$

бу ерда L – қаторлар ўртасидаги вақтли лаг (кечикиш) қиймати.

2) Аниқ t+1 вақт моментида битта омилли белгидан ёки натижавий ўзгарувчининг фараз қилинаётган ёхуд исталган даражасини ифодаловчи ўзгарувчиларни ўз ичига олган моделлар. Ушбу даража номаълум бўлиб, t вақтнинг ўтган моментида мавжуд бўлган ахборот асосида аниқланади. Ўзгарувчиларнинг фараз қилинаётган қийматлари турли усуллар билан

ҳисобланади. Мазкур ўзгарувчиларни ҳисоблаш усулларига қараб қуйидаги моделлар турлари фарқланади:

а)Адаптив кутиш модели. Мазкур моделда омилли ўзгарувчи x^{*}_{t+1}нинг фараз қилинаётган (ёки исталган) қиймати ҳисобга олинади. Умумий кўринишда адаптив кутиш модели қуйидагича ифодаланади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x^{*}_{t+1} + \varepsilon_t$$

Адаптив кутиш моделларига мисол бўлиб, келгуси (t+1) даврда фараз қилинаётган иш ҳақи ва пенсияларга жорий нархларнинг таъсири бўлади

б) Қисман (тўлиқ бўлмаган) корректировкали модел. Ушбу моделда натижавий ўзгарувчи y^{*}_t нинг фараз қилинаётган (ёки исталган) қиймати ҳисобга олинади. Умумий ҳолда қисман (тўлиқ бўлмаган) корректировкали моделни қуйидагича ёзиш мумкин:

$$y^{*}_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

Қисман (тўлиқ бўлмаган) корректировкали моделга мисол қилиб, дивидендлар ҳажми y_t^* ни исталган қийматининг жорий фойда ҳажмининг ҳақиқий қиймати x_t га боғлиқлигини келтириш мумкин. Мазкур қисман (тўлиқ бўлмаган) корректировкали модел **Литнер модели** дейилади.

Динамик эконометрик моделларнинг хусусияти шундаки, улардаги номаълум параметрларни энг кичик квадратлар усули билан баҳолаш турли сабаблар бўйича мумкин эмас.

Авторегрессия моделидаги номаълум параметрларни баҳолаш учун инструментал ўзгарувчилар усулидан фойдаланилади, мазкур усул берилган шароитларда энг оптимал баҳоларни олишга имкон беради.

Тақсимланган лагли моделлар учун лаг структурасига боғлиқ равишда номаълум параметрларни баҳолашда Алмон усули ва Койк усули қўлланилади.

Мазкур усулларнинг моҳияти шундаки, берилган тақсимланган лагли моделни авторегрессия моделига ўзгартиришда инструментал ўзгарувчилар усули ёрдамида баҳоланади.

Авторегрессия модели ва унинг параметрларини баҳолаш

Авторегрессион модел – бу динамик эконометрик модел бўлиб, унда омиллар ўзгарувчилар сифатида натижавий ўзгарувчининг лагли қийматлари иштирок этади. Авторегрессия моделига мисол қилиб қуйидаги моделни

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

келтириш мумкин.

Авторегрессион моделда β_1 коэффициенти x ўзгарувчи ўзининг ўлчамида бир бирликка ўзгариши таъсирида y ўзгарувчининг қисқа муддатли ўзгаришини характерлайди.

Моделдаги δ_1 коэффициенти аввалги (t-1) вақт моментида ўзининг ўзгариши таъсирида y ўзгарувчининг ўзгаришини характерлайди. Регрессия коэффициентлари $\beta_1\delta_1$ нинг кўпайтмаси оралиқ мультипликатор деб аталади. Оралиқ мультипликатор натижавий кўрсаткич y нинг t+1 вақт моментида умумий абсолют ўзгаришини характерлайди.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1\delta_1 + \beta_1\delta_1^2 + \beta_1\delta_1^3 + \ldots$$

кўрсаткич узоқ муддатли мультипликатор дейилади. Узоқ муддатли мультипликатор y натижавий кўрсаткичнинг узоқ муддатли даврда умумий абсолют ўзгаришини характерлайди.

Кўпчилик авторегрессион моделларда барқарорлик шартлари киритилади, яъни $|\delta_1| < 1$. Чексиз лаг (кечикиш) мавжуд бўлганда қуйидаги тенглик бажарилади:

$$\beta = \beta_1(\delta_1 + \delta_1^2 + \delta_1^3 + \ldots) = \frac{\beta_1}{1-\delta_1}.$$

Барча омилли ўзгарувчилар моделдаги тасодифий хатоликка боғлиқ бўлмаган миқдорлар деган шартдан келиб чиққан ҳолда нормал чизиқли регрессия модели тузилади.

Авторегрессион моделлар ҳолида ушбу шарт бузилади, чунки y_{t-1} ўзгарувчи моделдаги тасодифий хато ε_t га қисман боғлиқ бўлади. Авторегрессион моделдаги номаълум параметрларни энг кичик квадратлар усули билан баҳолаш мумкин эмас, чунки бу y_{t-1} ўзгарувчи олдидаги коэффициентнинг қўзғалувчан баҳо олишига олиб келади.

Авторегрессион тенгламанинг параметрларини баҳолаш учун инструментал ўзгарувчилар (ИВ – *инструментал вариаблес*) усулидан фойдаланилади. Унинг моҳияти қуйидагича.

Тенгламанинг ўнг томонида турган ҳамда энг кичик квадратлар усули шартлари бузилган y_{t-1} ўзгарувчи қуйидаги талабларни қондирувчи янги z ўзгарувчи билан алмаштирилади:

1) ушбу ўзгарувчи y_{t-1} ўзгарувчи билан зич боғланиши лозим, яъни

$$\mathrm{cov}(y_{t-1}, z) \neq 0 .$$

2) ушбу ўзгарувчи тасодифий хато ε_t билан боғланмаслиги лозим, яъни

$$\operatorname{cov}(z,\varepsilon)=0.$$

Кейин регрессия модели янги z инструментал ўзгарувчи билан энг кичик квадратлар усули ёрдамида баҳоланади.

Регрессия коэффициенти қуйидагича баҳоланади:

$$\widetilde{\beta}_{IV}=(Z^T Y)^{-1} Z^T Y.$$

Қуйидаги авторегрессия модели учун инструментал ўзгарувчилар усулини қўллашга доир мисолни қараб чиқамиз:

$$y_t=\beta_0+\beta_1 x_t+\delta_1 y_{t-1}+\varepsilon_t.$$

Ушбу моделдаги y_t ўзгарувчи x_t ўзгарувчига боғлиқ, бундан шундай хулоса қилиш мумкинки, y_{t-1} ўзгарувчи x_{t-1} ўзгарувчига боғлиқ экан. Ушбу боғлиқликни оддий жуфт регрессия модели орқали ифодалаймиз:

$$y_{t-1}=k_0+k_1 x_{t-1}+u_t,$$

бу ерда k_0, k_1 - регрессиянинг номаълум коэффициентлари;

u_t - регрессия тенгламасининг тасодифий хатоси.

$k_0 + k_1 x_{t-1}$ ифодани z_{t-1} ўзгарувчи орқали ифодалаймиз. У ҳолда y_{t-1} учун регрессия қуйидагича ёзилади:

$$y_{t-1} = z_{t-1} + u_t \, .$$

Янги z_{t-1} ўзгарувчи инструментал ўзгарувчиларга қўйиладиган хусусиятларни қаноатлантиради: яъни у y_{t-1} ўзгарувчи билан зич боғланган, яъни $\operatorname{cov}(z_{t-1}, y_{t-1}) \neq 0$ ва дастлабки авторегрессион моделдаги тасодифий хатолик ε_t билан боғланмаган, яъни $\operatorname{cov}(\varepsilon_t, z_{t-1}) = 0$.

Авторегрессиянинг дастлабки модели қуйидагича ёзилиши мумкин:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 (k_0 + k_1 x_{t-1} + u_t) + \varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 z_{t-1} + v_t ,$$

бу ерда $v_t = \delta_1 u_t + \varepsilon_t$.

Ўзгартирилган моделдаги номаълум параметрларнинг баҳолари оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида топилади. Улар дастлабки авторегрессион моделдаги номаълум коэффициентларнинг баҳолари ҳисобланади.

Тақсимланган лагли моделларнинг характеристикаси

Тақсимланган лагли модел – бу динамик эконометрик модел бўлиб, ўз ичига омилли ўзгарувчиларнинг жорий ва лагли (кечиккан) қийматларини олади. Тақсимланган лагли моделга мисол бўлиб, қуйидаги ҳисобланади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \ldots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t \, .$$

Тақсимланган лагли моделлар омилли ўзгарувчи x нинг ўзгариши натижавий ўзгарувчи x га таъсирини, яъни t вақт моментида x нинг ўзгариши y ўзгарувчининг қийматига кейинги L вақт моментлари давомида таъсир кўрсатишини аниқлашга имкон беради.

Регрессиянинг β_1 параметри қисқа муддатли мультипликатор деб аталади. У x омилнинг лагли қийматлари таъсирини ҳисобга олмасдан, t вақтнинг конкрет моментида x_t омилнинг ўз ўлчамида бир бирликка ўзгариши натижасида y_t ўзгарувчининг ўртача абсолют ўзгаришини кўрсатади.

Регрессиянинг β_2 параметри t-1 вақт моментида x_t омилнинг ўз ўлчамида бир бирликка ўзгариши натижасида y_t ўзгарувчининг ўртача абсолют ўзгаришини характерлайди.

$(\beta_1+\beta_2)$ параметрлар йиғиндиси оралиқ мультипликатор дейилади. У t+1 вақт моментида x_t ўзгарувчининг y ўзгарувчига умумий таъсирини ифодалайди, яъни x ўзгарувчининг t вақт моментида бир бирликка ўзгариши y ўзгарувчининг t вақт моментида β_1 бирликка ўзгаришига ва t+1 вақт моментида y ўзгарувчининг β_2 бирликка ўзгаришига олиб келишини ифодалайди.

$\beta=\beta_1+\beta_2+...+\beta_L$ параметрлар йиғиндиси узоқ муддатли мультипликатор деб аталади. У t вақт моментида x ўзгарувчининг ўз ўлчамида бир бирликка ўзгариши таъсирида (t+L) вақт моментида y ўзгарувчининг умумий ўзгаришини характерлайди.

Ўртача лаг деб, t вақт моментида x ўзгарувчининг ўзгариши таъсирида y натижавий ўзгарувчининг ўзгариши амалга ошадиган ўртача даврга айтилади:

$$\bar{L} = \sum_{i=0}^{L} i \cdot \frac{\beta_i}{\beta}$$

Агар ўртача лаг қиймати унчалик катта бўлмаса, у ҳолда y натижавий ўзгарувчи x ўзгарувчининг ўзгаришига тез жавоб беради. Агар ўртача лаг қиймати катта бўлса, у ҳолда x омилли ўзгарувчи y натижавий ўзгарувчига секин таъсир қилади.

Медиана лаги – бу шундай вақт оралиғики, бунда x омилнинг ўзгариши бошланиши вақтидан унинг умумий таъсирининг ярими y натижавий ўзгарувчига таъсир кўрсатади.

Тақсимланган лагли моделлардаги номаълум коэффициентларини баҳолаш қуйидаги сабабларга кўра энг кичик квадратлар усулини қўллашга имкон бермайди:

1) нормал чизиқли регрессион моделнинг биринчи шарти бузилади, чунки омилли ўзгарувчининг жорий ва лагли қийматлари бир-бири билан кучли боғланган;

2) L лагнинг катта қийматида регрессия модели тузиладиган кузатувлар сони камаяди ва таъсир этувчи омиллар $(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ...)$ сони ортади, бу эса ўз навбатида моделдаги озодлик даражалари сонининг йўқолишига олиб келади;

3) бундай моделларда қолдиқлар автокорреляцияси муаммоси пайдо бўлади.

Ушбу сабаблар регрессия коэффициентлари баҳоларининг беқарорлигига олиб келади, яъни модел спецификациясини ўзгариши билан унинг параметрлари анча ўзгариб, аниқлик ва самарадорликни йўқотади.

Амалиётда тақсимланган лагли моделлар параметрлари махсус усуллар ёрдамида баҳоланади, хусусан Алмон усули ва Койк усули ёрдамида.

Вақтли лаг структурасини аниқлашдаги асосий қийинчилик – бу β_i параметрлар баҳоларини аниқлаш ҳисобланади.

Алмон усули

Алмон усули ёки Алмон лаглари L лагнинг пировард қиймати ва лагнинг полиномиал структурага эга бўлган тақсимланган лагли моделларни ифодалаш учун фойдаланилади.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \ldots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t \quad (9.1)$$

Лаг структураси лаг миқдоридан келиб чиқиб омилли ўзгарувчилар параметрлари боғлиқлиги графиги ёрдамида аниқланади.

Алмон усулининг моҳияти қуйидагилардан иборат:

1) таъсир этувчи омиллар олдидаги β_i коэффициентларнинг i лаг қийматидан боғлиқлиги қуйидаги полиномиал функцияларда аппроксимацияланади:

а) биринчи даражали $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i$;

б) иккинчи даражали $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i + c_2 \cdot i^2$;

в) учинчи даражали $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i + c_2 \cdot i^2 + c_3 \cdot i^3$;

г) ёки умумий ҳолда P даражали: $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i + c_2 \cdot i^2 + \ldots + c_p \cdot i^p$.

Алмон кўп ҳолларда бевосита β_i коэффициентлардан кўра $c_i, i=\overline{0,P}$ коэффициентларни баҳолаш осон эканлигини исботлади. β_i коэффициентларни баҳолашнинг ушбу усули полиномиал аппроксимация дейилади;

2) (1) моделдаги ҳар бир коэффициентни қуйидагича ифодалаш мумкин:

$$\beta_1 = c_0;$$

$$\beta_2 = c_0 + c_1 + \ldots + c_p;$$

$$\beta_3 = c_0 + 2c_1 + 4c_2 + \ldots + 2^P c_p;$$

$$\beta_4 = c_0 + 3c_1 + 9c_2 + \ldots + 3^P c_p;$$

$$\beta_5 = c_0 + Lc_1 + L^2 c_2 + \ldots + L^P c_p;$$

β_i коэффициентлар учун олинган нисбатларни (8.1) моделга қўямиз

$$\begin{aligned} y_t = \beta_0 + c_0 x_t + (c_0 + c_1 + \ldots + c_p) \cdot x_{t-1} + \\ + (c_0 + 2c_1 + 4c_2 + \ldots + 2^P c_p) \cdot x_{t-2} + \\ + \ldots + (c_0 + Lc_1 + L^2 c_2 + L^P c_p) \cdot x_{t-L} + \varepsilon_t; \end{aligned}$$

3) олинган натижага қўшилувчиларнинг қайта гуруҳлаш усулини қўллаймиз:

$$\begin{aligned} y_t = \beta_0 + c_0 x_t + (x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + \ldots + x_{t-L}) + \\ + c_1 \cdot (x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3} + \ldots + Lx_{t-L}) + \\ + c_2 \cdot (x_{t-1} + 4x_{t-2} + 9x_{t-3} + \ldots + L^2 x_{t-L}) + \ldots + \\ + c_p \cdot (x_{t-1} + 2^p x_{t-2} + 3^p x_{t-3} + \ldots + L^p x_{t-L}) + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

$c_i, i = \overline{0, P}$ коэффициентларидан кейин қавсларда турган йиғиндиларни янги ўзгарувчилар сифатида белгилаймиз:

$$z_0 = x_1 + x_{t-1} + x_{t-2} + \ldots + x_{t-L} = \sum_{i=0}^{L} x_{t-i};$$

$$z_1 = x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3} + \ldots + Lx_{t-L}) = \sum_{i=0}^{L} i \cdot x_{t-i};$$

$$z_2 = x_{t-1} + 4x_{t-2} + 9x_{t-3} + \ldots + L^2 x_{t-L} = \sum_{i=0}^{L} i^2 \cdot x_{t-i};$$

$$z_p = x_{t-1} + 2^p x_{t-2} + 3^p x_{t-3} + \ldots + L^p x_{t-L} = \sum_{i=0}^{L} i^p \cdot x_{t-i}.$$

Янги ўзгарувчиларни ҳисобга олганда модел қуйидаги кўринишга эга:

$$y_t = \beta_0 + c_0 z_0 + c_1 z_1 + \ldots + c_p z_p + \varepsilon_t; \qquad (9.2)$$

4) янги (8.2) моделдаги коэффициентларни оддий энг кичик квадратлар усули билан аниқлаймиз. $c_i, i = \overline{0, P}$ коэффициентларининг олинган баҳолари асосида биринчи қадамда олинган нисбатлардан фойдаланиб, дастлабки (9.1) моделдаги β_i, $\left(i = \overline{1, L}\right)$ параметрлар баҳоларини топамиз.

Алмон усулининг камчиликлари:

1) максимал вақт лаги L қиймати олдиндан аниқ бўлиши керак, лекин бу амалиётда ҳар доим ҳам учрамайди.

L лагнинг қийматини аниқлашнинг битта усулларидан бўлиб, боғланиш зичлиги кўрсаткичини, масалан натижавий ўзгарувчи y ва $x : r(y, x_{t-1}), r(y, x_{t-2})$ ва ҳоказо таъсир этувчи омилнинг лагли қиймати ўртасида чизиқли жуфт корреляция коэффициентларини тузиш ҳисобланади. Агар боғланиш зичлиги кўрсаткичи аҳамиятли бўлса, у ҳолда ушбу ўзгарувчини тақсимланган лагли моделга киритиш керак. Максимал аҳамиятли боғланиш зичлиги кўрсаткичининг тартиби L лагнинг максимал қиймати сифатида қабул қилинади;

2) P полиномнинг тартиби номаълум. Полиномиал функцияни танлашда одатда амалиётда иккинчи даражали полиномдан юқори тартибдагиларидан фойдаланилмайди деган фараздан келиб чиқилади. Полиномнинг танланган даражаси эса лаг структурасидаги экстремумлар сонидан биттага кам бўлиши керак.

3) агар таъсир этувчи омиллар ўртасида зич боғланиш мавжуд бўлса, у ҳолда x дастлабки омилларнинг комбинацияси сифатида аниқланадиган янги ўзгарувчилар $z\left(i=\overline{0,L}\right)$ ҳам ўзаро боғланган бўлади. Регрессиянинг ўзгартирилган (9.2) моделида мультколлинеарлик муаммоси тўлиқ бартараф этилмаган. Шунга қарамасдан z_i янги ўзгарувчилар мультиколлинеарлиги (9.1) дастлабки моделдаги параметрлар β_i, $\left(i=\overline{1,L}\right)$баҳоларидан анча паст бўлади.

Алмон усулининг афзалликлари:

1) ўзгартирилган (9.2) регрессион моделдаги (P=2,3) ўзгарувчиларнинг унча кўп миқдорда бўлмаган ҳолда ва озодлик даражалари сонини кўпроқ йўқотишга олиб келмаслигини ҳисобга олиб, Алмон усули ёрдамида (9.1) кўринишдаги исталган узунликдаги тақсимланган лагли моделни тузиш мумкин, яъни максимал лаг L етарлича катта бўлиши мумкин;

2) Алмон усули универсал бўлиб, ундан турли структурали лагларни характерловчи жараёнларни моделлаштиришда фойдаланиш мумкин.

Койк усули

Койк усулининг (Койк бўйича ўзгартириш) моҳияти қуйидагича. Агар (9.1) регрессия t вақт моменти учун ўринли бўлса, у ҳолда t-1 вақт моменти учун ҳам ўринли бўлади.

$$y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_1 \cdot \lambda \cdot x_{t-2} + \beta_1 \cdot \lambda^2 \cdot x_{t-3} + \beta_1 \cdot \lambda^3 \cdot x_{t-4} + \ldots + \varepsilon_{t-1}.$$

Ушбу тенгламанинг икки томонини λ га кўпайтирамиз ва уларни (9.1) тенгламадан айирамиз:

$$y_t - \lambda \cdot y_{t-1} = \beta_0 \cdot (1-\lambda) + \beta_1 x_t + \varepsilon_t - \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}.$$

ёки

$$y_t = \beta_0 \cdot (1-\lambda) + \beta_1 x_t + \lambda \cdot y_{t-1} + v_t,$$

бу ерда $v_t = \varepsilon_t - \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}$.

Ушбу модел авторегрессия модели ҳисобланади.

Моделнинг олинган шакли унинг қисқа муддатли ва узоқ муддатли хусусиятларини таҳлил қилишга имкон беради.

Қисқа муддатли даврда (жорий даврда) y_{t-1} қиймати ўзгармас деб қаралади, x ўзгарувчининг y ўзгарувчига таъсирини β_1 коэффициенти характерлайди.

Узоқ муддатли даврда (тенгламанинг тасодифий компонентасини ҳисобга олмаганда) агар x_t қандайдир $\bar{x}$ мувозанат қийматга интилса, у ҳолда y_t ва y_{t-1} ўзининг мувозанат қийматига интилади, у эса қуйидагича аниқланади:

$$\bar{y} = \beta_0 \cdot (1-\lambda) + \beta_1 \bar{x} + \lambda \cdot \bar{y},$$

бунда эса қуйидаги келиб чиқади:

$$\bar{y} = \beta_0 + \frac{\beta_1}{1-\lambda} \cdot \bar{x},$$

x ўзгарувчининг y ўзгарувчига узоқ муддатли таъсири қуйидаги коэффициент билан аниқланади, яъни:

$$\frac{\beta_1}{1-\lambda}.$$

Агар параметр $\lambda \in [0;+1]$ бўлса, у ҳолда y β_1 қийматидан ошиб кетади, яъни узоқ муддатли таъсир қисқа муддатли таъсирдан кучлироқ бўлади. Койкнинг ўзгартирувчи модели амалиётда қулай ҳисобланади, чунки β_0, β_1 ва λ параметрларининг баҳоларини жуфт регрессия моделининг энг кичик квадратлар усулида баҳолаш орқали олиш мумкин. Энг кичик квадратлар

усулида олинган ушбу баҳолар қўзғалувчан ва мос келмайдиган бўлади, чунки нормал чизиқли регрессион моделнинг биринчи шарти бузилади (боғлиқ ўзгарувчи y қисман ε_{t-1} га боғлиқ бўлади ва шунинг учун тасодифий хатоларнинг биттаси $(\lambda \cdot \varepsilon_{t-1})$ билан боғланган бўлади).

ЭЪТИБОРИНГИЗ УЧУН РАҲМАТ !