

სამცხე-ჯავახეთის სახელმწიფო უნივერსიტეტი

ბიზნესის ადმინისტრირების ფაკულტეტი

ქეთევან ფიფია

ქართული საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა

წარმოდგენილია დოქტორის აკადემიური ხარისხის
მოსაპოვებლად

სამეცნიერო ხელმძღვანელი
ეკონომიკის მეცნიერებათა დოქტორი
გოჩა თუთბერიძე

ახალციხე
2020

Contents

შესავალი	4
თავი 1. მიგრაცია და უთანასწორობის ინდექსები - წყაროების მიმოხილვა და კვლევის მეთოდოლოგია	15
1.1. მიგრაციის პროცესების შესწავლაში გრავიტაციული მიზიდულობის კანონის გამოყენების მიმოხილვა	15
1.2. გამოყენებული მათემატიკური აპარატის და ეკონომიკური ინდექსების მიმოხილვა	25
1.2.1. უთანასწორობის ორი მხარე	25
1.2.2. ლორენცის წირი	31
1.2.3. ჰუვერის ანუ რობინ ჰუდის ინდექსი	34
1.2.4. ჯინის კოეფიციენტი	35
1.2.5. ტეილის და ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსები	42
1.2.6. პარეტოს განაწილება და მისი გამოყენება	45
1.2.7. ნორმალური და ლოგნორმალური განაწილებები და მათი გამოყენება	51
თავი 2. მიგრაციის მოდელი და საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის რიცხვითი მახასიათებლების - ჯინის, ჯინის განზოგადებული, ჰუვერის, ტეილის და ატკინსონის ინდექსების გამოთვლა საქართველოსთვის და ზოგიერთი სხვა ქვეყნისთვის	53
2.1. დროზე დამოკიდებული მიგრაციის მოდელი და მისი გავლენა საზოგადოების ეკონომიკურ სტრუქტურაზე	53
2.2. Lewer-ის მოდელი და მისი განზოგადება	60
2.3. უთანაბრობის ინდექსები და მათი აქსიომატიკა	72
2.4. ლორენცის წირი; ჯინის, განზოგადებული ჯინის და ჰუვერის ინდექსების გამოთვლის მეთოდოლოგია	76
2.4.1. ჰუვერის ინდექსი	78
2.4.2. ჯინის ინდექსი	84
2.4.3. ჯინის განზოგადებული ინდექსი	94
2.5. ტეილის და ატკინსონის ინდექსების გამოთვლა საქართველოსთვის და ზოგიერთი სხვა ქვეყნისთვის	96

2.5.1. ტეილის ინდექსი.....	96
2.5.2. ატკინსონის ინდექსი.....	99
თავი 3. საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა. პარეტოს და ლოგნორმალური განაწილებები.....	104
3.1. მდიდართა ფენაში ქონების განაწილების მოდელის აგება პარეტოს განაწილების საშუალებით.....	105
3.2. საქართველოს მოსახლეობის დეკლარირებული შემოსავლების განაწილების ფუნქციის, როგორც ლოგნორმალური განაწილების კერძო შემთხვევის, აგება და მისი შედარება ნორმალურ განაწილებასთან.	116
3.3. საქართველოში შინამეურნეობების შემოსავლების განაწილების ფუნქციის, როგორც ლოგნორმალური, ნორმალური და პარეტოს განაწილების კერძო შემთხვევის, აგება.....	127
დასკვნა.....	137
ლიტერატურა:.....	148
დანართები	160
დანართი 1. მშპ-ს განაწილება - მსოფლიო ბანკი.....	160
დანართი 2. დიასპორის სამინისტრო.....	164
დანართი 3. საქსტატი.....	167

შესავალი

საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის კვლევა, საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ოპტიმალური ვარიანტების ანალიზი, ოპტიმალურ ვარიანტებთან დაახლოების გზების ძიება, უდაოდ მიეკუთვნებიან ეკონომიკის მნიშვნელოვან პრობლემათა რიცხვს. სადისერტაციო ნაშრომი ეხება საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ანალიზს, რომელშიც გამოყენებული მათემატიკური მოდელებების მეთოდებიდან ზოგიერთი იყენებს ფიზიკურ ინტუიციას (ეკონომიკის მათემატიკური მოდელების აგების ასეთი ხერხი, როგორც ცნობილია, ეკონომიკაში ატარებს ეკონოფიზიკის სახელწოდებას).

უპირველეს ყოვლისა, გავამახვილოთ ყურადღება სადისერტაციო ნაშრომის სათაურზე.

საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ცნება არაერთმნიშვნელოვანი ცნებაა, რომლის ქვეშ სხვადასხვა შინაარსი შეიძლება იგულისხმებოდეს.

საზოგადოდ, **სტრუქტურა, როგორც ფილოსოფიური კატეგორია**, არის მთლიანი სისტემის, ქვესისტემებისა და ელემენტების შინაგანი სტაბილური კავშირების ანუ კანონების კომპლექსი, რომლებიც განსაზღვრავენ ამ სისტემის განვითარებასა და ფუნქციონირებას. ამ აზრით **საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა** არის ამ საზოგადოების, როგორც მთლიანი სისტემის, ქვესისტემებისა და ელემენტების შინაგანი სტაბილური კავშირების ანუ კანონების კომპლექსი, რომლებიც განსაზღვრავენ ამ **საზოგადოების** განვითარებასა და ფუნქციონირებას.

რადგან ეკონომიკური სისტემის ძირითადი ქვესისტემებია საწარმოო ძალები, ტექნიკურ-ეკონომიკური, ორგანიზაციული და საწარმოო მიმართებანი (ანუ საკუთრების მიმართებანი), ამიტომ საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ანალიზი ამ აზრით გულისხმობს ამ ქვესისტემების ურთიერთდამოკიდებულების განსაზღვრას. როგორც ვიცით, საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის თეორიები განსხვავდებიან იმის მიხედვით, თუ რომელი ფილოსოფიური მიმდინარეობის ან ეკონომიკური თეორიის

თვალსაზრისით ხდება მათი შესწავლა; ჩვენს დისერტაციაში საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ცნებას ამ თვალსაზრისით არ განვიხილავთ.

ჩვენ საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურას განვიხილავთ ვიწრო აზრით, როგორც საზოგადოების ელემენტების (ინდივიდების, შინამეურნეობების და სხვა) განაწილებას შემოსავლების მიხედვით დროის ერთეულში. საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა შეიძლება დავახასიათოთ როგორც საზოგადოების წევრების განაწილება დაგროვების მიხედვით, მათ შორის, დამატებითი შეზღუდვებით, მაგალითად, ლიკვიდურობის მიხედვით (მხედველობაში მიიღება მხოლოდ ფულადი დანაზოგები და ფასიანი ქაღალდები და არ მიიღება მხედველობაში უძრავი ქონება), შემოსავლების ხასიათის მიხედვით (ხელფასი, დივიდენდები, რენტა), საზოგადოების წევრების ასაკის მიხედვით, განათლების მიხედვით და სხვა შესაძლო ნიშნების მიხედვით.

საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურისათვის, რომელსაც ჩვენ განვიხილავთ ჩვენს კვლევაში, დამახასიათებელია ის, რომ მის ელემენტებსა და ქვესისტემებს შორის დადგენილი კავშირები ანუ კანონები არ გამოირჩევიან სტაბილურობით (მიუხედავად მნიშვნელოვანი კანონზომიერებების არსებობისა), შედარებით ადვილად იცვლებიან, და რაც მთავარია, ნაკლებად განსაზღვრავენ საზოგადოების შემდგომ განვითარებასა და ფუნქციონირებას.

თუმცა საზოგადოების ელემენტების (ინდივიდების, შინამეურნეობების და სხვა) განაწილების შესწავლას შემოსავლების მიხედვით დროის ერთეულში აქვს დადებითი მხარეებიც - ის უფრო ადვილად „ემორჩილება“ „მათემატიზაციას“, შესაძლებლობას იძლევა გამოვიყენოთ მათემატიკური მოდელების აგების დროს ბუნებისმცნიერების სხვა დარგების - ფიზიკის, ქიმიის და ა.შ. მოდელები.

კვლევის აქტუალობა. საქართველოში დამოუკიდებლობის აღდგენის შემდეგ მიმდინარე პროცესების - ქვეყნის გადატაკების, მოსახლეობის დემორალიზაციის, ტერიტორიული დანაკარგების შედეგად გაიზარდა მოსახლეობის მიგრაცია, გაიზარდა

მოსახლეობის ეკონომიკური უთანაბრობა, შეიცვალა ქართული საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა. ამიტომ **აქტუალური** გახდა და დღესაც არ დაუკარგავს მნიშვნელობა ქვეყანაში ზემოთნახსენები პროცესების რაოდენობრივ შეფასებას, რაც უნდა გამოიხატებოდეს მიგრაციის მათემატიკური მოდელების აგებაში, უთანასწორობის ინდექსების გამოთვლაში და საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის მათემატიკური მოდელის აგებაში, რაც წარმოადგენს სწორედ დისერტაციის მიზანს (იხ. ქვემოთ) და განსაზღვრავს მის შინაარსს.

კვლევის ობიექტი და საგანი. კვლევის ობიექტია ქართული საზოგადოება, ხოლო კვლევის საგანია მიგრაცია ქართული საზოგადოებიდან, ეკონომიკური უთანაბრობა ქართულ საზოგადოებაში და ქართული საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის მათემატიკური მოდელის აგება.

კვლევის მიზნები. დისერტაციაში კვლევის დასახული მიზნებია:

- შეირჩეს ქვეყნებიდან მიგრაციის ამსახველი მათემატიკური მოდელებიდან ისეთი მოდელები, რომლებიც ადექვატურად ასახავენ ცნობილი სოციალურ-პოლიტიკური მოვლენების შედეგად საქართველოდან შედარებით უკეთ განვითარებულ ქვეყნებში მიგრაციის კატასტროფულ ზრდას; სავარაუდებელია, რომ ასეთი მოდელები შეიძლება დამყარებული იყოს რომელიმე ბუნებისმცნიერების (მაგალითად, ფიზიკის) შესატყვის ინტუიციაზე. მოსალოდნელია, რომ ამ მოდელების პარამეტრები მოგვცემენ საშუალებას, რომ დაისახოს მეთოდები მიგრაციის შესამცირებლად. საჭიროების შემთხვევაში აიგოს მიგრაციის ახალი მოდელი.

- მოსახლეობაში სიკეთის განაწილების უთანაბრობის (რომელიც შეიძლება ჩაითვალოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ერთ-ერთ მაჩვენებლად) შესასწავლად გამოთვლილ იქნას ეკონომიკური უთანაბრობის არსებული ინდექსებიდან ისინი, რომლებიც, ჯინის ინდექსთან ერთად, ეკონომიკური უთანაბრობის უფრო სრულყოფილ სურათს იძლევიან იმის გამო, რომ სხვა ინდექსები უთანაბრობას აფასებენ განსხვავებული თვალსაზრისით.

- უთანაბრობის ინდექსები გარკვეულ, თუმცა არასრულყოფილ წარმოდგენას იძლევიან საზოგადოების ეკონომიკურ სტრუქტურაზე; ამიტომ სასურველია მოსახლეობის განაწილება სიკეთეების მოხმარების მიხედვით (ან პირიქით) გამოისახოს ფუნქციონალურად, ანუ გარკვეული ფუნქციის ან ფუნქციების საშუალებით. დისერტაციის ერთ-ერთი მთავარი მიზანია ასეთი ფუნქციების მოძებნა და ადაპტაცია საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის აღსაწერად.

თემის შესწავლის მდგომარეობა. შევნიშნოთ, რომ მსგავსი კვლევა საქართველოსთვის ჯერ არ ჩატარებულა, არც მიგრაციის მათემატიკური მოდელის აგების და არც უთანაბრობის ინდექსების გამოთვლის თვალსაზრისით (თუ არ ჩავთვლით ჯინის ინდექსის გამოთვლას საქართველოსთვის საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურისა და ზოგიერთი საერთაშორისო ორგანიზაციის მიერ - მაგალითად, მსოფლიო ბანკი, საერთაშორისო სავალუტო ფონდი, ამერიკის შეერთებული შტატების ცენტრალური სადაზვერვო სამმართველოს მიერ). ასევე, ჯერ არ ყოფილა მცდელობა, საქართველოსთვის აგებულიყო მოსახლეობის სიკეთეების მოხმარების მიხედვით (ან პირიქით) განაწილების ფუნქციონალური მოდელი, რომელიც ითვლება საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის მოდელად.

კვლევის თეორიული და მეთოდოლოგიური საფუძვლები. დისერტაცია ეყრდნობა ერთის მხრივ, ეკონომიკაში ტრადიციულად გამოყენებად მათემატიკურ მეთოდებს, როგორებიცაა მრავალი ცვლადის წრფივი რეგრესია, ფიქტიური პარამეტრების შემოტანა, სტატისტიკური მონაცემების ანალიზი, და მეორეს მხრივ - ეკონომიკის შედარებით ახალ მიმართულებას - ეკონოფიზიკის მეთოდოლოგიის გამოყენებას, რაც გულისხმობს ეკონომიკური პროცესების, მოვლენების პროტოტიპებად ფიზიკური მოდელების მოძიებას და ამ ფიზიკური პროტოტიპების საფუძველზე განსახილველი ეკონომიკური პროცესის, მოვლენის, მათემატიკური მოდელის აგებას. როგორც ცნობილია, მოდელების აგებისადმი ასეთი მიდგომის შედეგია ისეთი მიმართულებების წარმოქმნა, როგორიცაა ეკონოფიზიკა (კოკშოტ..., 2005), (ხარიტონოვი..., 2007), სოციოფიზიკა (ჩაკრაბატი..., 2006)

და სხვა. ამ მიმართულებებში ეკონომიკური, სოციოლოგიური და სხვა პროცესების მოდელების აღწერისას იყენებენ, მაგალითად, ფაზურ გადასვლებს - ეკონომიკისა და დემოგრაფიის სხვადასხვა ამოცანაში (სლოვოხოტოვი, 2010); კვანტურ მექანიკას - ეკონომიკის ამოცანებში (ხარიტონოვი..., 2007), (ლამბერტინი, 2000), (საინტერესოა ლამბერტინის სტატიის სათაური - „კვანტური მექანიკა და მათემატიკური ეკონომიკა იზომორფულია.“ („იზომორფიზმი“ მათემატიკაში ნიშნავს იზომორფული ობიექტების ფაქტიურ იგივობას მოცემულ თეორიაში); დამუხტული სხეულების მიზიდულობის კულონის კანონს მიგრაციის კვლევაში (გეორგიუ..., 2015), (ფიფია, 2015), სხეულების მიზიდულობის ნიუტონის კანონს (გრავიტაციის კანონს) ვაჭრობის და მიგრაციის მოდელების აგებაში (ლევერი..., 2008), (პასი..., 2008), (ლეიტაო, 2010), (ანდერსონი, 1979) და სხვა.

დისერტაციაში მიგრაციის ეკონომიკური მოდელის ასაგებად არჩეულია ნიუტონის გრავიტაციის კანონი; ასეთივე წარმატებით შეიძლება გამოყენებულიყო ელექტროსტატიკური მიზიდულობის, ანუ კულონის, კანონი (გეორგიუ..., 2015), (ფიფია, 2015), (თუთბერიძე..., 2016 1). სოციალურ მეცნიერებებში მისი გამოყენების გამართლების თეორიული დასაბუთება შეიძლება ვიხილოთ (ანდერსონი, 1979)-ში. გრავიტაციის კანონი ვაჭრობის მოდელების ასაგებად უფრო ადრე გამოიყენებოდა, ვიდრე მიგრაციის მოდელების ასაგებად. მეტიც, მიგრაციის გრავიტაციული მოდელების აგებისას, როგორც წესი, პროტოტიპად ვაჭრობის გრავიტაციულ მოდელს იყენებენ (ლევერი..., 2008). უფრო ზუსტად რომ ვთქვათ, ვაჭრობის და მიგრაციის გრავიტაციული მოდელების აგებისას გამოიყენება ე.წ. გრავიტაციის გაფართოებული მოდელი, რომელსაც თეორიული საფუძველი ანდერსონმა (ანდერსონი, 1979) ჩაუყარა.

კვლევის მეთოდოლოგია მოიცავს საჭირო მონაცემების შეგროვებას (ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი სირთულე იყო ის, რომ სტატისტიკური აღრიცხვის წყვეტის გამო მონაცემთა შეგროვებაში დიდი წილი დაეთმო ამ მონაცემების დადგენის არაპირდაპირ,

ირიბ მეთოდებს); სხვადასხვა პროგრამული პროდუქტის, ძირითადად, Microsoft Excel-ის გამოყენებას დადგენილი მონაცემების საფუძველზე ზემოთაღნიშნული ინდექსების გამოთვლისათვის, და ინდექსების გამოთვლისას მიღებული შედეგების, როგორც ეკონომიკური მოდელების, გამოყენებას საქართველოს მოსახლეობის ეკონომიკური სტრუქტურის ანალიზისათვის.

მეცნიერული სიახლე

დისერტაციაში მიღებული სიახლეებია:

- მიგრაციის ახალი მოდელების აგება და მათი საშუალებით საქართველოდან რიგ ქვეყნებში მიგრაციის რაოდენობის გამოთვლა;
- საქართველოსა და რიგი ქვეყნებისთვის უთანასწორობის ინდექსების (განზოგადებული ჯინის, ჰუვერის, ატკინსონის პირველი და მეორე, ტეილის პირველი და მეორე) გამოთვლა;
- ქართული საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის მათემატიკური მოდელის აგება, კერძოდ, მოსახლეობის შემოსავლების მიხედვით განაწილების ფუნქციის პოვნა.

მიგრაციის მოდელის აგებისას ჩვენი თეორიული სიახლეებია (გეორგიუ..., 2015) მოდელში გაუსის შეცდომის ფუნქციის (ანუ სტანდარტული ნორმალური განაწილების ფუნქციის) საშუალებით ახალი პარამეტრის - მიგრაციაში მონაწილე ქვეყნების მშპ-ების შეფარდების შემოტანა, რომლის მნიშვნელობა იმაში მდგომარეობს, რომ თუ იგი გარკვეულ სიდიდეს გადააჭარბებს, მაშინ მიგრაცია წყდება; მიგრაციის განხილვისას ასევე მნიშვნელოვანია (ლევერი..., 2008)-ის მოდელში ჩვენს მიერ ახალი ფიქტიური პარამეტრის - რელიგიის შემოტანა. ლევერის ჩვენს მიერ სახეცვლილი მოდელის საშუალებით (ვუწოდოთ ლევერის განზოგადებული მოდელი), გამოთვლილია საქართველოდან მიგრაციის ნაკადების რაოდენობა, რაც რელევანტურია არსებულ არაოფიციალურ მონაცემებთან (რომლებიც უფრო ზუსტია - იხ. პარაგრაფი 2.2.1).

იმ დროს, როდესაც ჩვენ მიგრაციას და საზოგადოების ეკონომიკურ სტრუქტურას ვსწავლობთ მარტო საქართველოსთვის, უთანასწორობის ზემოთმოხსენებული ინდექსები (განზოგადებული ჯინის, ჰუვერის, ატკინსონის პირველი და მეორე, ტეილის პირველი და მეორე) გამოთვლილია რიგი სხვა ქვეყნებისთვისაც, თანაც მოსალოდნელია, რომ ეს ინდექსები პირველად გამოთვლილია არა მარტო საქართველოსთვის. აგრეთვე, რადგან ლიტერატურაში ვერ მოვიძიეთ, თუმცა, ცხადია, რომ ეს ცნობილია, მოგვყავს დამტკიცება იმისა, რომ ჯინის და ჰუვერის უთანაბრობის ინდექსების სხვადასხვა გავრცელებული ფორმულა ერთიდაიგივე შედეგს იძლევა, რაც, რა თქმა უნდა, ასეც უნდა ყოფილიყო.

მოსახლეობის შემოსავლების მიხედვით განაწილების ფუნქციის კვლევისას ჩვენ ვამოწმებთ იმ ჰიპოთეზას (ჩერნავსკი..., 2002), (კოლმაკოვი, 2016), რომ ეს ფუნქცია არ გამოისახება ერთდროულად რომელიმე ცნობილი ელემენტარული ფუნქციის საშუალებით, არამედ არის ორი ფუნქციის - ლოგნორმალური ფუნქციისა და პარეტოს განაწილების ერთობლიობა; დასაბუთებულია, რომ ინდივიდუუმების, შინამეურნეობების და სხვათა განაწილება მთლიანი შიდა პროდუქტის (მშპ), დეკლარირებული შემოსავლების, ფულადი შემოსავლების და ა.შ. მიხედვით საქართველოს მოსახლეობის ღარიბ და საშუალო ფენაში არის ლოგნორმალური, ხოლო მდიდართა ფენაში ემორჩილება პარეტოს განაწილებას. ღარიბი ფენის ხარისხობრივი განმარტება ეფუძნება ევროკომისიის შესაბამის დოკუმენტებს (ევროკომისია, 2014), უფრო ვრცლად იხილეთ პარაგაფი 2.2.3, ასევე „საშუალო კლასი საქართველოში“ (კაკულია, 2018).

ნაშრომის თეორიული და პრაქტიკული მნიშვნელობა.

დისერტაციაში განხილული მიგრაციის რაოდენობის მოდელების, უთანაბრობის ინდექსების და საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ფუნქციონალური მოდელების მნიშვნელობა არ შემოიფარგლება საქართველოთი, რადგან გამოთვლების

ჩვენს მიერ დამუშავებული მეთოდები და ჩვენს მიერ აგებული ახალი მოდელები შეიძლება გამოყენებულ იქნას სხვა ქვეყნებისთვისაც (რაც გაკეთებულია, კერძოდ, უთანაბრობის ინდექსების გამოთვლისას); ამდენად, დისერტაციაში მიღებულ შედეგებს აქვთ უდაოდ **თეორიული მნიშვნელობა**.

რაც შეეხება **პრაქტიკულ მნიშვნელობას**, დისერტაციაში სტატისტიკურ მონაცემთა ბაზაზე ჩატარებული გამოთვლების შედეგები, რაც არის სიახლე, რადგან როგორც შემდეგშიც ვიტყვით, საქართველოსთვის იგი არ ჩატარებულა (მოსახლეობის მიგრაციის ინდექსის, ჯინის, ჯინის განზოგადებული, ჰუვერის, ტეილის პირველი და მეორე, ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსები), ხელისუფლების შესაბამისი ორგანოებისთვის შეიძლება იყოს ორიენტირი მოსახლეობაში მკვეთრი უთანაბრობის აღმოფხვრის მიმართულებით. ამასთან დაკავშირებით შეიძლება აღინიშნოს, რომ 2015 წელს ნობელის პრემია მიენიჭა ანგუს დეიტონს (1945) (დეიტონი..., 1980), ბრიტანულ-ამერიკელ ეკონომისტს, პრინსტონის უნივერსიტეტის პროფესორს „მოხმარების, სიღატაკისა და კეთილდღეობის ანალიზისთვის“. მისი აზრით, ქონების არათანაბარი განაწილება შეიძლება გახდეს მსოფლიო კრიზისების მიზეზი (და ცხადია, რეგიონალური კრიზისების მიზეზიც).

სადისერტაციო ნაშრომი შეიძლება გამოყენებულ იქნეს უმაღლეს სასწავლებლებში სალექციო კურსების ჩასატარებლად.

დისერტაციის ფარგლებში გამომუშავებული მეთოდოლოგია შეიძლება გამოყენებული იყოს სხვა ქვეყნებისთვის, უპირველესად, მეზობელი ქვეყნებისათვის, რაც მნიშვნელოვანია ჩვენს მიერ პირველად მიღებული შედეგების საერთაშორისო გამოყენებისათვის და თანამშრომლობისათვის.

სადისერტაციო ნაშრომში დასმული ამოცანები ექვემდებარებიან შემდგომ დამუშავებას და ისინი შეიძლება გახდეს ახალი სამეცნიერო სტატიების წყარო.

ნაშრომის აპრობაცია.

კვლევის შედეგები, რომლებიც სიახლეს წარმოადგენენ, აპრობირებულია მოხსენებებში შემდეგ კონფერენციებზე:

1. 2015 წელს, 10-11 ივლისს თსუ პაატა გუგუშვილის სახელობის ეკონომიკის ინსტიტუტის აკადემიკოს პაატა გუგუშვილის დაბადებიდან 110-ე წლისთავისადმი მიძღვნილ საერთაშორისო სამეცნიერო-პრაქტიკულ კონფერენციაზე „ეროვნული ეკონომიკის მდგრადი განვითარების აქტუალური პრობლემები“. საკონფერენციო მოხსენების თემა: „მოსახლეობის მიგრაციის ელექტროსტატიკური მოდელების შესახებ“.

2. 2016 წლის 19 ივლისს ევროპის უნივერსიტეტის მიერ ორგანიზებულ #1 საერთაშორისო სამეცნიერო-პრაქტიკულ კონფერენციაზე „ევროპული ინტეგრაცია და საქართველო“, მოხსენების თემა: „მოსახლეობის მიგრაციის გრავიტაციული მოდელების შესახებ“ (გ. თუთბერიძესთან, გ. რაქვიაშვილთან და პ. კუნჭულიასთან ერთად).

3. 2017 წელს მონაწილეობა ევროპის უნივერსიტეტის მიერ ორგანიზებულ #2 საერთაშორისო სამეცნიერო-პრაქტიკულ კონფერენციაზე, მოხსენების თემა: „საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის რაოდენობრივი მაჩვენებლების გამოთვლის თეორიული საფუძვლები“ (გ. თუთბერიძესთან და გ. რაქვიაშვილთან ერთად).

4. 2018 წლის 30 ივნისს ევროპის უნივერსიტეტის მიერ ორგანიზებულ საერთაშორისო #3 სამეცნიერო-პრაქტიკულ კონფერენციაზე, მოხსენების თემა: “The Measuring of the Gini, Theil and Atkinson Indices for Georgia Republic and Some Other Countries” (გ. თუთბერიძესთან და გ. რაქვიაშვილთან ერთად).

5. 2019 წელს ევროპის უნივერსიტეტის მიერ ორგანიზებულ საერთაშორისო სამეცნიერო-პრაქტიკულ #4 კონფერენციაზე, მოხსენების თემა: “Study of the Distribution of Wealth in the Middle and Top Segments of the Population of Georgia”.

6. 2020 წელს ევროპის უნივერსიტეტის მიერ ორგანიზებულ საერთაშორისო სამეცნიერო-პრაქტიკულ #5 კონფერენციაზე, მოხსენების თემა: „About a new migration model for Georgia“.

ჩვენი ძირითადი ნაშრომებია:

1. ქ. ფიფია - *ახალი მსოფლიო სარეზერვო ვალუტის შესახებ*. პაატა გუგუშვილის ეკონომიკის ინსტიტუტი, სამეცნიერო შრომების კრებული II, 2009, გვ. 239-245. (ფიფია, 2009)

2. ქ. ფიფია - *მოსახლეობის მიგრაციის ელექტროსტატიკური მოდელების შესახებ*. თსუ პაატა გუგუშვილის სახ. ინსტიტუტი, ეროვნული ეკონომიკის მდგრადი განვითარების აქტუალური პრობლემები, 2015, გვ. 99-102. (ფიფია, 2015)

3. გ. თუთბერიძე, ქ. ფიფია, გ. რაქვიაშვილი, პ. კუნჭულია - *მოსახლეობის მიგრაციის გრავიტაციული მოდელების შესახებ*. სამეცნიერო - პრაქტიკული ჟურნალი გლობალიზაცია და ბიზნესი #1 საერთაშორისო სამეცნიერო - პრაქტიკული კონფერენცია ევროპული ინტეგრაცია და საქართველო, 2016 გვ. 53-59. (თუთბერიძე, გ.; ფიფია, ქ.; რაქვიაშვილი, გ.; კუნჭულია, პ., 2016)

4. G. Tutberidze, K. Pipia, P. Kunchulia. *On Electrostatic Models of Migration*. თსუ, პაატა გუგუშვილის სახელობის ეკონომიკის ინსტიტუტი, სამეცნიერო შრომების კრებული, IX, 2016, გვ. 410-414. (Tutberidze, Gocha; Pipia, Qetevan; Rakviashvili, Giorgi; Kuntchulia, Paata, 2016)

5. გ. თუთბერიძე, გ. რაქვიაშვილი, ქ. ფიფია. *საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის რაოდენობრივი მაჩვენებლების გამოთვლის თეორიული საფუძვლები*. გლობალიზაცია და ბიზნესი. #3, 2017, გვ. 82-90. (თუთბერიძე, გოჩა; ფიფია, ქეთევანი; რაქვიაშვილი, გიორგი, 2017)

6. G.Tutberidze, Q. Pipia, G. Rakviashvili. *The Measuring of the Gini, Theil and Atkinson Indices for Georgia Republic and Some Other Countries*. Globalization and Business, #5 / 2018, p. 110-118. (Tutberidze, Gocha; Pipia, Qetevan; Rakviashvili, Giorgi, 2018)

7. Q. Pipia. *Study of the Distribution of Wealth in the Middle and Top Segments of the Population of Georgia*. Globalization and Business, #7, 2019, p. 130 -141. (Pipia, 2019)

8. Pipia Q., Tutberidze G., Rakviashvili G., Rakviashvili K. *About a new migration model for Georgia*. Globalization and Business, #10, pp 130-137, 2020.

დისერტაციის სტრუქტურა და მოცულობა. სადისერტაციო ნაშრომის საერთო მოცულობა შეადგენს 159 გვერდს (დანართების გარეშე), შედგება შესავლის, სამი თავის, დასკვნისგან, დანართებისგან და თან ერთვის დისერტაციის დროს გამოყენებული 129 დასახელების ლიტერატურული წყაროს ჩამონათვალი.

პირველ თავში ზოგადად მიმოხილულია საკითხები, რომლებიც ეხება მოსახლეობის მიგრაციას, ლორენცის წირის აგებას, ჯინის, განზოგადებული ჯინის, ჰუვერის ინდექსებს, პარეტოსა და ლოგნორმალურ განაწილებებს.

მეორე თავში გადმოცემულია დისერტაციის შედეგები, რომლებიც შეეხება: მიგრაციის დროზე დამოკიდებული მოდელის აგებას, საქართველოდან მიგრაციის სავარაუდო რაოდენობის გამოთვლას (ლევერი..., 2008) სტატიაში აგებული მიგრაციის განზოგადებული გრავიტაციული მოდელის საფუძველზე, რის შედეგადაც აღმოჩნდა, რომ ეს მოდელი არ მუშაობს საქართველოსთვის და ამიტომ აგებულ იქნა საქართველოდან მიგრაციის ორი ახალი განზოგადებული გრავიტაციის მოდელი; ასევე, მეორე თავი შეეხება ჯინის, ჯინის განზოგადებული, ჰუვერის, ტეილის პირველი და მეორე, ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსების გამოთვლას საქართველოსა და კიდევ დაახლოებით ოცი სხვა ქვეყნისათვის; გამოთვლები ჩატარებულია სხვადასხვა წლებისათვის.

მესამე თავში პარეტოსა და ლოგნორმალური განაწილებების საფუძველზე განხილულია საქართველოს მოსახლეობის განაწილება დეკლარირებული შემოსავლების, მთლიანი შიდა პროდუქტის მოხმარების მიხედვით, შინამეურნეობათა განაწილება ფულადი და სხვა შემოსავლების მიხედვით. ამ თავში საქართველოსთვის ადაპტირებულია (როზანოვი, 2007) ნაშრომში მიღებული ფორმულა, რომელიც საშუალებას იძლევა, გამოვთვალოთ, მოსახლეობის შემოსავლების ზრდადობით დალაგების შემთხვევაში, მოსახლეობის ნებისმიერი სეგმენტის წილი, მაგალითად, მთლიანი შიდა პროდუქტის საერთო მოხმარებაში, რაც, ჩვენი აზრით, შეიძლება ჩაითვალოს საქართველოს მოსახლეობის ეკონომიკური სტრუქტურის აგების პირველ მცდელობად (მოსახლეობის ეკონომიკური სტრუქტურის ვიწრო გაგებით - იხ. შესავლის დასაწყისი).

თავი 1. მიგრაცია და უთანასწორობის ინდექსები - წყაროების მიმოხილვა და კვლევის მეთოდოლოგია

1.1. მიგრაციის პროცესების შესწავლაში გრავიტაციული მიზიდულობის კანონის გამოყენების მიმოხილვა

მიგრაციის ფენომენის განხილვისას ჩვენი მიზანია საქართველოდან მიგრაციის მათემატიკური მოდელების აგება, კერძოდ, ფიზიკური ინტუიციის გამოყენებით. მოსახლეობის მიგრაცია არის ქვეყანაში სოციალურ-ეკონომიკური პროცესების სარკე და ამიტომ მნიშვნელოვანია მისი მიმართულებისა და დინამიკის ანალიზი. მიგრაციაზე ხატოვნად ამბობენ, რომ „ადამიანები ხმას აძლევენ ფეხებით“ (ვაკულენკო, 2013), ამიტომ მიგრაციული პროცესები ტერიტორიული ერთეულების კეთილდღეობის უტყუარი

მაჩვენებელია. თუ რომელიმე რეგიონში ან ქვეყანაში ხდება მიგრაცია, ეს უნდა გახდეს ხელისუფლების მიერ ამ ტერიტორიული ერთეულისადმი განსაკუთრებული ყურადღების საგანი.

მიგრაციას რამდენიმე მეცნიერება სწავლობს: გეოგრაფია, სოციოლოგია, ეკონომიკა, დემოგრაფია, სტატისტიკა, სამართალი, ეთნოლოგია და სხვა. თითოეული მათგანი განიხილავს მიგრაციას ამ მეცნიერებისთვის დამახასიათებელი თვალსაზრისით. მიგრაცია კერძოდ, შეიძლება განვიხილოთ, როგორც სოციალურ-ეკონომიკური პროცესი, რომელიც კავშირშია შრომის ბაზართან, მოსახლეობის ცხოვრების დონესთან და სხვა სოციალურ-ეკონომიკურ მაჩვენებლებთან.

მოსახლეობის მიგრაციის პროცესები ძირითადად წარმოადგენენ შრომითი რესურსების ნაკადებს. თავისუფალი გადანაცვლების დროს მიგრაციულმა ნაკადებმა შეიძლება გავლენა მოახდინონ შრომითი რესურსების ბალანსზე, გადაადგილდებიან რა უფრო ნაკლები კეთილდღეობის რეგიონებიდან იქ, სადაც კეთილდღეობა უფრო მაღალია.

იმის გამო, რომ საქართველოში რეგიონებს შორის სოციალურ-ეკონომიკური განვითარების დონეში განსხვავებები მაღალია, ამიტომ დიდია მოსახლეობის შიდა მიგრაციაც განვითარებულ ქვეყნებთან შედარებით. ამიტომ მნიშვნელოვანია ამ პროცესის მიზეზების გამოკვლევა.

მიგრაციის საშუალებით ხდება ქვეყნის დემოგრაფიული სტრუქტურის ფორმირება, იგია რეგიონალური შრომითი ბაზრის განმსაზღვრელი ფაქტორი. სოციალურ-ეკონომიკური პოლიტიკის განსაზღვრისათვის საჭიროა მიგრაციული ნაკადების მიმართულებისა და დინამიკის სიდიდის პროგნოზირება. ამისათვის საჭიროა საქართველოს შიდა და გარე მიგრაციის თავისებურებების და მასზე მოქმედი ფაქტორების განსაზღვრა. ეს შეუძლებელია მიგრაციის მოდელის აგების გარეშე. კავშირები შიდა და გარე მიგრაციასა და ეკონომიკას შორის, მიგრაციის განმსაზღვრელი

ფაქტორები, ჩვენთან ძირითადად შეუსწავლელია, საიდანაც გამომდინარეობს სხვადასხვა სიძნელე, მათ შორის შრომითი ბაზრის პროგნოზირებისა.

ჩვენ მიგრაციული ნაკადის ქვეშ ვიგულისხმებთ მიგრანტების საერთო რაოდენობას, დროის მოცემულ ინტერვალში მიგრაციის საწყისი წერტილიდან საბოლოო წერტილამდე. მიგრაციის ნაკადი შეიცავს როგორც რეგისტრირებულ, ასევე არარეგისტრირებულ მიგრანტებს, ამიტომ საჭიროა ორივეს გათვალისწინება.

მიგრაციის ნაკადების განხილვისას მნიშვნელოვანია „სიღარიბის ხაფანგების“ (ბანერჯი..., 1981), (ვაკულენკო, 2013), არსებობა. ანუ მოსახლეობას სურს მიგრირება, მაგრამ არა აქვს საკმარისი ფინანსური საშუალებანი. ჩვენ განვიხილავთ ამ საკითხს საქართველოსთან მიმართებაში.

ჩვენთვის მიგრაციის შესწავლის მეთოდოლოგიაა მიგრაციის განზოგადებული გრავიტაციული (ლევერი..., 2008), ელექტროსტატიკური, ანუ კულონის (გეორგიუ..., 2015), (ფიფია, 2015) მოდელები, რადგან ჩვენს შემთხვევაში ისინი ერთნაირ ეფექტს იძლევიან.

დისერტაციაში მიღებული ახალი შედეგები შეიძლება გავითვალისწინოთ საქართველოში მიგრაციის პოლიტიკის შემუშავებისათვის, რადგან არსებობს სტატისტიკური კავშირი მიგრაციასა და რეგიონების ეკონომიკურ მაჩვენებლებს შორის.

მათემატიკური მოდელების შედგენის გარეშეც ცხადია, რომ მანძილი და გადანაცვლების სიძვირე მიგრაციას აძნელებენ. გაუსის შეცდომის ფუნქციის შემოყვანით (ფიფია, 2015) ნაჩვენებია, არსებობს თეორიულად ისეთი ფარდობა ქვეყნების მშპ-ებს შორის, რომლის ზევით მიგრაცია აღარ ხდება.

ახლა განვიხილოთ ქართული და უცხოური შრომები მიგრაციის შესახებ.

შიდა მიგრაციის კვლევას ხანგრძლივი ისტორია აქვს. XIX საუკუნის ბოლოდან XX საუკუნის პირველ მესამედამდე ძირითადად შემოიფარგლებოდნენ ამ პროცესების მხოლოდ აღწერით. მოგვიანებით გამოჩნდა შრომები, რომლებიც

შეიცავდნენ მიგრაციის მათემატიკურ მოდელებს.

მიგრაციის თვისებრივი ფაქტორების სრული ფორმულირება გვხვდება შრომაში (რავენშტეინი, 1885). აშშ-ში და ევროპის ქვეყნებში მიგრაციის სტატისტიკურ ანალიზზე დაყრდნობით მან გააკეთა შემდეგი თერთმეტი განზოგადება, რომლებსაც „მიგრაციის კანონები“ უწოდა - იხ. ასევე (გრიგი, 1977, The “laws” of migration, გვ. 42-43):

1) მიგრანტების უმრავლესობა მიგრირებს მცირე მანძილებზე (The majority of migrants go only a short distance).

2) მიგრაცია ხდება ნაბიჯ-ნაბიჯ, ანუ ჯერ ხდება დიდი ქალაქების, და შემდეგ - პატარების დასახლება (Migration proceeds step by step).

3) მიგრანტები დიდ მანძილზე მხოლოდ კომერციის და მრეწველობის მსხვილ ცენტრებში მიდიან (Migrants going long distances generally go by preference to one of the great centres of commerce or industry).

4) ისევე, როგორც ქიმიურ რეაქციაში, მიგრაციისას მიგრაციის დომინანტურ მიმართულებასთან ერთად არსებობს საპირისპიროც (Each current of migration produces a compensating counter current).

5) ქალაქიდან სოფელში უფრო მიდიან, ვიდრე პირიქით (The natives of towns are less migratory than those of rural areas).

6) ქალები უფრო მეტად ტოვებენ თავიანთ სამშობლოს, ვიდრე კაცები (Females are more migratory than males within the Kingdom of their birth, but males more frequently venture beyond).

7) მიგრანტი ძირითადად სრულწლოვანია; ოჯახები იშვიათად მიდიან ემიგრაციაში (Most migrants are adults: families rarely migrate out of their⁵¹ county of birth).

8) დიდი ქალაქები უფრო მეტად იზრდებიან მიგრანტებით, ვიდრე ბუნებრივი მატებით (Large towns grow more by migration than by natural increase).

9) მიგრაციის მოცულობა იზრდება ინდუსტრიის, კომერციის და ტრანსპორტის

განვითარების კვალდაკვალ (Migration increases in volume as industries and commerce develop and transport improve).

10) მიგრაციის ძირითადი მიმართულებაა სოფლებიდან ინდუსტრიულ ქალაქებში) (The major direction of migration is from the agricultural areas to the centres of industry and commerce).

11) მიგრაციის ძირითადი მიზეზი ეკონომიურია (The major causes of migration are economic).

აღსანიშნავია, რომ (ვაკულენკო, 2013) ამავე წყაროებზე დაყრდნობით გამოყოფს მიგრაციის 10 კანონს.

მომავალმა აჩვენა, რომ ამ კანონებს ახლა უფრო მეტი მნიშვნელობა აქვთ.

მიგრაციის პირველ მოდელებში (მაგ., (სტიუარტი, 1941)) მიგრაციული „დემოგრაფიული“ მიზიდულობა, ცენტრებს შორის მანძილის უკუპროპორციულია, ასე გონათ გეოგრაფებსაც, რომლებიც მიგრაციას სწავლობდნენ.

ჟ. ციპფმა ჩამოაყალიბა მიგრაციის გრავიტაციული მოდელი (ციპფი, 1969), რომლის მიხედვით მიგრაციის ნაკადი პირდაპირპროპორციულია მოსახლეობის რაოდენობისა და უკუპროპორციულია მანძილის კვადრატისა. ამ მოდელის ყველაზე უფრო ბოლო განზოგადებაა ალბათ მოდელი (ლევერი..., 2008)-ში, რომელსაც ჩვენ ვიყენებთ და იქ, ხარისხების ცვლილების გარდა, შემოტანილია ახალი პარამეტრებიც.

როგორც აღნიშნულია ნაშრომში (ვაკულენკო, 2013), (ლიი, 1966)-ში შემოთავაზებულია მიგრაციის ფაქტორების თეორია, ანუ ე.წ. „მიზიდულობა-განზიდულობის თეორია“. ამ თეორიის მიხედვით მიგრაციული ნაკადი ხასიათდება დანიშნულების რეგიონით, საწყისი რეგიონით, თანდართული გარემოებებით (შუალედური წინააღმდეგობანი, მაგალითად, რეგიონებს შორის მანძილი) და ასევე ფაქტორებით, რომლებიც დაკავშირებულია მიგრანტების ინდივიდუალურ მახასიათებლებთან. მოცემულმა თეორიამ მისცა ბიძგი, დამუშავებულიყო მიგრაციის

თეორიები, სახელად მიგრაციის ფაქტორების მოდელები. ამ მოდელებს ეძახიან ასევე მიგრაციის გაფართოებულ გრავიტაციულ მოდელებს. ეს მოდელი ფართოდ განზოგადებულია (ლევერი..., 2008)-ში.

(ვაკულენკო, 2013) აღნიშნავს, რომ მიგრაციის ფაქტორების პირველი და ყველაზე უფრო ცნობილი მოდელი აშშ-სთვის აგებულია წიგნში (ლოური, 1966) , რომელიც შეიძლება წარმოვადგინოთ შემდეგნაირად:

$$M_{ij} = k \left[\frac{U_i}{U_j} \cdot \frac{W_i}{W_j} \cdot \frac{L_i L_j}{d_{ij}} \right] e_{ij},$$

სადაც M_{ij} არის მიგრანტების რაოდენობა i -ური რეგიონიდან და j -ურ რეგიონში, L_i და L_j არის მუშახელის რაოდენობა სასოფლო-სამეურნეო სექტორის ჩათვლელად i -ურ და j -ურ რეგიონებში, U_i და U_j არის უმუშევრობის დონე პროცენტებში i -ურ და j -ურ რეგიონებში, W_i და W_j არის საშუალო ანაზღაურება საათში i -ურ და j -ურ რეგიონებში, d_{ij} არის მანძილი საჰაერო ტრანსპორტით i -ურ და j -ურ რეგიონების ცენტრებს შორის, e_{ij} არის რეგრესიის ნაშთი. ასეთი ტიპის მოდელი პირველად (ლოური, 1966)-ს ეკუთვნის.

უმუშევრობასთან დაკავშირებული შიდა მიგრაცია დიდ ბრიტანეთში გამოკვლეულია ნაშრომში (ოლივერი, 1964). მან დაასაბუთა, რომ რეგიონში მაღალი უმუშევრობა იწვევს ამ რეგიონიდან მოსახლეობის სუფთა გადინებას, ე.ი. ამ რეგიონიდან გადის უფრო მეტი ადამიანი, ვიდრე შემოდის. მაგრამ ნაშრომში ნაჩვენებია, რომ მიგრაციას არ შეუძლია სწრაფად გადაწყვიტოს უმუშევრობის პრობლემა და მოსახლეობის მოძრაობის მიუხედავად, მაღალი უმუშევრობა ისევ გრძელდება. (ორტეგა..., 2013) სწავლობენ საერთაშორისო მიგრაციის ნაკადებს ეკონომიკური თანამშრომლობისა და განვითარების ორგანიზაციის 15 ქვეყანაში; ჩვენს მიერ განხილულ და გამოყენებულ სტატიაში (ლევერი..., 2008) უფრო ადრე იგივე ამოცანა წარმატებითაა გადაჭრილი 21 ქვეყნისთვის.

უნდა აღინიშნოს, რომ მიგრაციის შესახებ უცხოური ლიტერატურის საინტერესო

მიმოხილვა არის დისერტაციებში (ზურაბიშვილი, 2007) და (ვაკულენკო, 2013), რომელთა საშუალებით ჩვენ გავედით ქვემოთ მიგრაციის შესახებ განხილული ლიტერატურის ნაწილის წყაროებზე.

აშშ-ს მიგრაციული მოდელი შემოთავაზებულია ნაშრომში (გრიინგუდი, 1969) ავტორმა ააგო ეკონომეტრიკული მოდელი, რომელიც მხედველობაში იღებდა შტატების მიგრაციულ კავშირებს წარსულში. სტატიაში (ჰარისი..., 1970). ავტორები მუშაობდნენ სოფელი-ქალაქი მიგრაციის საკითხზე. მათი მიზანი იყო აეგოთ მოდელი, როდესაც ხელფასის მიღება დაკავშირებულია უმუშევრობის დონესთან; თანამედროვე მიდგომები ითვალისწინებენ სხვა პარამეტრებსაც. სტატიაში (ჰირსტი, 1976) მიგრაციის ანალიზში გამოყენებულია მარკოვის ჯაჭვები. რიგ შრომებში ნაჩვენებია, რომ მნიშვნელობა აქვს არა მარტო ანაზღაურებას, არამედ მსყიდველობითუნარიანობას, უკეთეს სოციალურ პირობებს, უკეთეს კლიმატს. კლიმატური პირობების როლი შესწავლილია ნაშრომში (ჰაურინი, 1980), რადგან კლიმატი გავლენას ახდენს ადამიანის ცხოვრების დანახარჯზე. (კინფუ..., 2005) ნაშრომში მოახდინეს ავსტრალიაში მიგრაციის მოცულობისა და მიზეზების მოდელირება, ჩაატარეს რა რეგრესიული ანალიზი იმ დაშვებით, რომ მიგრანტების რაოდენობის განაწილება იყო პუასონის ან უარყოფითი ბინომიალური და არა ლოგნორმალური, როგორც ადრე იყო მიღებული. (სილაგი..., 2011) გამოკვლეულია რუმინეთის მიგრაცია 1995-2005 წლებში. სივრცული მონაცემების საფუძველზე აგებულია ერთმანეთთან გარეგნულად კავშირის არმქონე განტოლებათა სისტემა. ნაშრომში (ნაპოლიტანო..., 2010) გაანალიზებულია იტალიის შიდა მიგრაცია 1985-2006 წლებში. ავტორებმა გააკეთეს დასკვნა, რომ მიგრაციის მოდელები სხვადასხვა აღმოჩნდა დროის სხვადასხვა პერიოდისათვის. სიღარიბის ხაფანგებზე (ბანერჯი..., 1981). ადრეც გვექონდა საუბარი. შიდა მიგრაცია ვიეტნამში არის გაანალიზებული ნაშრომში (ფანი..., 2010). ავტორები ვარაუდობენ, რომ ეკონომიკური ზრდა ნაწილობრივ გამოწვეულია მოსახლეობის მიგრაციით. ნაშრომი (მაკენზი..., 2010) სწავლობს მიგრანტების სოციალური ქსელების გავლენას.

საიმიგრაციო თემებში, სადაც ქსელები განვითარებულია, არ არსებობს ლიკვიდობის შეზღუდვა, რადგან მიგრანტებს შეუძლიათ სესხის აღება საჭირო ოდენობით. ასევე, ადრე მიგრირებულ მიგრანტებს შეუძლიათ დაეხმარონ ახალბედებს დასახლდნენ ახალ ადგილას. ბორგერმა (ბორგერ, 2010) შემოგვთავაზა თეორიული მოდელი, რომელიც აღწერს სხვადასხვა კვალიფიკაციის მიგრანტების ქცევას. ღარიბი ოჯახებიდან მიგრირებენ, როცა მიგრაციის ხარჯები მცირეა, ხოლო მდიდარი ოჯახებიდან მიგრანტები გადაადგილდებიან მაღალი ხარჯების პერიოდებშიც. ოჯახის შემოსავლის გავლენას მიგრაციაზე იკვლევს (აბრამიტსკი..., 2012 1). სხვა ნაშრომში (აბრამიტსკი..., 2012 2) შემოთავაზებულ იქნა საინტერესო მეთოდი მიგრაციის უკუგების შეფასების მიზნით - მიგრირებულების უკუგება მეტი იყო დარჩენილებისაზე. ნაშრომი (დეი..., 2001) იკვლევს კავშირს მიგრაციასა და საზოგადოებრივ პოლიტიკას შორის კანადაში 1974-1996 წლებში მიკრო მონაცემებზე: უმუშევრობის შეღავათები, ფედერალური და რეგიონალური ბიუჯეტის ხარჯები სხვადასხვა საჯარო სიკეთეზე, მაგალითად, განათლება, ჯანდაცვა და სოციალური პოლიტიკა, განსხვავება რეგიონალური გადასახადების განაკვეთებში და სოციალური დახმარება დაყრდნობით. მიგრანტთა არჩევანი ეკონომიკურ მაჩვენებლებსა და ადამიანის უფლებებს შორის არის შესწავლილი (ლიბმანი..., 2011) ინდოეთის პროვინციებს შორის მიგრაციული ნაკადების ანალიზზე დაყრდნობით.

დისერტაციაში (ზურაბიშვილი, 2007, გვ. 20-34) მოყვანილია ქვეყნებს შორის მიგრაციის ექვსი მთავარი თეორია, ახდენს რა (მასეი, 1993)-ს ციტირებას:

1. ნეოკლასიკური ეკონომიკური თეორია: მაკროეკონომიკური მიდგომა. ნეოკლასიკური ეკონომიკური თეორია საერთაშორისო შრომით ემიგრაციას როგორც მაკრო, ასევე მიკრო დონეზე განიხილავს. მაკრო დონეზე შრომითი მიგრაციის გამომწვევი მიზეზი, როგორც წესი, ეკონომიკური განვითარების არათანაბარი დონე ხდება;

მიკრო დონეზე, ნეოკლასიკური თეორია თვლის, რომ გადაწყვეტილებას

ემიგრაციის შესახებ იღებს ინდივიდი საკუთარი ინტერესებიდან გამომდინარე და ეს გადაწყვეტილება ეფუძნება რაციონალურ გათვლებს, ითვალისწინებს მიგრაციასთან დაკავშირებით გაწეულ ხარჯებს და ფულად მოგებას, რომელსაც ემიგრანტი უცხო ქვეყანაში დასაქმების შედეგად მიიღებს.

2. ნეოკლასიკური ეკონომიკური თეორია: მიკროეკონომიკური მიდგომა. მოცემული მიდგომა ფოკუსირებულია ეკონომიკის რაციონალურ აგენტებზე, რომლებიც იღებენ გადაწყვეტილებას მიგრაციის შესახებ მიგრაციის მოსალოდნელი ხარჯებისა და სარგებლის საფუძველზე. ინდივიდი გადაწყვეტს შეიცვალოს საცხოვრებელი ადგილი, თუ ამ დროს სარგებელი აღემატება ხარჯებს.

3. ახალი ეკონომიკური თეორია. ზურაბიშვილის აზრით, ქართული შრომითი ემიგრაციის შესწავლისას მიგრაციის ახალი ეკონომიკური თეორია უფრო მისაღებ პერსპექტივას გვთავაზობს. ახალი ეკონომიკური თეორია მიკრო დონის თეორიებს მიეკუთვნება, და მიიჩნევს, რომ მიგრაცია არ არის განპირობებული მხოლოდ და მხოლოდ ადამიანის ინდივიდუალური არჩევანით, რომელიც ეფუძნება მიგრაციის შედეგად მოსალოდნელი მოგების რაციონალურ გამოთვლებს (ნეოკლასიკური თეორია), არამედ წარმოადგენს ოჯახურ სტრატეგიას.

4. დუალური / სეგმენტირებული მუშახელის ბაზრის თეორია. სეგმენტირებული მუშახელის ბაზრის თეორია ჯონ სტიუარტ მილის და აშშ-ში XX საუკუნის დასაწყისში მოღვაწე ინსტიტუციონალისტ-ეკონომისტების მოსაზრებებს ეფუძნება.

როგორც წესი, მიმღებ ქვეყნებში იმიგრანტებთან გარკვეული დაბალანაზღაურებადი სამუშაოები ასოცირდება და ადგილობრივი მოსახლეობა ფაქტობრივად, უარს აცხადებს ამ სამუშაოების შესრულებაზე. ამრიგად, სოციალური კლასის საფუძველზე აგებული სტიგმატიზაცია ორად ყოფს ქვეყნების ეროვნულ მუშახელის ბაზარს, ანუ, ახდენს მის სეგმენტირებას, და, შესაბამისად, მიმღებ ქვეყნებში არსებობს მუდმივი მოთხოვნა იმიგრანტ მუშახელზე.

5. მსოფლიო სისტემის თეორია. მსოფლიო სისტემების თეორია მაკრო-დონის

თეორიათა რიცხვს მიეკუთვნება, რომელიც გადამწყვეტ ფაქტორად საერთაშორისო მიგრაციის დროს არა ინდივიდს, არა ოჯახს, არამედ მსოფლიოში არსებულ ეკონომიკურ სისტემას მიიჩნევს. მხოლოდ მას შემდეგ იწყებს ამ ქვეყნის მოსახლეობა საზღვარგარეთ გამგზავრებას, რაც “პერიფერიული” ქვეყანა გლობალიზაციურ პროცესებში და მსოფლიო სავაჭრო ურთიერთობებში ერთვება.

6. სოციალური კაპიტალის თეორიის თანახმად, ემიგრაციის შესახებ გადაწყვეტილებების მიღება ძირითადად ხდება იმ სოციალური კავშირების ზემოქმედების ქვეშ, რომლებიც აკავშირებთ საზღვარგარეთ წასულ ემიგრანტებს და მათ სამშობლოში დარჩენილ ოჯახის წევრებს, ნათესავებსა და მეგობრებს.

სტატიაში (ვაკულენკო, 2013), რომელიც ეყრდნობა (რასელი, 2012)-ს, აღწერილია მიგრაციის მხოლოდ ხუთი თეორია, რომლებსაც ზურაბიშვილის მიერ მოყვანილი ოთხი თეორია ფარავს.

ჯერ კიდევ მე-19 საუკუნის შუახანებში ამერიკელი სოციოლოგი ფ. კერი აღნიშნავდა ანალოგიას გრავიტაციულ ძალებსა და საზოგადოებრივ მოვლენებს შორის (ვლასოვი..., 2005: გვ. 137). 1929 წელს ვ. რეილმა (რეილი, 1931) (აშშ) შემოიტანა საცალო ვაჭრობის გრავიტაციის კანონი, რომლის მიხედვითაც ქალაქის საცალო ვაჭრობა იზიდავს კლიენტურას მის გარშემო არსებული ტერიტორიებიდან “ძალით”, რომელიც ქალაქის სიდიდის პროპორციულია და უკუპროპორციულია მანძილის კვადრატისა ქალაქის ცენტრიდან კლიენტამდე. (ვლასოვი..., 2005: გვ. 137)-ში ნაჩვენებია, რომ გრავიტაციული მოდელი შეიძლება დავუდოთ საფუძვლად ქალაქის განსახლებას, სატრანსპორტო ქსელის გამტარუნარიანობას, მრეწველობის საწარმოების განლაგებას და სხვა. გრავიტაციის კანონი დაუდო ავიაგადაზიდვების მოდელირებას საფუძვლად ნიმიკმა (ნიმიკი, 2003). ეკონომიკისა და დემოგრაფიის რიგი პრობლემების მოდელირებაში გამოიყენება ფაზური გადასვლები (სლოვოხოტოვი, 2010), თერმოდინამიკა, კვანტური მექანიკა, არაწრფივი დინამიკა (ლამბერტინი, 2000), (ხარიტონოვი..., 2007) და სხვა.

მუშა ძალის, მონეტარული ნაკადების, სამომხმარებლო საქონლის და სხვა მიგრაციები ეკონომიკური მიზიდულობის ცენტრებისკენ ანუ ატრაქტორებისკენ, შეიძლება აღწერილ იქნეს გრავიტაციული და ელექტროსტატიკური მოდელების საშუალებით. გრავიტაციული მოდელებისგან განსხვავებით ელექტროსტატიკური მოდელების საშუალებით შეიძლება განზიდვის მოდელირებაც, თუმცა ამას არა აქვს პრინციპული მნიშვნელობა. აქვე შეიძლება აღვნიშნოთ, რომ რაც უფრო მეტია მანძილი ატრაქტორამდე (აქ მანძილი გვესმის არა მარტო პირდაპირი მნიშვნელობით, არამედ როგორც სიძნელეები ტრანზიტში, ეკოლოგიური, ეკონომიური და პოლიტიკური ბარიერები დ სხვა), მით უფრო მეტია მისაზიდი ელემენტების დანახარჯები.

ჩვენთვის მიგრაციის საბაზო მოდელია მოდელი სტატიიდან (ლევერი..., 2008), რომელსაც შემდგომში დეტალურად შევხებით.

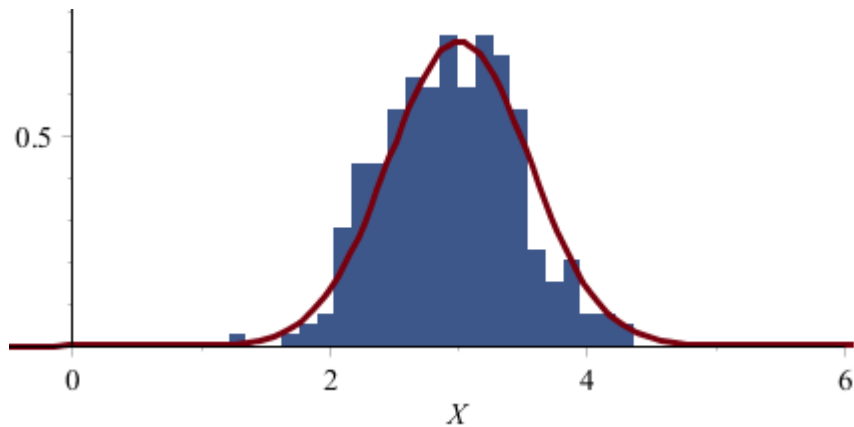
1.2. გამოყენებული მათემატიკური აპარატის და ეკონომიკური ინდექსების მიმოხილვა.

1.2.1. უთანასწორობის ორი მხარე

უთანასწორობას აქვს თავისი უარყოფითი, და როგორი პარადოქსულიც არ უნდა იყოს, დადებითი მხარეებიც. აბსოლუტური თანასწორობის დროს იკარგება პიროვნებისთვის განვითარებისა და შრომის სტიმული, რაც ხელს უშლის საზოგადოებაში ეკონომიკის განვითარებას. ამიტომ საჭიროა საზოგადოებაში უთანასწორობის გარკვეული დონე. როდესაც უთანასწორობა არის ოპტიმალური, მაშინ ეკონომიკაც ოპტიმალურად ვითარდება. მაგრამ თუ უთანასწორობა დიდია, ეს არამარტო ხელს უშლის პიროვნების და შესაბამისად, ეკონომიკის განვითარებას, არამედ შესაძლოა სოციალური მღელვარების მიზეზიც გახდეს - მოვიგონოთ ჩვენს მიერ ადრე ნობელის პრემიის ლაურეატის, ანგუს დეიტონის მოსაზრებების განხილვა. აქედან გამომდინარე, (50 ლექცია მიკროეკონომიკაში...,2004, გვ. 342)-ში გამოთქმულია მოსაზრება, რომ

უთანასწორობასა და ეკონომიკის განვითარებას შორის კავშირი გამოისახება პარაბოლით, თუმცა ჩვენი აზრით ამ დამოკიდებულებას უკეთესად გამოხატავს ნორმალური განაწილების წირი (იხ. ქვემოთ) ვიდრე პარაბოლა:

ნახ. 1. ნორმალური განაწილება



აგებულია Maple-ით ავტორის მიერ

მართლაც, ეს კარგად ჩანს ზემოთმოყვანილი ნახაზიდან, სადაც აბსცისთა ღერძზე გადაზომილია უთანასწორობა, ხოლო ორდინატთა ღერძზე - ეკონომიკის განვითარების ტემპი. როგორც ვხედავთ, ნახაზზე ნორმალური განაწილების გრაფიკი გადაწყულია აბსცისთა ღერძის დადებითი მიმართულებით. ჩანს, რომ როდესაც უთანასწორობა ნულია, მაშინ ტემპი თითქმის ნულია, ტემპი ხდება მაქსიმალური უთანასწორობის გარკვეულ მნიშვნელობაზე, და შემდეგ, უთანასწორობის ზრდის კვალობაზე, ეკონომიკის ზრდის სიჩქარე ხდება თითქმის ნულის ტოლი.

ამიტომ მნიშვნელოვანია უთანასწორობის ოპტიმალური დონის დადგენა, რაც, ცხადია, დამოკიდებულია ეპოქაზე, ქვეყნის განვითარების დონეზე, და მოსახლეობის მიერ თვითონ უთანასწორობის სუბიექტურ აღქმაზე. ამისათვის საჭიროა თვითონ ამ უთანასწორობის რაოდენობრივი შეფასება შესაძლებლობების ფარგლებში, თანაც ისე, რომ ამ დროს ისევ რაოდენობრივად იყოს შესაძლებელი უთანასწორობის სუბიექტური

აღქმის მხედველობაში მიღება. როგორც ჩვენ დავინახავთ 1.2.4 და 2.4.3 პარაგრაფებში, ამ პირობებს გარკვეულწილად აკმაყოფილებს ჯინის ინდექსი, და განსაკუთრებით, ჯინის განზოგადებული ინდექსი, რადგან ამ უკანასკნელში მონაწილეობს უკმაყოფილების კოეფიციენტი, რომელიც, ერთიდაიგივე უთანასწორობის შემთხვევაში, სხვადასხვა შეიძლება იყოს სხვადასხვა ქვეყანაში, და ერთიდაიგივე ქვეყანაში - სხვადასხვა დროს.

ადამიანის ან შინამეურნეობის სიმდიდრე, ცხადია, შედგება სამი მდგენელისაგან:

1) ლიკვიდური ქონება, მაგალითად, ფული, ობლიგაციები და სხვა; 2) არალიკვიდური ქონება, მაგალითად, უძრავი ქონება; და 3) თვითონ ადამიანის ცოდნა, გამოცდილება და სხვა უნარები. უთანასწორობის არსებული ინდექსები ძირითადად მხედველობაში იღებენ ზემოთჩამოთვლილ პირველ ორ მდგენელს - ლიკვიდურ და არალიკვიდურ ქონებას; მესამე მდგენელის შეფასება რაოდენობრივად ცხადია, უფრო რთულია, თუმცა ის გათვალისწინებულია სხვა, არანაკლებ მნიშვნელოვან მახასიათებელში - ქვეყანაში ადამიანური განვითარების ინდექსში, რომელიც პერიოდულად გამოითვლება ხოლმე თვითონ ქვეყანაში და საერთაშორისო ორგანიზაციების მიერ, და ის საყოველთად მისაწვდომია. აღვნიშნოთ, რომ ჩვენს დისერტაციაში ადამიანის სიმდიდრის მესამე მდგენელის რაოდენობრივ შეფასებას არ ვეხებით.

ვინაიდან არ შეიძლება უთანასწორობა და თანასწორობა განვიხილოთ პიროვნების დონეზე - ახალდაბადებულ ბავშვს და მოზრდილ ადამიანს არათანაბარი სიმდიდრე სჭირდება ნორმალური არსებობისათვის - ამიტომ უთანასწორობას და თანასწორობას იხილავენ უფრო მსხვილ დონეზე, ძირითადად, შინამეურნეობების დონეზე. ამ დროს აუცილებელია გაანალიზება რიგი სიმნელებებისა, რომელიც თან ახლავს ამ საკითხის პიროვნულ დონეზე განხილვას, და უთანასწორობის ის ინდექსები, რომლებიც დისერტაციაშია განხილული, ძირითადად გულისხმობს შინამეურნეობებს, როგორც იმ დაუშლად სიდიდეს, რომლითაც უნდა მოხდეს ოპერირება. მაგრამ ცხადია, შინამეურნეობებით პიროვნების შეცვლა არ არის სრული პანაცეა იმისა, რომ უთანასწორობის ყველა წინააღმდეგობა გადაწყდეს, რადგან უთანასწორობის განმარტება

გულისხმობს თანასწორობის განმარტებას, და ეს, ერთი შეხედვით, მარტივი საკითხი არც თუ ისე მარტივი აღმოჩნდება. ამას პირველად მიექცა ყურადღება საინტერესო სტატიაში (პაგლინი, 1965), რომლის მნიშვნელობა, ჩვენის აზრით, ჯერ კიდევ სათანადოდ არაა შეფასებული, და რომელსაც ჩვენ შემდგომში შევეხებით.

მიღებულია და ბუნებრივია, რომ პიროვნების ან შინამეურნეობის უთანასწორობის საზომი იყოს საშუალო წლიური შემოსავალი, რომელიც რეგულარულად გამოითვლება და ქვეყნდება განვითარებულ ქვეყნებში და საქართველოშიც ეს ინფორმაცია უკვე, შეიძლება ითქვას, ხელმისაწვდომია.

უთანასწორობის ინდექსების გამოთვლა კონკრეტული დროისთვის არ იძლევა საშუალებას, გამოვიტანოთ დასკვნა მის დინამიკაზე; სასურველია, ეს ინდექსები გამოითვალოს დროის სხვადასხვა მომენტისთვის და ერთმანეთს შედარდეს. დისერტაციაში საქართველოსთვის ადაპტირებული მეთოდების საშუალებით ასეთი გამოთვლა და შედარება აღარაა დაკავშირებული რაიმე სირთულეებთან, გარდა საჭირო სტატისტიკური მონაცემებისა, რომელთა არასრულყოფილება გამოწვეულია ერთის მხრივ, სახელმწიფო ორგანოების გარკვეულ ხარვეზებზე, და მეორეს მხრივ, მოსახლეობის გარკვეული ფენების მისწრაფებაზე, არ მიაწოდონ სახელმწიფო ორგანიზაციებს აუცილებელი ინფორმაცია, ან მიაწოდონ, მაგრამ მცდარი.

აღსანიშნავია, რომ სათანადო ყურადღება არ ექცევა თავისუფალ დროს, როგორც სიმდიდრის ერთ-ერთ ფორმას, რადგან სავსებით შესაძლებელია, რომ პიროვნებამ შეეგნებულად თქვას უარი ფიზიკურ სიმდიდრეზე თავისუფალი დროის სასარგებლოდ. და ამ დროს ართვლიდეს თავს უფრო ღარიბად, ვიდრე ის, რომელსაც მეტი ფიზიკური სიმდიდრე აქვს, თავისუფალი დროის დეფიციტის ხარჯზე. პირიქით, ის, ვინც უფრო მეტად აფასებს ფულს ე.ი. საქონელს და მომსახურებას, (რომლის შეძენაც შეიძლება ამ გზით), ნებაყოფლობით ამცირებს დასვენების დროს, რადგან მას უფრო ნაკლებად აფასებს. ეს მაგალითი გვაჩვენებს, რომ სიმდიდრე უნდა გავიგოთ უფრო ფართო თვალსაზრისით, ან შემოვიტანოთ სარგებლიანობის ცნება, ისე, როგორც (პაგლინი, 1965)-

ში, ანუ ფიზიკური სიმდიდრის სხვაობა შეიძლება გამოწვეული იყოს არა უთანასწორობით, არამედ თავისუფალი არჩევანით. ზოგჯერ ფიზიკური სიმდიდრის სხვაობა ობიექტური და დროებითი მიზეზებითაა გამოწვეული; ზემოთაღნიშნულ სტატიაში მოყვანილია მაგალითი: თუ გამოცდილი ორმოცი წლის მშრომელი იღებს ორჯერ მეტს, ვიდრე 20 წლის ახალგაზრდა, არ არსებობს უთანასწორობა. უფროსიც შესაბამისად იღებდა შემოსავალს 20 წლის წინ, როდესაც ის იწყებდა კარიერას, ხოლო ახალგაზრდა, რომელიც მიიღებს გამოცდილებას და კვალიფიკაციას, მომავალში ასევე გაუორმაგდება შემოსავალი. ამ შემთხვევაში, საქმე გვაქვს სასიცოცხლო ციკლის მოქმედებით გამოწვეულ შემოსავლის სხვაობასთან, ან ბუნებრივ უთანასწორობასთან. არაერთი კვლევა ეძღვნება ნებისმიერ საზოგადოებაში ბუნებრივი უთანასწორობის კვლევის პრობლემას, რომელიც ასოცირდება მაგალითად, მისი წევრების ასაკობრივ არაერთგვაროვნებასთან. მაგალითად, მ. პაგლინმა აჩვენა, რომ ბუნებრივი უთანასწორობის ეფექტის გათვალისწინების შემდეგ, ჯინის კოეფიციენტი აშშ-ს ოჯახებისთვის შემცირდა 38.2-მდე 1972 წელს (პაგლინი, 1965).

სიღარიბის ზუსტი განმარტება, ისევე, როგორც ნებისმიერი შინაარსობრივი და არაფორმალური ცნებისა, არ შეიძლება. მაგრამ პრაქტიკული მიზნებისათვის სავსებით საკმარისია სიღარიბის შესახებ ის კონცეფცია, რომელიც ჩამოყალიბებულია დოკუმენტში (ევროკომისია, 2014). ცხადია, სიღარიბე არის ორნაირი: აბსოლუტური, როდესაც ადამიანს არ შეუძლია სასიცოცხლოდ აუცილებელი მოთხოვნილებების დაკმაყოფილება, და ფარდობითი, რომელიც გამოწვეულია იმითი, რომ ადამიანს არ შეუძლია, იცხოვროს იმ სტანდარტებით, რომელიც მიღებულია საზოგადოებაში, რომელშიც იგი იმყოფება.

საქართველოში ოფიციალური სიღარიბის მასშტაბის მაჩვენებელია მოსახლეობის რაოდენობა საარსებო მინიმალური შემოსავლის დონის ქვემოთ. საარსებო მინიმუმი გაგებულია, როგორც შემოსავლის საზღვარი, რომელიც უზრუნველყოფს მოხმარებას მინიმალურ მისაღებ დონეზე. საარსებო მინიმუმი ითვალისწინებს საკვების

ღირებულებას (აუცილებელი კალორიულობისა და კვების ღირებულების გათვალისწინებით), აუცილებელი არასასურსათო საქონლისა და მომსახურების ღირებულებას, გადასახადებსა და სხვა სავალდებულო გადასახადებს, რომლებიც დამახასიათებელია დაბალი შემოსავლის მქონე ოჯახებისთვის. პრაქტიკაში მისი გაანგარიშების საფუძველია 40 ძირითადი საკვები პროდუქტის კომპლექტის ღირებულება (საქსტატი, 2019), რომლის ღირებულება განისაზღვრება ყოველწლიურად. სიღარიბის ზომების უფრო დეტალური აღწერილობის მისაღებად, მისი მიზეზების და სტრუქტურის დასადგენად, შეიძლება გამოყენებულ იქნას ინდიკატორები, რომლებიც ახასიათებენ, თუ რამდენად არის დაშორებული ღარიბი მოსახლეობის შემოსავალი სიღარიბის ზღვარს ან რამდენად დიდია უკიდურესად ღარიბი მოსახლეობის წილი ღარიბი მოსახლეობის საერთო ფენაში. აქ დამატების სახით შეიძლება აღვნიშნოთ, რომ ის რეკომენდაციები, რომლებიც მოიცავენ 40 ძირითადი საკვები პროდუქტის კომპლექტის გამოყენებას, უზრუნველყოფენ ადამიანს მისთვის აუცილებელი ცილების, ცხიმების, ნახშირწყლებისა და ზოგიერთი სხვა აუცილებელი ვიტამინის, მიკრო და მაკროელემენტების საჭირო რაოდენობით, მაგრამ სხვა საჭირო ნივთიერებებით უზრუნველყოფა ამ დროს არ ხდება.

სიღარიბის ფსიქოლოგია კავშირშია ღარიბი ოჯახებისადმი მიკუთვნებული შინამეურნეობების სუბიექტურ შეფასებებთან. ეს სუბიექტური კრიტერიუმები, ობიექტურთან ერთად, როგორც ადრე აღვნიშნეთ, შეიძლება გავაერთიანოთ სარგებლიანობის ცნებაში. ამ ცნების საშუალებით, უთანასწორობის გასაზომად, 1970 წელს იქნა შემოთავაზებული ბრიტანელი ეკონომისტის ა. ატკინსონის მიერ უთანასწორობის ინდექსი, რომელსაც თანამედროვე ეკონომიკურ ლიტერატურაში ეწოდება ატკინსონის ინდექსი (ატკინსონი, 1970).

1.2.2. ლორენცის წირი

ლორენცის წირი (ბელუ..., 2005) არის განაწილების ფუნქციის შებრუნებული. თუ განაწილების ფუნქციით ვიგებთ, გარკვეული შემოსავალი მოსახლეობის რა ნაწილს აქვს, ლორენცის წირი გვეუბნება, შემოსავლების ზრდადობით დალაგებულ მოსახლეობის მოცემულ ნაწილს რა შემოსავალი ექნება. ლორენცის წირის ცნება შემოიტანა ამერიკელმა ეკონომისტმა, მაქს ოტო ლორენცმა (Max O. Lorenz) 1905 წელს, და იგი ამჟამად არის შემოსავლის უთანასწორობის ერთ-ერთი ფართოდ გავრცელებული მაჩვენებელი. ლორენცის მრუდი მდებარეობს პირველ კვადრანტში, ერთეულის ტოლი გვერდიანი კვადრატში, კოორდინატთა სათავიდან გამომავალი დიაგონალის ქვევით და არის ქვევით ჩაზნექილი.

ლორენცის მრუდის თითოეული წერტილი გარკვეულ ინფორმაციას ატარებს. მაგალითად, ნახ. 5-ის მიხედვით ლორენცის წირზე სათავის შემდეგ მდებარე წერტილი გვიჩვენებს, რომ საქართველოს მოსახლეობის 10% ფლობს მშპ-ს 2.4%-ს. შემოსავალი როცა თანაბრადაა განაწილებული, მაშინ მოსახლეობის $n\%$ -ს აქვს $n\%$ შემოსავალი, ანუ თანაბარი განაწილების შემთხვევაში ლორენცის მრუდი არის კოორდინატთა სათავისა და $(1, 1)$ წერტილის დამაკავშირებელი მონაკვეთი. როდესაც შემოსავალი აბსოლუტურად არათანაბარია, მაშინ, რადგან მთელი შემოსავალი ექნება ქვეყნის მხოლოდ ერთ წევრს, ამიტომ ლორენცის წირი ჯერ გაჰყვება OX ღერძს და შემდეგ $(1; 0)$ -დან შეუერთდება $(1; 1)$ წერტილს, შეადგენს რა ტოლფერდა მართკუთხა სამკუთხედს. ლორენცის მრუდი მოთავსებული იქნება ზუსტად ამ ორ წირს შორის - $y=x$ წრფის მონაკვეთისა და ზემოთაღნიშნულ მართკუთხა სამკუთხედს შორის.

ლორენცის წირი გამოიყენება არა მხოლოდ შემოსავლის განაწილების, არამედ შინამეურნეობების საკუთრების, ფირმების საბაზრო წილის, სახელმწიფო რესურსების განაწილების აღწერისასაც. ლორენცის მრუდი გამოიყენება ეკონომიკის გარდა ეკოლოგიაში ინდივიდების ზომათა შორის უთანასწორობის აღწერისას, ბიომრავალფეროვნების შესწავლისას. ცხადია, ის ასევე სასარგებლოა ბიზნესის მოდელირებაში.

ლორენცის წირის ასაგებად ყველაზე ზუსტი, მაგრამ რთული და ხშირად პრაქტიკულად სრულიად მიუღწეველია მისი გამოსახვა ინტეგრალის საშუალებით ნიუტონ-ლაიბნიცის ფორმულაზე დაყრდნობით. თუ $p = F(x)$ არის მოსახლეობის ნაწილი, რომელთა შემოსავალი ერთ სულ მოსახლეზე ნაკლებია ან ტოლი x -ზე, ანუ $F(x)$ არის შემოსავლის განაწილების ფუნქცია, მაშინ ერთ სულ მოსახლეზე საშუალო შემოსავალი $E(X)$ შეიძლება გამოითვალოს ფორმულით

$$E(X) = \int_0^{\infty} xf(x)dx,$$

სადაც $f(x)$ არის $F(x)$ -ის განაწილების სიმკვრივე, ანუ $F(x)$ -ის წარმოებული, თუ ის არსებობს. ახლა უკვე შეიძლება განიმარტოს **ლორენცის ფუნქცია** შემდეგი ფორმულით (არნოლდ, 2015, გვ. 15):

$$L(p) = \frac{\int_0^x tf(t)dt}{E(X)}.$$

ლორენცის ფუნქციის გრაფიკი იქნება **ლორენცის წირი**. თუ არსებობს $p = F(x)$ -ის შებრუნებული ფუნქცია $x = F^{-1}(p)$, მაშინ

$$L(p) = \int_0^p F^{-1}(p)dt \left(\int_0^1 F^{-1}(p)dt \right)^{-1}.$$

დაგროვებითი განაწილების $p = F(x)$ ფუნქციისთვის შებრუნებული შეიძლება არც კი არსებობდეს, რადგან დაგროვებით განაწილების ფუნქციას აქვს მუდმივობის ინტერვალები.

ამიტომ განვიხილოთ ლორენცის წირის აგება დისკრეტულ შემთხვევაში - ამ დროს ლორენცის წირის აგება გაცილებით ადვილია. ვთქვათ, პოპულაცია დალაგებულია ზრდის მიხედვით რაიმე სიკეთის მოხმარების თვალსაზრისით, და პოპულაციის p_i ნაწილი მოიხმარს x_i სიკეთეს, საზოგადოდ, რაოდენობრივად და არა წილობრივად, და $i = 1, 2, \dots, n$. უნდა ავაგოთ ამ განაწილების ლორენცის წირი. შემოვიტანოთ ახალი კუმულაციური სიდიდეები: დაგროვებითი წილები

$$P_i = \sum_{j=1}^i p_j,$$

ფარდობითი მათემატიკური ლოდინები

$$X_i = \sum_{j=1}^i x_j p_j,$$

და სიკეთის წილობრივი განაწილება

$$L_i = X_i / X_n.$$

ლორენცის წირი იქნება (P_i, L_i) წერტილების შემაერთებული ტეხილი.

როდესაც პოპულაციის წილები ტოლია, ე.ი. $p_1 = p_2 = \dots = p_n$, მაშინ ლორენცის წირის აგების პროცესი განსაკუთრებით მარტივდება, რადგან ამ დროს

$$L_i = \frac{\sum_{j=1}^i x_j}{\sum_{j=1}^n x_j}.$$

ლორენცის მრუდი ყოველთვის იწყება $(0,0)$ და მთავრდება $(1,1)$ წერტილში. ლორენცის მრუდი არ არის განსაზღვრული, თუ მათემატიკური ლოდინი ნულოვანი ან უსასრულოა. ლორენცის მრუდი ვერ ავა თანაბრობის წრფის ზემოთ. თუ ცვლადი, რომელიც იზომება, არ იღებს უარყოფით მნიშვნელობებს (რაც შეიძლება მოხდეს, მაგალითად, ვალების შემთხვევაში), ლორენცის მრუდი ვერ ჩამოვა აბსოლუტური უთანაბრობის მართკუთხა სამკუთხედის ქვემოთ, და იგი ამ დროს ზრდადია.

ლორენცის მრუდი შეიძლება დაიწყოს უარყოფითი მნიშვნელობით, თუ მოსახლეობის ღარიბ ფენას აქვს უარყოფითი შემოსავალი ვალების გამო.

რაიმე სიკეთის ლორენცის მრუდი ინვარიანტულია ამ სიკეთის დადებით სკალარზე გამრავლებისას: თუ X არის ეს სიკეთე, ნებისმიერი დადებითი რიცხვ c -სთვის cX სიკეთეს აქვს იგივე ლორენცის მრუდი, რაც X -ს. შედეგად, ლორენცის წირი არ იცვლება ინფლაციის დროს.

თუ ლორენცის წირი არ იცვლება სკალარზე გამრავლებისას, ის იცვლება წანაცვლებისას, ანუ როდესაც ლორენცის წირში მონაწილე ყველა აქტორის შემოსავალი

იზრდება ერთი და იგივე სიდიდით, ლორენცის წირი შეიცვლება. ლორენცის წირი შეიძლება აღვნიშნოთ (P, L) -ითი, სადაც P არის პოპულაციის დაგროვებითი წილი, ხოლო L არის სიკეთის ან შემოსავლის დაგროვებითი წილი.

როგორც ვხედავთ, ლორენცის წირს აქვს დამოუკიდებელი მნიშვნელობა; მაგრამ ამ ცნების აქტუალურობა ამითი არ ამოიწურება, ჩვენ შემდეგში ვნახავთ, რომ ლორენცის წირის საშუალებით აიგება უთანასწორობის ფართოდ გავრცელებული ინდიკატორები, კერძოდ, **ჯინის კოეფიციენტი** და **ჰუვერის ანუ რობინ ჰუდის ინდექსი**. ამასთან ლორენცის წირი გამოიყენება ალბათობის თეორიაში, ლორენცის წირი აიგება ხოლმე სხვადასხვა განაწილებისათვის, მაგალითად, ლოგნორმალური განაწილებისათვის, პარეტოს განაწილებისათვის (კოველი, 2009). ამავე დროს არსებობენ მრავალცვლადიანი ლორენცის წირები (არნოლდ, 2015).

1.2.3. ჰუვერის ანუ რობინ ჰუდის ინდექსი

ინდექსი, რომელიც ცნობილია როგორც **ჰუვერის ან შუტცის ინდექსი**, ანუ **რობინ ჰუდის ინდექსი**, არის შემოსავლის უთანასწორობის კიდევ ერთი მაჩვენებელი, რომელიც უკავშირდება ლორენცის მრუდს. ის ტოლია საზოგადოების შემოსავლის იმ ნაწილის, რომელიც უნდა გადანაწილდეს თანასწორობის მისაღწევად (ამიტომ მას ჩვენ **არსენა მარაბდელის** ინდექსი შეგვიძლია ვუწოდოთ). გრაფიკულად ის არის ყველაზე გრძელი ვერტიკალურ მონაკვეთი, რომელიც აკავშირებს ფაქტობრივ ლორენცის წირს თანასწორობის წრფესთან (პირველი საკოორდინატო მეოთხედის ბისექტრისასთან).

თუ შემოსავლის უსასრულოდ დაყოფა შეიძლება, მაშინ ჰუვერის ინდექსი მიეკუთვნება ნახევრად ღია ინტერვალს $[0; 1)$. წინააღმდეგ შემთხვევაში საუბარია შემოსავლის წილზე, რომლის გადანაწილება ამ საზოგადოებას მაქსიმალურად მიუახლოვებს, თანასწორობასთან.

რობინ ჰუდის ინდექსი ფართოდ გამოიყენება დასახლებულ პუნქტებში ზოგადი პრაქტიკის ექიმების ხელმისაწვდომობის შესაფასებლად. ასეთი შეფასებით, ლორენცის

მრუდი აიგება არა შემოსავლის, არამედ ზოგადად პრაქტიკოსი სპეციალისტების წილობრივი რაოდენობის მიხედვით მოსახლეობასთან მიმართებით. ამრიგად, იგი გვიჩვენებს, თუ ექიმების რა ნაწილი უნდა გადავამისამართოთ სხვა რაიონებში, რათა უზრუნველვეყოთ სამედიცინო პერსონალის თანაბარი მისაწვდომობა მთელ საკვლევ რეგიონში.

გამოვთვალოთ რობინ ჰუდის ინდექსი. x_i იყოს i -ური პირის შემოსავალი და \bar{x} იყოს საშუალო შემოსავალი. მაშინ ჰუდერის ინდექსი H არის:

$$H = \frac{1}{2} \frac{\sum_i |x_i - \bar{x}|}{\sum_i x_i}.$$

ეს მნიშვნელობა ასევე შეიძლება გამოითვალოს კვანტილების გამოყენებით. მომდევნო ფორმულაში კვანტილების რაოდენობა N გვხვდება მხოლოდ ჯამის ზედა საზღვარზე. ამრიგად, უთანასწორობა შეიძლება გამოითვალოს სხვადასხვა სიგანეების მქონე კვანტილებისთვის. მაგალითად, E_i შეიძლება იყოს შემოსავალი i -ურ კვანტილში და A_i შეიძლება იყოს შემოსავლის ოდენობა (აბსოლუტური ან ფარდობითი) i -ურ კვანტილში. მაშინ E_{total} იქნება ყველა N კვანტილის შემოსავლების ჯამი, ხოლო A_{total} იქნება შემოსავლების მიმდებების ჯამი ყველა N კვანტილში. რობინ ჰუდის ინდექსის H -ის ფორმულაა (ჰუდერი, 1984)

$$H = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left| \frac{E_i}{E_{total}} - \frac{A_i}{A_{total}} \right|.$$

ეს ფორმულა შეიძლება გამოყენებულ იქნას ცხრილების გამოთვლებში, მაგრამ პარაგრაფ 2.4.1-ში დავამტკიცეთ, რომ იგი ექვივალენტურია უფრო მარტივი ფორმულისა.

1.2.4. ჯინის კოეფიციენტი

ჯინის კოეფიციენტი წარმოადგენს სტატისტიკურ მაჩვენებელს, რომელიც აღწერს მოცემული ქვეყნის ან რეგიონის საზოგადოების სტრატეფიკაციის ხარისხს, ნებისმიერი

შესასწავლი მახასიათებლის მიმართ. გამოიყენება ეკონომიკური უთანასწორობის გასაზომად.

ჯინის კოეფიციენტი მერყეობს 0-დან 1-მდე. რაც უფრო მეტად გადაიხრება მნიშვნელობა ნულიდან და უახლოვდება ერთიანს, მით უფრო კონცენტრირებულია შემოსავლები მოსახლეობის ცალკეული ჯგუფების ხელში. ზოგჯერ გამოიყენება ამ კოეფიციენტის პროცენტული წარმოდგენა, რომელსაც **ჯინის ინდექსი** ეწოდება.

ყველაზე ხშირად თანამედროვე ეკონომიკურ გამოთვლებში გამოსაკვლევ პარამეტრად აღებულია წლიური შემოსავლის დონე. ჯინის კოეფიციენტი შეიძლება განისაზღვროს, როგორც მაკროეკონომიკური ინდიკატორი, რომელიც ახასიათებს მოსახლეობის ფულადი შემოსავლების დიფერენციაციას, როგორც შემოსავლის ფაქტობრივი განაწილების გადახრის ხარისხს რეზიდენტებს შორის მათი აბსოლუტურად თანაბარი განაწილებისაგან.

ზოგჯერ ჯინის კოეფიციენტი (ისევე, როგორც ლორენცის მრუდი) გამოიყენება დაგროვილი სიმდიდრის უთანასწორობის დონის დასადგენად, მაგრამ ამ შემთხვევაში აუცილებელი პირობაა, რომ შინამეურნეობის წმინდა აქტივები იყოს არაუარყოფითი.

ჯინის კოეფიციენტი ასევე გამოიყენება მანქანური სწავლების პროცესში უწყვეტი მნიშვნელობების პროგნოზირების მიზნით. მისი მნიშვნელობა არის ის, რომ ცდომილება უნდა იყოს მაქსიმალურად თანაბარი, რამდენადაც ეს შესაძლებელია.

ეს სტატისტიკური მოდელი შემოთავაზებული და შემუშავებულია იტალიელი სტატისტიკოსისა და დემოგრაფის **კორადო ჯინის** მიერ და გამოქვეყნდა 1912 წელს მის ნაშრომში "ნიშნების ცვალებადობა და ცვალებადობა" (*Variability and Mutability*).

ჯინის კოეფიციენტი შეიძლება გამოითვალოს, როგორც ლორენცის მრუდის მიერ წარმოქმნილი ფიგურისა და თანასწორობის წრფეს შორის ფართობის თანაფარდობა მართკუთხა სამკუთხედის ფართობთან, რომელიც წარმოქმნილია თანასწორობის წირით და ღერძებით. სხვა სიტყვებით რომ ვთქვათ, უნდა ვიპოვოთ პირველი ფიგურის

ფართობი და გავყოთ იგი მეორე ფიგურის ფართობზე. სრული თანაბრობის შემთხვევაში, კოეფიციენტი იქნება 0; სრული უთანასწორობის შემთხვევაში, იგი უდრის 1-ს.

ჯინის კოეფიციენტი შეიძლება გამოითვალოს **ბრაუნის ფორმულის** გამოყენებით (ბელუ, 2006):

$$G = \left| 1 - \sum_{k=2}^n (X_k - X_{k-1})(Y_k + Y_{k-1}) \right|.$$

ან **ჯინის ფორმულის** შესაბამისად (ბელუ, 2006):

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n^2 \bar{y}}.$$

სადაც G არის ჯინის კოეფიციენტი, X_k არის მოსახლეობის დაგროვებითი წილი (მოსახლეობა წინასწარ არის დალაგებული შემოსავლის ზრდის მიხედვით), Y_k არის შემოსავლის წილი, რომელსაც იღებს X_k , n არის შინამეურნეობების რაოდენობა, y_k არის შინამეურნეობის შემოსავლის წილი მთლიან შემოსავალში, \bar{y} არის შინამეურნეობის შემოსავლების წილების არითმეტიკული საშუალო. ამ ფორმულებიდან ჩანს, რომ რაც უფრო მეტ ნაწილზეა დაყოფილი ერთი და იგივე ერთობლიობა, მით უფრო მაღალია მისთვის ჯინის კოეფიციენტის მნიშვნელობა, ანუ მით უფრო ზუსტადაა ჯინის ინდექსი გამოთვლილი.

ჯინის კოეფიციენტი საშუალებას გვაძლევს შევადაროთ ერთმანეთთან მშპ-ს, ლიკვიდური შემოსავლების, ხელფასების და სხვათა განაწილება ქვეყნებში, სოფლის მოსახლეობაში, ქალაქების მოსახლეობაში ან სხვა ერთობლიობებში, რომლებიც სხვადასხვა რაოდენობის წევრებისაგან შედგებიან, აქვთ ეკონომიკური განვითარების სხვადასხვა დონე, გასხვავებული ეკონომიკური სტრუქტურა. შესაბამისად, შეიძლება ვისაუბროთ ქვეყნის, ქალაქების მოსახლეობის, სოფლის მოსახლეობის და სხვათა ჯინის კოეფიციენტებზე. ჯინის კოეფიციენტი ცალკე ნაკლებ ინფორმატიულია, მაგრამ მისი მნიშვნელობის ცოდნა მშპ-სა და ერთ სულ მოსახლეზე მშპ-ს განაწილებასთან ერთად ქვეყნის საზოგადოების ეკონომიკურ სტრუქტურაზე ღრმა ინფორმაციას იძლევა. იგი

ფარდობითია, რადგან არ არის დამოკიდებული შედარებული ქვეყნების ეკონომიკის მასშტაბებზე. ჯინის კოეფიციენტის, ისევე, როგორც უთანაბრობის სხვა ინდექსების გამოთვლა დროის სხვადასხვა შუალედში საშუალებას აძლევს სახელმწიფოს გამოიკვლიოს უთანასწორობის ცვლილება საზოგადოებაში და ის არეგულიროს კიდევ, ცხადია, გარკვეულ ფარგლებში და პირობებში. საერთოდ, უნდა ითქვას, რომ ანონიმურობა უთანასწორობის ინდექსების დამახასიათებელია, რადგან არ არის საჭირო ცოდნა, ვის რამდენი შემოსავალი აქვს.

ჯინის კოეფიციენტის ერთ-ერთი ნაკლია ის, რომ ხშირად არ არსებობს ინფორმაცია იმის შესახებ, თუ რომელ და როგორ რაოდენობებად იყოფა მოსახლეობა. ჯინის კოეფიციენტი არ ითვალისწინებს შემოსავლის წყაროს, ანუ ქვეყანაში ან რაიმე სხვა სახის ერთობლიობაში ჯინის კოეფიციენტი შეიძლება იყოს საკმაოდ დაბალი, თუმცა იმის ხარკზე, რომ მოსახლეობის გარკვეული ნაწილი ეწევა მძიმე შრომას, ხოლო სხვა ცხოვრობს დივიდენდებით, ანაბრებზე პროცენტებით და სხვა. მაგალითად, შვეციაში 2010 წელს ჯინის კოეფიციენტი შემოსავლების მიხედვით იყო 0.25 (2019 წელს -27.6), ანუ ერთ-ერთი ყველაზე დაბალი განვითარებულ ქვეყნებს შორის, თუმცა ჯინის კოეფიციენტი სიმდიდრის მიხედვით იყო 0.853, რაც სიდიდით მეორეა განვითარებულ ქვეყნებს შორის (<https://en.wikipedia.org/wiki/Sweden>). ეს იმაზე მიუთითებს, რომ შვეციაში მოსახლეობის მცირე ნაწილს აქვს ასე ვთქვათ, „არაშრომითი“ შემოსავალი, ხოლო დანარჩენი მოსახლეობა შემოსავალს იღებს შრომის საშუალებით. ლორენცის მრუდისა და ჯინის კოეფიციენტის გამოყენებისას არათანაბარი განაწილების შესწავლაში ძნელად გასათვალისწინებელია, როცა შემოსავალი ფარულია, რადგან, მაგალითად, ხელფასები შეიძლება გაიცემოდეს საკვების სახით და ა.შ.

ასევე ხშირად ხდება დამსაქმებელი კომპანიის აქციების შეძენა, როგორც ანაზღაურების ერთ-ერთი ფორმა - ამ დროს შემოსავალი არაა მყისიერი, მისი მიღება ხდება მხოლოდ აქციების გაყიდვის შემდეგ. უთანასწორობის ინდექსების შედარებისას

ასევე მნიშვნელოვანია განსხვავებანი სტატისტიკური მონაცემების შეგროვების ხერხებში, რაც აძნელებს უთანასწორობის ინდექსების ერთმანეთთან შედარებას.

საინტერესოა აღინიშნოს, რომ Credit Suisse ბანკის მიერ შედგენილ Global Wealth Report-ის შეფასებით 2012 წელს რუსეთში ჯინის ინდექსი 84% -ს შეადგენდა (0.84; სიმდიდრით, მაგრამ არა შემოსავლით), რაც ბანკის აზრით, ერთ-ერთი ყველაზე მაღალია მსოფლიოს წამყვან ქვეყნებში [5], თუმცა ჩამორჩება შვეციის ანალოგიურ მაჩვენებელს.

ჯინის კოეფიციენტი როცა ნულია, მაშინ სიკეთის განაწილება არის თანაბარი, რაც შეესაბამება იმ შემთხვევას, როცა ლორენცის წირი ემთხვევა თანაბრობის წირს. როდესაც ჯინის კოეფიციენტი უდრის 1-ს, მაშინ ჯინის ინდექსი გამოხატავს მაქსიმალურ უთანასწორობას სიკეთის განაწილებაში, და ეს შეესაბამება ლორენცის წირს, რომელსაც აქვს ტოლფერდა მართკუთხა სამკუთხედის ფორმა, წვეროებით (0,0), (0,1) და (1,1). როდესაც ჯინის კოეფიციენტის აქტორებს აქვთ უარყოფითი შემოსავალი (ეს შემთხვევა ჩვენ განვიხილეთ ლორენცის წირის განხილვისას), მაშინ ჯინის კოეფიციენტმა შეიძლება მიიღოს ერთზე მეტი მნიშვნელობა. რადგან ჯინის ინდექსის გამოთვლისას გამოიყენება მოხმარებული სიკეთის არა აბსოლუტური, არამედ ფარდობითი მნიშვნელობა (ანუ მისი ფარდობა მთელ სიკეთესთან), და არა თუ მოვახდენთ კუმულაციური მოსახლეობისა და შემოსავლის ნორმალიზებას, მაშინ ჯინის კოეფიციენტი დამოკიდებული იქნება მხოლოდ სიკეთის ფარდობით განაწილებაზე, ანუ ორ ქვეყანაში შეიძლება იყოს ცხოვრების განსხვავებული დონე, მაგრამ ჯინის ინდექსები იყოს ტოლი.

ეკონომიკური თანამშრომლობისა და განვითარების ორგანიზაციის ქვეყნებისთვის (OECD) მე-20 საუკუნის ბოლოს, გადასახადებისა და გადარიცხვების ეფექტის გათვალისწინებით, ჯინის კოეფიციენტი 0,24 დან 0,49 – მდე მერყეობდა, რომელიც სლოვენიაში იყო ყველაზე დაბალი და ჩილეში ყველაზე მაღალი. 2008–2009 წლებში აფრიკის ქვეყნებს ჰქონდათ ჯინის უმაღლესი კოეფიციენტები, რომელიც სამხრეთ აფრიკაში იყო მსოფლიოში ყველაზე მაღალი, დაახლოებით 0.63-დან 0,7-მდე, თუმცა ეს მაჩვენებელი 0.52-მდე ეცემა სოციალური დახმარების გათვალისწინების შემდეგ და

უდრის 0.47-ს დაბეგვრის შემდეგ. 2005 წელს მსოფლიო შემოსავლის ჯინის კოეფიციენტი სხვადასხვა წყაროს მიხედვით 0,61 და 0.68 შორისაა (გაერო, 2010), (ჰილბრანი, 2010).

ჯინის კოეფიციენტის ინტერპრეტაცია არაა ცალსახა. ჯინის კოეფიციენტის ერთი და იგივე მნიშვნელობას შეიძლება მრავალი განსხვავებული განაწილების მრუდი იძლეოდეს. მხედველობაში უნდა იქნას მიღებული დემოგრაფიული სტრუქტურაც. ქვეყნებში, რომელთაც ასაკოვანი მოსახლეობა ჰყავთ, ან ბავშვების ბუმი აქვთ, გადასახადების გათვალისწინებამდე ჯინის ინდექსი მაღალია, მაშინაც კი, თუ მოზრდილ პირთა რეალური შემოსავლის განაწილება მუდმივია. მეცნიერებმა ჯინის კოეფიციენტის ათეულზე მეტი ვარიანტი შეიმუშავეს (იტზაკი, 1998).

ჯინის კოეფიციენტი ალტერნატიულად განისაზღვრება, როგორც აბსოლუტურ სხვაობათა მათემატიკური ლოდინის ნახევარი, რაც მათემატიკურად ლორენცის მრუდის საშუალებით მიღებული განმარტების ექვივალენტურია.

როდესაც შემოსავლის (ან ქონების) განაწილება მოცემულია, როგორც ალბათობის განაწილების უწყვეტი ფუნქცია $p(x)$, ჯინის კოეფიციენტი კვლავ არის აბსოლუტური სხვაობების მათემატიკური ლოდინის ნახევარი:

$$G = \frac{1}{2\mu} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} p(x)p(y) |x - y| dx dy,$$

სადაც $\mu = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx$ არის განაწილების მათემატიკური ლოდინი, და ინტეგრალის ქვედა საზღვარი შეიძლება შეიცვალოს ნულით, როდესაც ყველა შემოსავალი დადებითია.

როდესაც მთელი ლორენცის მრუდი არ არის ცნობილი, და, როგორც წესი, ასეც ხდება ხოლმე, მაშინ ჯინის კოეფიციენტი შეიძლება მიახლოებით იქნას გამოთვლილი ლორენცის მრუდის დაკარგული მნიშვნელობების ინტერპრეტაციის სხვადასხვა ტექნიკის გამოყენებით - ჩვენ ამაზე ადრეც გვექონდა საუბარი ლორენცის წირის განხილვის დროს, როდესაც აღვნიშნეთ, რომ ინტეგრალით ლორენცის წირის აგება სირთულეებთან არის დაკავშირებული, და პრაქტიკაში გამოიყენება ლორენცის წირის

აგება დისკრეტული მონაცემების არსებობის შემთხვევაში. რადგან ჯინის კოეფიციენტი დაკავშირებულია ლორენცის წირთან, აქაც ანალოგიურ მოვლენასთან გვაქვს საქმე. კერძოდ, თუ (X_k, Y_k) არის ცნობილი წერტილები ლორენცის მრუდზე, სადაც X_k დალაგებულია ზრდადობით ($X_{k-1} < X_k$), მაშინ:

X_k არის მოსახლეობის შესაბამისი ცვლადის დაგროვებითი წილები, $k = 0, \dots, n$, $X_0 = 0$ -ით, $X_n = 1$. Y_k არის შემოსავლის შესაბამისი ცვლადის დაგროვებითი წილები, $k = 0, \dots, n$, $Y_0 = 0$, $Y_n = 1$. Y_k უნდა ინდექსირებული იქნას ისე, რომ არ კლებულობდეს ($Y_k > Y_{k-1}$). თუ ლორენცის მრუდის მიახლოებას მოვახდენთ თითოეულ ინტერვალზე თანმიმდევრული წერტილების შემაერთებელი მონაკვეთებით, მაშინ შესაბამისი ფართობი შეიძლება მიახლოებით გამოვთვალოთ ტრაპეციების საშუალებით და ამიტომ მიახლოებით მივიღებთ ბრაუნის ფორმულას, რომელზეც გვქონდა ადრე საუბარი:

$$G = 1 - \sum_{k=1}^n (X_k - X_{k-1})(Y_k - Y_{k-1}).$$

უფრო ზუსტი შედეგების მიღება შესაძლებელია სხვა მეთოდების გამოყენებით, მაგალითად, ლორენცის მრუდის უცნობი წერტილების კვადრატული ფუნქციით მიახლოების საშუალებით, ან ლორენცის მრუდის უცნობი წერტილების მიახლოებით რაიმე გლუვი ფუნქციებით, რომლებიც უკეთ შეესაბამებიან ცნობილ მონაცემებს. ეს მეთოდები ხშირად შეიძლება გამოყენებულ იქნას ლორენცის მრუდის მიახლოების სიზუსტის გასაუმჯობესებლად.

ჯინის კოეფიციენტის და სხვა სტანდარტული უთანასწორობის მაჩვენებლები საერთო სქემით განიმარტებიან. სრულყოფილი თანასწორობა, ანუ უთანასწორობის არარსებობა არსებობს მაშინ და მხოლოდ მაშინ, როდესაც უთანასწორობის თანაფარდობა $\frac{X_j}{\bar{X}}$ უტოლდება 1-ს მოცემულ პოპულაციაში ყველა j -სთვის. განზოგადებულ უთანაბრობის მაჩვენებლებს მოგვიანებით განვმარტავთ.

1.2.5. ტეილის და ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსები

ტეილის ინდექსი წარმოადგენს სოციალურ უთანასწორობის საზომს, რომელიც 1967 წელსაა შემოთავაზებული ჰოლანდიელი ეკონომისტის ჰენრი ტეილის მიერ (ტეხასის უნივერსიტეტი, 2018), (კოველი, 2009). ჯინის კოეფიციენტისგან განსხვავებით, ტეილის ინდექსი დაშლადია (ანუ ადიციურია), ე.ი. თუ მოსახლეობა დაყოფილია ჯგუფებად, მაშინ მთლიანი მოსახლეობის ტეილის ინდექსი შეიძლება გამოითვალოს, როგორც ჯგუფებს შორის სოციალური უთანასწორობის მაჩვენებლისა და თითოეული ჯგუფის ტეილის ინდექსების შეწონილი ჯამი. ტეილის ინდექსის ადიციურობა საშუალებას გვაძლევს ავხსნათ მოსახლეობის უთანასწორობის პროცენტული მაჩვენებლები იმ ჯგუფების უთანასწორობის პროცენტული მაჩვენებლების საშუალებით, რომელ ჯგუფებადაც დაყოფილია მოსახლეობა. ტეილის ინდექსები T_0 და T_1 გამოითვლება შემდეგი ფორმულების გამოყენებით (კოველი, 2009, გვ. 151), (ჰაუერტი, 2002, გვ. 75)

$$T_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\ln \frac{\bar{x}}{x_i} \right), \quad T_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \cdot \ln \frac{x_i}{\bar{x}} \right),$$

სადაც x_i არის i -ური ინდივიდის შემოსავალი, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ არის შემოსავლის საშუალო არითმეტიკული, ხოლო n არის პოპულაციაში ინდივიდების რაოდენობა. თუ ყველა ინდივიდის შემოსავალი ტოლია, მაშინ ტეილის ინდექსი ნულია. თუ მთელი მოსახლეობის შემოსავალი კონცენტრირებულია ერთი ინდივიდის ხელში, მაშინ ტეილის ინდექსი არის $\ln n$. ზოგჯერ, ლიტერატურაში, ტეილის ინდექსს მხოლოდ T_1 ეძახიან, ხოლო T_0 -ს უწოდებენ ლოგარითმულ გადახრას. ლოგარითმული გადახრა მგრძობიარეა განაწილების შკალის ქვედა საზღვარზე განხორციელებულ ცვლილებებზე, ხოლო ტეილის ინდექსი თანაბრად მგრძობიარეა განაწილების მთელი შკალის ცვლილებებისადმი.

თუ მოსახლეობა დაყოფილია ჯგუფებად G_1, \dots, G_j , მაშინ ტეილის ინდექსი გამოითვლება ფორმულით

$$T = \sum_{j=1}^J \omega_j * T(G_j) + T(\{y_1, \dots, y_J\}),$$

სადაც $\omega_j = \frac{n_j y_j}{n \bar{x}}$ არის საშუალო შემოსავალი ჯგუფში, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ არის მთელი პოპულაციის საშუალო შემოსავალი, n_j არის ინდივიდუმების რაოდენობა G_j ჯგუფში და n არის ინდივიდუმების რაოდენობა მთელ პოპულაციაში. თანაფარდობა $\frac{T(\{y_1, \dots, y_J\})}{T}$ არის სოციალური უთანასწორობის პროცენტული მაჩვენებელი, რომელიც აიხსნება ჯგუფებად მოცემული დაყოფით.

ტეილის ინდექსის გარდა ფართოდ გამოიყენება ატკინსონის ინდექსი (დაწვრილებით იხ. პარაგრაფი 2.5.2), რომელიც გამოითვლება შემდეგი ფორმულით (კოველი, 2009, გვ. 151), (პაუერტი, 2002, გვ. 75):

$$A = \begin{cases} 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)}, & \varepsilon \in [0, 1), \\ 1 - \frac{1}{\mu} \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^{1/n}, & \varepsilon = 1 \end{cases}$$

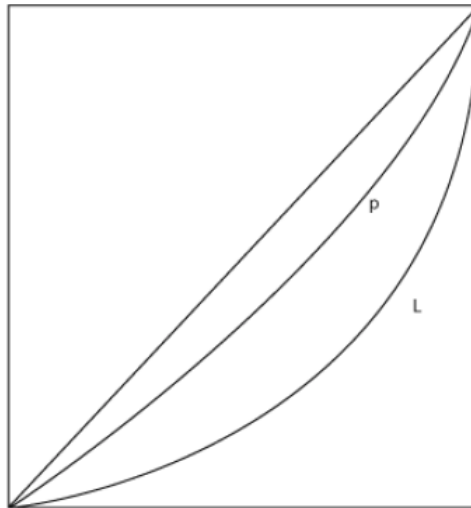
სადაც y_i არის i -ური ინდივიდის ან ჯგუფის, $i = 1, 2, \dots, n$, შემოსავლის დონე, μ არის შემოსავლის საშუალო არითმეტიკული

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i.$$

Paglin-ი თვლის, რომ ლორენცის კონცეფციის ძირითადი სისუსტე (პაგლინი, 1965) სრულყოფილი თანასწორობის წირის განსაზღვრებაში მდგომარეობს. რიგ მკვლევართა აზრით თანასწორობის წრფეს, რომელიც აბსცისთა ღერძთან 45 გრადუსიან კუთხეს ადგენს, მხოლოდ მათემატიკური მნიშვნელობა აქვს. თანასწორობის არსებული წირის ძირითადი ხარვეზია ის, რომ იგი ზედმეტ მნიშვნელობას ანიჭებს თანასწორობის პირობებს, როდესაც იყენებს მონაცემებს წლიური შემოსავლების შესახებ. ეს შემოსავლები სხვადასხვა

ოჯახებისათვის შეიძლება იცვლებოდეს სხვადასხვა მიმართულებით ქვეყნის ეკონომიკის განვითარების კვალდაკვალ. ამიტომ ლორენცისეული თანასწორობა მოითხოვს, რომ წლის განმავლობაში ეკონომიკა იყოს უცვლელი. რომ დავუშვათ კიდევ, რომ წლის განმავლობაში ეკონომიკა არ იცვლება, ლორენცისეული თანასწორობისთვის ეს არაა საკმარისი, რადგან იგი მოითხოვს არამარტო თანაბარ შემოსავალს, არამედ დამატებით იმას, რომ, მაგალითად, რომ ოჯახების რაოდენობრივი, ასაკობრივი შემადგენლობა, წევრთა ჯანმრთელობის მდგომარეობა და სხვა იყოს იდენტური, რაც აბსურდია და პრაქტიკაში არასდროს არსად არ გვხვდება. ამიტომ პაგლინის აზრით, მიზანშეწონილია სრულყოფილი თანასწორობა განვსაზღვროთ P წირით და არა ჯინის ინდექსის გამოთვლისას გამოყენებული თანასწორობის წრფის საშუალებით (ნახ. 2).

ნახ. 2. პაგლინის თანაბრობის წირი P



აგებულია ავტორის მიერ Photoshop-ით

სინამდვილეში მოთხოვნა, რომ ოჯახებში ყველა პარამეტრის მიმართ განაწილება იყოს ერთიდაიგივე, ეწინააღმდეგება მოხმარების მოთხოვნილებებს, შემოსავლის წარმოების რეალობას. იმისათვის, რომ ასეთი „სრულყოფილი“ თანასწორობა არსებობდეს, შინამეურნეობაში წლის განმავლობაში არავინ არ უნდა იზადებოდეს,

ასევე, ოჯახის რომელიმე წევრმა არ შეიძლება მიიღოს უფრო მაღალი ხელფასი ან დასაქმდეს, თუ არ იყო აქამდე დასაქმებული და ა.შ.

უთანაბრობის ლორენც-ჯინის ზომის ზოგიერთი ნაკლი აღიარებულია ლიტერატურაში, მაგალითად, შემოტანილია ასაკობრივი ჯგუფების ჯინის კოეფიციენტები, მაგრამ ამ შემთხვევაში არაა გამორიცხული მონაცემებით მანიპულირება.

ამკარაა, რომ არავის არ შემოუთავაზებია ალტერნატიული მიდგომა - თანასწორობის წირის რეკონსტრუქცია, რომლებიც შეესაბამებიან არსებულ მონაცემებს წლიური შემოსავლების შესახებ. მას შემდეგ რაც Paglin-ი გვერდს აუვლის სოციალურად არარეალისტური 45 გრადუსიანი თანასწორობის წრფეს, თავისუფლად შეიძლება შევქმნათ ახალი ორიენტირები, რომლებიც შეესაბამებიან თანასწორობის გონივრულ განმარტებებს. პაგლინის აზრით თანასწორობის წირი იქნება P წირი ნახ. 2-ზე, და პაგლინის აზრით უთანაბრობის ინდექსი იქნება ფართობი ამ ნახაზზე P და L წირებს შორის.

მიუხედავად ამისა, ლორენცის თანაბრობის წირი, რომელიც 45 გრადუსიან კუთხეს ადგენს აბსცისთა ღერძთან, არამარტო ადვილი გამოსაყენებელია, არამედ საკმაოდ ინფორმატიული და პაგლინის მიდგომას ჯერჯერობით ფართო გავრცელება არ აქვს.

1.2.6. პარეტოს განაწილება და მისი გამოყენება

მოსახლეობაში შემოსავლების არათანაბარ განაწილებასთან დაკავშირებული პრობლემები კაცობრიობას ძალიან დიდი ხნის განმავლობაში აინტერესებს. ალბათ შეიძლება ითქვას, რომ როგორც კი კერძო საკუთრება გაჩნდა, მაშინვე შეიქმნა სიმდიდრისა და შემოსავლის არათანაბარი განაწილების წინაპირობები, რომლებიც სწრაფად გადაიქცნენ ისეთ არათანაბარ განაწილებაში, როგორსაც დღეს ვხედავთ. კაცობრიობის ისტორიამ მნიშვნელოვანი გავლენა განიცადა სხვადასხვა სოციალური

პროცესების შედეგად, რომლის მთავარი მამოძრავებელი ძალა იყო მის წევრთა შორის შემოსავლის არათანაბარი განაწილება. მატერიალური კეთილდღეობით ხალხის უკმაყოფილების გამო მოხდა მრავალი აჯანყება, რევოლუცია და სხვადასხვა მასშტაბის მსგავსი მოძრაობები. უფრო მეტიც, შეიძლება ითქვას, რომ თანამედროვე პირობებში ისინი კვლავ იძენენ დიდ მნიშვნელობას ნებისმიერი სახელმწიფოსთვის.

პრობლემის არსებობის მრავალსაუკუნოვანი ისტორიის მიუხედავად, მისი მეცნიერულად შესწავლა დაიწყო მხოლოდ მე-19 საუკუნის ბოლოს და XX საუკუნის დასაწყისში. პასუხი კითხვაზე, თუ რა საზომით შეიძლება დახასიათებულ იქნას მოსახლეობის შემოსავლების არათანაბარი განაწილება, ერთ-ერთი ჰიპოთეზის სახით ეკუთვნის იტალიელ ეკონომისტს, პოლიტიკური ეკონომიის მათემატიკური სკოლის ერთ-ერთ ფუძემდებელს, ვილფრედო პარეტოს (1848-1923). მან შემოგვთავაზა განტოლება, რომელიც აღწერს დამოკიდებულებას შემოსავლის რაოდენობასა და იმ ადამიანების რაოდენობას შორის, რომელთა შემოსავალი არ აღემატება მოცემულ სიდიდეს, და ჩამოაყალიბა კანონი, რომელსაც დაერქვა მისი სახელი. მოგვიანებით მისი იდეების ინტერპრეტაცია მოხდა ალბათობის თეორიისა და მათემატიკური სტატისტიკის თვალსაზრისით და შესაბამის განაწილებას დაარქვეს **პარეტოს განაწილება**.

პარეტოს მრუდი. 1897 წელს იტალიელმა ეკონომისტმა ვილფრედო პარეტომ (1848-1923), ლეონ ვალრასას სტუდენტმა და მისმა მემკვიდრემ ლოსანის უნივერსიტეტის პოლიტიკური ეკონომიის კათედრაზე, აღმოაჩინა გარკვეული კანონზომიერება შემოსავლების განაწილებაში კაპიტალისტურ ქვეყნებში, ისევე როგორც იმ ქვეყნებში, სადაც ფეოდალური და ადრეული კაპიტალისტური ურთიერთობები ჭარბობდა. ამ ნიმუშიდან გამომდინარე, პარეტო ცდილობდა გამოეყვანა ეკონომიკური და სოციოლოგიური ხასიათის რამდენიმე ზოგადი დასკვნა. სხვადასხვა ქვეყნის სტატისტიკის საფუძველზე, ვ. პარეტომ შეადგინა კუმულაციური განაწილების რიგები, სადაც ჩანს, თუ რამდენ ადამიანს აქვს სერიაში მითითებულ ღირებულებაზე არანაკლები

შემოსავალი. შემდეგ მან შეადგინა განაწილებების ასეთი სერიები, გადაზომა რა შემოსავალთა x მნიშვნელობები აბსცისთა ლერძზე და y -ლერძზე იმ ადამიანების რიცხვი, რომელთა შემოსავალი ტოლია ან მეტი ვიდრე x . პარეტომ დაადგინა, რომ შესწავლილ შემთხვევათა უმრავლესობაში შემოსავლის განაწილების ამსახველი მრუდები, ანუ განაწილების შემდეგი კუმულაციური ფუნქციების

$$1 - \frac{a}{(v-1)x^{v-1}}$$

გრაფიკები ერთმანეთის მსგავსია, ხოლო ამ განაწილების სიმკვრივე, ანუ განაწილების კუმულაციური ფუნქციის წარმოებული, არის ორ a და v პარამეტრიანი ფუნქცია

$$f = \frac{a}{x^v}, \quad (1.1)$$

რომლის გრაფიკს პარეტოს მრუდი ეწოდება, წარმოადგენს ჰიპერბოლას და აქვს ორი ასიმპტოტი.

როგორც წესი, მცირე შემოსავლის მქონე ადამიანების რაოდენობის შესახებ ინფორმაცია საკმარისი არ არის ხოლმე, რადგან კაპიტალისტურ ქვეყნებში შემოსავლის მონაცემები დგინდება ხოლმე საგადასახადო სტატისტიკისგან, ხოლო მცირე შემოსავლის მქონე პირები არ იხდიან საშემოსავლო გადასახადს. ამასთან, ჩვენ რომ გვქონოდა ინფორმაცია მინიმალური შემოსავლის მქონე პირების შესახებ, მაშინ მრუდი გადახრილი იქნებოდა ქვევით და გადაკვეთდა სწორ ხაზს გარკვეულ მომენტში. დაბალი შემოსავლებისთვის პარეტოს ფორმულა არ გამოდგება, რადგან კვლევებმა აჩვენეს, რომ დაბალი შემოსავლები გადანაწილებულია ლოგნორმალური კანონის შესაბამისად (კოლმაკოვი, 2016).

პარეტოს განაწილების მძიმე კუდი აიხსნება იმითი, რომ მაღალშემოსავლიან პირებს შეუძლიათ თავიანთი ზედმეტი ქონების ინვესტირების გზით საკუთარი ქონება კიდევ უფრო გაზარდონ.

პარეტოს განაწილება გამოიყენება არა მხოლოდ მოსახლეობის შემოსავლების, არამედ ზოგიერთი სხვა სიდიდეების ანალიზისთვის. კერძოდ, ერთ-ერთი ასეთი სფეროა კატასტროფების თეორია. მასში პარეტოს განაწილებას იყენებენ დროთა განმავლობაში კატასტროფებისგან დაზიანების დინამიკის გასაანალიზებლად, იშვიათი, მაგრამ ძალიან ფართომასშტაბიანი მოვლენების ალბათობის გასაანალიზებლად. ეს კვლევები განსაკუთრებით მნიშვნელოვანი გახდა თანამედროვე პერიოდში, როდესაც მეცნიერება და ტექნიკა ძალიან სწრაფად ვითარდება, ზოგჯერ ადამიანი ვერც კი წარმოიდგენს რა შედეგები შეიძლება მოჰყვეს ასეთ განვითარებას მომავალში. ამასთან დაკავშირებით, მნიშვნელოვნად იზრდება სხვადასხვა ტექნოლოგიური ავარიებისა და კატასტროფების რისკი. აქ კი კაცობრიობას, მოემზადოს შესაძლო პრობლემებისთვის შეიძლება დაეხმაროს პარეტოს განაწილება.

უმსხვილესი ბუნებრივი კატაკლიზმების ანალიზი ცხადყოფს, რომ ისინი ძალიან უჩვეულო თვისებებს ავლენენ. მაგალითად (მალინეცკი, 2000, თავი 5), 1976 წლის 28 ივნისის ტიან-შანის მიწისძვრის დროს ჩინეთში 240-დან 650 ათასამდე ადამიანი დაიღუპა, წყალდიდობისას 1931 წელს 1.3 მილიონი ადამიანი დაიღუპა ჩინეთში, ხოლო 500.000 ადამიანი - 1970 წელს ბანგლადეშში. გიგანტური არაჩვეულებრივი ზარალი ასევე შეინიშნება ღირებულებითი მახასიათებლებისთვის, რაც ტიპურია ეკონომიკურად განვითარებული ქვეყნებისთვის. უძველესი ისტორიული წყაროები აღწერენ კიდევ უფრო დამანგრეველ კატასტროფებს. ამრიგად, უდიდესი კატასტროფებისგან მიყენებული ზიანი თავისი მასშტაბებით ძალიან დიდია და მათგან მიყენებული ზიანი აღემატება ყველა იმ კატასტროფისგან მიყენებულ ზიანს, რომელიც მოხდა იმავე პერიოდის განმავლობაში. ამრიგად, იმ მოვლენების რაოდენობა, სადაც მსხვერპლთა რიცხვი მეტია x-ზე, ნელა მცირდება. და თუ "ჩვეული" სტატისტიკური დამოკიდებულების ანალიზისას ჩვენ ჩვეულებრივ უგულვებელყოფთ ძალიან დიდი მოვლენების შესაძლებლობას, რომლებიც განაწილებულია სწრაფად კლებად "კუდზე", აქ

ეს აღარ შეგვიძლია. უფრო მეტიც, ჩვენ შეგვიძლია განვიხილოთ მხოლოდ „კუდი“, უგულვებელყოთ რა მცირე ზომის სიდიდეები. ასეთ განაწილებებს უწოდებენ განაწილებებს "მძიმე კუდით". ამ ტერმინის სხვადასხვა ინტერპრეტაცია შეიძლება ვნახოთ ლიტერატურაში, ყველა მათგანის არსი ასეთია: **მძიმე კუდიანი** (heavy tails ანუ fat tails) (მალინეცკი, 2000, თავი 5) განაწილება არის განაწილება, რომლის კუდის "მოწყვეტა" არ შეიძლება, ე.ი. დიდი, მაგრამ იშვიათი მოვლენების უგულვებელყოფა არ შეიძლება. ეს არის „მძიმე კუდიანი“ განაწილებების მთავარი თვისება, რომელთაგან პარეტოს განაწილება მხოლოდ ერთ-ერთია (მალინეცკი, 2000, თავი 5).

საზოგადოდ, განაწილებას ეწოდება მძიმე კუდიანი, (ფოსი..., 2013), (https://en.wikipedia.org/wiki/Heavy-tailed_distribution#Common_heavy-tailed_distributions), თუ მისი განაწილების სიმკვრივე $F(x)$ ყველა $t > 0$ -სთვის აკმაყოფილებს პირობას

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} dF(x) = 0.$$

აღსანიშნავია, რომ **ლოგნორმალური და პარეტოს განაწილებები არიან მძიმე კუდიანი განაწილებები**; მათგან უფრო მძიმე კუდი აქვს პარეტოს განაწილებას, შემდეგ - ლოგნორმალურს.

წინა მაგალითების გარდა, შეგვიძლია ვიპოვოთ განაწილების სხვა მაგალითები, რომლებსაც დიდი კუდები აქვთ. ეს ეხება ქარიშხლებსა და მიწისძვრებს, ასევე მდინარეებში წყლის მაქსიმალურ ხარჯს. მაღალი ალბათობით შეიძლება ვივარაუდოთ, რომ მძიმე კუდებით გადანაწილება დამახასიათებელია არა მხოლოდ სტიქიური უბედურებისგან გამოწვეული ზარალისთვის, არამედ ტექნოლოგიური კატასტროფების შედეგად მიღებული ზარალისთვისაც, როგორცაა ჩერნობილის ავარიის შემთხვევა, ტანკერების ავარიები, ქიმიური საწარმოების ავარიები, ხანძრებისა და ნავთობსადენების განადგურება, გლობალური კომპიუტერული ქსელების ავარიები და ა.შ. ეს საკითხები საჭიროებენ შემდგომ შესწავლას (მალინეცკი, 2000, თავი 5).

მძიმე კუდებით გადანაწილების შემთხვევაში საშუალო მნიშვნელობანი არასტაბილური და არაინფორმატულია, რადგან აქ დიდ რიცხვთა კანონი არ მოქმედებს.

ვაჩვენოთ ზიანის საშუალო მნიშვნელობების არასტაბილურობა და ცუდი ინფორმატიულობა კონკრეტულ მაგალითებზე. იუნესკოს 1947-1960 წლების მონაცემებით 900 ათასი ადამიანი დაიღუპა ტაიფუნებისგან, ქარიშხლებისა და წყალდიდობის შედეგად, რაც საშუალოდ 64300 მსხვერპლია წელიწადში. თუ ჩვენ შევადარებთ ამ საშუალო წლიურ მაჩვენებელს ცალკეული კატასტროფების შედეგად დაზარალებულთა რაოდენობასთან, გამოდის, რომ ეს უკანასკნელი შეიძლება იყოს განუსაზღვრელად მეტი. მაგალითად, 1931 წელს ჩინეთში წყალდიდობის დროს დაიღუპა დაახლოებით 1,300 ათასი ადამიანი, ხოლო 1938 წელს - 500 ათასი ადამიანი, 1970 წელს ბანგლადეშში 500 ათასზე მეტი ადამიანი წყალდიდობის მსხვერპლი გახდა. ნათელია, რომ წლიური საშუალო მნიშვნელობების მიხედვით შეუძლებელია წარმოდგენა ვიქონიოთ ასეთი გიგანტური კატასტროფების მოსალოდნელობის შესახებ. დაზარალებულთა საშუალო წლიური რაოდენობის არასტაბილურობა შემდეგ ფაქტზე მეტყველებს. კატასტროფის მენეჯმენტის ათწლეულის საერთაშორისო პროგრამის ფარგლებში მომზადებული კატალოგის თანახმად, იგივე კატასტროფების შედეგად 1962 - 1992 წლებში დაზარალებულთა საშუალო წლიურმა რაოდენობამ 36000 შეადგინა. მსხვერპლთა საშუალო წლიური რაოდენობის თითქმის ორჯერ შემცირება, 1947-1960 წლების პერიოდთან შედარებით, დიდი წარმატება იქნებოდა, მას რომ არ ჰქონოდა შემთხვევითი ხასიათი (მალინეცკი, 2000).

ვაჩვენოთ დაზარალებულთა რაოდენობის შემცირების შემთხვევითობა მიწისძვრების მაგალითზე - ყველაზე შესწავლილ კატასტროფაზე. 1947-1970 წლებში მიწისძვრების შედეგად დაიღუპა 151 ათასი ადამიანი, ანუ საშუალოდ წელიწადში 6300. ამავე დროს, 1962-1992 წლების მონაცემებით. მიწისძვრების შედეგად დაზარალებულთა რაოდენობამ შეადგინა 577,600 ადამიანი, ანუ მიწისძვრისადმი მდგრადი მშენებლობების წარმატების მიუხედავად, საშუალო წლიური დაღუპულთა რიცხვი 18600 ადამიანამდე გაიზარდა. ამრიგად, საშუალო წლიური მაჩვენებლები სამჯერ განსხვავდება, და ორივე მაჩვენებელი გაცილებით ნაკლებია, ვიდრე ერთი მოვლენის შედეგად მიღებული

მაქსიმალური ზარალი (მინიმუმ 240 ათასი ადამიანი დაიღუპა 1976 წლის 28 ივნისის მიწისძვრის შედეგად). ზემოხსენებული მაგალითებიდან, განსაკუთრებული ანალიზების გარეშე, აშკარაა, რომ საშუალო წლიური მნიშვნელობანი ძალიან არასტაბილურია და, შესაბამისად, არაინფორმატიული (მალინეცკი, 2000, თავი 5).

მძიმე კუდიანი განაწილებების მონაცემების დამუშავების ერთ-ერთი მეთოდი შემოთავაზებულია სტატიებში (მალინეცკი, 2000), (ჩერნავსკი..., 2002), (კოლმაკოვი, 2016). ის მდგომარეობს დაკვირვებადი რაოდენობებიდან მათ ლოგარითმებზე გადასვლაში. კუდის ხარისხოვანი კლების შემთხვევაში ამ ახალ რაოდენობებს უკვე ექნებათ ყველა სტატისტიკური მომენტი და, შესაბამისად, მათ მიმართ შეიძლება გამოყენებულ იქნას სტანდარტული სტატისტიკური დამუშავების მეთოდები. თუმცა უნდა აღინიშნოს, რომ ამ მიდგომას აქვს მნიშვნელოვანი მინუსებიც.

პარეტოს განაწილება გამოიყენება ლინგვისტიკაშიც და ციპფის კანონის სახელს ატარებს: მისი მიხედვით, სიტყვების სიხშირე ტექსტში იცვლება ხარისხოვანი ფუნქციის მიხედვით; რიგ შემთხვევებში ყოველ მომდევნო დონეზე სიხშირე ორჯერ კლებულობს (ციპფი, 1969), ასევე ვიკიპედიაშიც. საქართველოში პარეტოს განაწილება გამოყენებულია სეისმური პროცესების მოდელირებაში (სბორშჩიკოვი, 2018), წყალდიდობების რისკების შეფასებაში (ბრეგვაძე, 2016). ფართოდაა ცნობილი პარეტოს პრინციპი: მთელი შემოსავლის 80%-ის წყაროა ბიზნეს-საქმიანობის 20%.

1.2.7. ნორმალური და ლოგნორმალური განაწილებები და მათი გამოყენება

ლოგნორმალური განაწილება ეწოდება შემთხვევითი სიდიდის ისეთ განაწილებას, რომლის ლოგარითმი არის ნორმალურად განაწილებული. კერძოდ, ეს ნიშნავს, რომ ლოგარითმული ნორმალური შემთხვევითი ცვლადის მნიშვნელობების ფორმირება ხდება ძალიან დიდი რაოდენობის ურთიერთგამომრიცხავი ფაქტორების გავლენით, თანაც თითოეული მათგანის გავლენა არის "ერთნაირად უმნიშვნელო" და თანაბრადალბათური ნიშნით. ამავე დროს ნორმალური განაწილების კანონის

მექანიზმის ფორმირების სქემისაგან განსხვავებით, შემთხვევითი ფაქტორების მოქმედება ისეთია, რომ შემთხვევითი ნაზრდი, გამოწვეული თითოეული შემდეგი ფაქტორების მოქმედებით, შესასწავლილი სიდიდის ამ მომენტში უკვე მიღწეული მნიშვნელობის პროპორციულია (ამ შემთხვევაში ამბობენ, რომ ფაქტორები მოქმედებენ მულტიპლიკაციურად).

ლოგნორმალური განაწილება შემოდებულ იქნა 1957 წელს (ატკინსონი..., 1957).

ლოგნორმალური განაწილების ფორმირების აღწერილი სქემა დამახასიათებელია მრავალი კონკრეტული ფიზიკური და სოციალ-ეკონომიკური სიტუაციებისთვის (დაქუცმაცების დროს წარმოქმნილი ნაწილაკების ზომები და წონა, მომუშავეთა ხელფასები; ოჯახის შემოსავალი; სივრცული წარმონაქმნების ზომები; პროდუქტის ხანმედეგობა ცვეთის და დაძველების რეჟიმში მუშაობისას და ა.შ.) (ატკინსონი..., 1957).

საქართველოში ლოგნორმალური განაწილება გამოყენებულია ტექნიკური უნივერსიტეტის სახელმძღვანელოში „საინჟინრო ჰიდროლოგია და ჰიდრაულიკა“, რომელიც დაწერილია (გუპტა, 2017), მონოგრაფიის მიხედვით; წყალდიდობების რისკების შეფასებაში კლიმატის ცვლილების ფონზე (ბრეგვაძე, 2016), ექსპერიმენტის დაგეგმვაში (ბარდაველიძე..., 2018), საკრედიტო რისკების შეფასების თანამედროვე მეთოდებში (ჭელიძე, 2018).

ლოგნორმალური განაწილება მოხსენიებულია სადოქტორო დისერტაციაში *მოსახლეობის შემოსავლებისა და ცხოვრების დონის დიფერენციაციის სტატისტიკის აქტუალური საკითხები საქართველოში* (რობიტაშვილი, 2012: გვ. 110), თუმცა მისი განაწილების ფუნქციის ფორმულაში დაშვებულია ტექნიკური ხარვეზი.

ლოგნორმალური განაწილების ასიმეტრია და ექსცესი ყოველთვის დადებითია, ხოლო მოდა, მედიანა და საშუალო გრაფიკზე განლაგებულნი არიან მარცხნიდან მარჯვნივ, და ისინი მიისწრაფვიან შერწყმისკენ, როცა დისპერსია მიისწრაფვის ნულისკენ.

თავი 2. მიგრაციის მოდელი და საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის რიცხვითი მახასიათებლების - ჯინის, ჯინის განზოგადებული, ჰუვერის, ტეილის და ატკინსონის ინდექსების გამოთვლა საქართველოსთვის და ზოგიერთი სხვა ქვეყნისთვის.

2.1. დროზე დამოკიდებული მიგრაციის მოდელი და მისი გავლენა საზოგადოების ეკონომიკურ სტრუქტურაზე

მიგრაციის გრავიტაციული მოდელი აგებულია, მაგ., (მოლო, 1986),(სორნეტე..., 1996) -ში. რაც შეეხება მიგრაციის ელექტროსტატიკურ მოდელს, ჩვენი განხილვის საგანი იქნება (გეორგიუ..., 2015)-ში შემოთავაზებული მოდელი

$$M_{ij} = k \frac{q_i \rho_j}{\varepsilon} \frac{a^2}{R^2}, \quad (1)$$

სადაც

M_{ij} არის მიგრანტების მასა i ღარიბი ქვეყნიდან j მდიდარ ქვეყანაში;

q_i არის ღარიბი ქვეყნის მოსახლეობის რაოდენობა;

ρ_j არის მდიდარი ქვეყნის მოსახლეობის რაოდენობა;

a არის მდიდარი რეგიონის ზომა (რადიუსი);

R არის მანძილი ამ ორ ქვეყანას შორის;

k არის პროპორციულობის კოეფიციენტი;

ε არის ქვეყნის “შელწევადობა”, ანუ სხვადასხვა დაწესებული ბარიერი.

მოდელის შესაფასებლად, როგორც წესი, M_{ij} -ის მაგივრად იყენებენ მის ლოგარითმს და თან უმატებენ ახალ პარამეტრებს; ამ დროს მიიღება ე.წ. განზოგადებული გრავიტაციული მოდელი. მაგალითად, (ლევერი..., 2008)-ში განხილულია მოდელი

$$\ln(M_{ij}) = a_0 + a_1 \ln(pop_i \cdot pop_j) + a_2 \ln(dist_{ij}) + a_3(rely_{ij}) + a_4 \ln(stock_{ij}) + a_5 CONT_{ij} + a_6 LANG_{ij} + a_7 LINK_{ij} + u_{ij}, \quad (2)$$

სადაც

M_{ij} არის მიგრანტების მასა i ღარიბი ქვეყნიდან j მდიდარ ქვეყანაში;

$pop_i \cdot pop_j$ არის შესაბამისი ქვეყნების მოსახლეობის რაოდენობათა ნამრავლი;

$dist_{ij}$ არის ქვეყნებს შორის მანძილი;

$rely_{ij}$ არის j ქვეყნის ერთ სულზე მშპ-ს რაოდენობის შეფარდება i ქვეყნის ერთ სულ მოსახლეზე მშპ-სთან.

$stock_{ij}$ არის i ქვეყნიდან j ქვეყანაში უკვე ემიგრირებული მოსახლეობის რაოდენობა (რაც უფრო მეტია უკვე ემიგრირებული მოსახლეობა, მით უფრო ადვილია ემიგრირება და ადაპტაცია);

$CONT_{ij}$ არის ამ ორ ქვეყანას შორის საერთო საზღვრის ფიქტიური პარამეტრი;

$LANG_{ij}$ არის ამ ორი ქვეყნის სახელმწიფო ენების სიახლოვის ფიქტიური პარამეტრი;

$LINK_{ij}$ არის ამ ორ ქვეყანას შორის კოლონიალური კავშირის ფიქტიური პარამეტრი;

u_{ij} არის ცდომილების ფუნქცია.

შევნიშნოთ, რომ ფიქტიური პარამეტრის მნიშვნელობა არის 1, თუ პირობა სრულდება, და 0 - წინააღმდეგ შემთხვევაში. მაგალითად, თუ წყარო-ქვეყანა იყო დანიშნულების ქვეყნის კოლონია, ფიქტიური პარამეტრი უდრის 1-ს, წინააღმდეგ შემთხვევაში კი იგი უდრის 0-ს.

შევნიშნოთ, რომ გაეროს 2013 წლის მონაცემებით აშშ-ს მშპ ერთ სულ მოსახლეზე იყო 52391\$, ხოლო საქართველოსი კი 3715\$, ანუ 14-ჯერ ნაკლები; შესაბამისად,

$$rely_{ij} = \frac{3715}{52391} \approx 0,07 (!).$$

ამ ქვეპარაგრაფში შემდგომში მოყვანილი შედეგები, რაც სიახლეს წარმოადგენს, გადმოცემულია ავტორის მიერ საერთო ნაშრომში (თუთბერიძე...2016).

ჩვენ გავანალიზებთ (1) მოდელს და შევეცდებით გამოვთქვათ ზოგიერთი მოსაზრება, თუ როგორ შეიძლება მისი გაუმჯობესება.

პირველი შედეგი. აღვნიშნოთ

$$\lambda = k \frac{\rho_j a^2}{\varepsilon R^2}$$

და ჩავთვალოთ, რომ λ მუდმივია; ამოცანის პირობიდან გამომდინარე, ცხადია რომ $\lambda < 1$. მაშინ t დროში მოსახლეობის დანაკარგი იქნება

$$S = \lambda q_i t$$

და $t = 1/\lambda$ დროის გავლის შემდეგ i ქვეყანაში მოსახლეობა აღარ დარჩება. მაგრამ პრაქტიკულად ასეთი რამ შეუძლებელია. ეკონომიური რეცესიის დამთავრება, ახალი ბარიერების შემოღება, მოსახლეობის შემცირების გამო i ქვეყანაში ერთ სულ მოსახლეზე შემოსავლის ზრდა გარკვეული დროის შემდეგ ემიგრაციაში წასვლის მსურველთა რაოდენობის შემცირებას იწვევს, რასაც წონასწორობის დამყარება მოჰყვება. დაახლოებით ასეთი რამ მოხდა ახლახან საქართველოში – მოსახლეობის აღწერამ გამოავლინა, რომ ჩვენ გაცილებით ცოტანი დავრჩენილვართ, ვიდრე გვეგონა და ქვეყანაში საშუალო ეკონომიკურმა მაჩვენებლებმა საგრძნობლად მოიმატეს.

მეორე შედეგი. (1) ფორმულა დროის ფაქტორს არ ითვალისწინებს. ეს ფაქტორი გავითვალისწინოთ შემდეგნაირად: ჩავთვალოთ, რომ დროის გარკვეულ შუალედში (რომელსაც ჩვენ ერთეულად ჩავთვლით) პოპულაციის გადინება (1)-ით გამოისახება. მაშინ დროის ერთი ერთეულის გავლის შემდეგ ქვეყანაში დარჩება

$$S_1 = M_{ij} - \lambda M_{ij} = M_{ij}(1 - \lambda)$$

აღამიანი. დროის ორი შუალედის შემდეგ ქვეყანაში დარჩება

$$S_1 - \lambda S_1 = M_{ij} - \lambda M_{ij} - \lambda(M_{ij} - \lambda M_{ij}) = M_{ij}(1 - \lambda)^2$$

აღამიანი. მათემატიკური ინდუქციით ადვილად მტკიცდება, რომ დროის n შუალედის შემდეგ i ქვეყნის მოსახლეობა შეადგენს

$$S_n = M_{ij}(1-\lambda)^n$$

კაცს. S_n -ის ფორმულიდან ჩანს, რომ როცა n მიისწრაფვის უსასრულობისაკენ, მაშინ S_n მიისწრაფვის ნულისკენ, რადგან $1-\lambda < 0$, ანუ ზღვარში ქვეყანაში მოსახლეობა აღარ დარჩება, თუმცა, ცხადია, ასეთი ინტერპრეტაციისას ქვეყნის დაცარიელება უფრო ნელა ხდება, ვიდრე პირველ შედეგში.

ახლა სრულად გავითვალისწინოთ (1)-ში დროის ფაქტორი. (1)-ის რამდენიმე პარამეტრი შეიძლება იყოს ცვლადი, დროზე დამოკიდებული: იცვლებიან ღარიბი და მდიდარი ქვეყნების მოსახლეობის რაოდენობა, მანძილი ამ ორ ქვეყანას შორის (რადგან, როგორც აღვნიშნეთ, აქ მანძილი პირდაპირი აზრით არაა გაგებულ), იცვლება ქვეყნის “შელწევადობა”, მაგალითად, ვიზალიბერალიზაციის ან პირიქით, ახალი ბარიერების დაწესების გამო. ამიტომ, თუ (1)-ს ჩავთვლით პოპულაციის მიგრაციის სიჩქარედ, მაშინ დროის გასვლის შემდეგ ქვეყნიდან მოსახლეობის გადინება უნდა გამოისახოს შემდეგი განსაზღვრული ინტეგრალით:

$$S = ka^2 \int_0^{t_0} \frac{q_i(t)\rho_j(t)}{\varepsilon(t)R(t)^2} dt. \quad (3)$$

არაა გამორიცხული, რომ გარკვეულ პირობებში k და a პარამეტრებიც იცვლებოდეს.

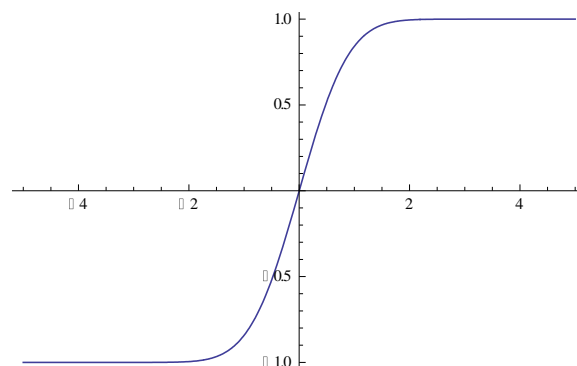
ამრიგად, (7) მოდელში დროის ფაქტორის გათვალისწინებას მივყავართ მოსახლეობის მიგრაციის მოდელამდე, რომელიც (3) განსაზღვრული ინტეგრალით გამოისახება. ამ ინტეგრალს ისეთივე ნაკლი აქვს, როგორც პირველ და მეორე შედეგებს, ანუ წინასწარმეტყველებს მოსახლეობის მუდმივ გადინებას. ამიტომ ინტეგრალქვეშა გამოსახულება უნდა გავამრავლოთ ფუნქციაზე, რომელიც ამ ნაკლს გამოასწორებს. ამისთვის $u_i(t)$ -თი აღვნიშნოთ i ქვეყნის მშპ ერთ სულ მოსახლეზე, $u_j(t)$ -თი j ქვეყნის მშპ ერთ სულ მოსახლეზე, ხოლო მათი შეფარდება იყოს

$u_{ij}(t) = \frac{u_i(t)}{u_j(t)}$. დავუძახოთ მას ფარდობითი მშპ. მოსალოდნელია, რომ როცა $u_{ij}(t)$

დაბალია, მაშინ მოსახლეობის მიგრაციისადმი მიდრეკილება დიდია, ხოლო როდესაც $u_{ij}(t)$ უახლოვდება ერთს, ეს მიდრეკილება მცირდება და მეტიც, თითქმის ნული ხდება. აღვნიშნოთ χ_1 -ით ფარდობითი მშპ-ის მნიშვნელობა, რომელსაც აქვს თვისება, რომ როცა $u_{ij}(t)$ მას უახლოვდება, მაშინ მოსახლეობის მიგრაციისკენ სწრაფვა მცირდება, და χ_2 -ით ფარდობითი მშპ-ის მნიშვნელობა, რომელსაც აქვს თვისება, რომ როცა $u_{ij}(t)$ მას უახლოვდება, მაშინ მოსახლეობის მიგრაციისკენ სწრაფვა თითქმის ნულია (χ_1 -ის და χ_2 -ის მნიშვნელობები უნდა დავადგინოთ ემპირიულად ან ჰიპოთეზის სახით, რომელიც შემდეგ შეიძლება შემოწმდეს). მაშასადამე, უნდა ავაგოთ ფუნქცია, რომელიც, როცა $u_{ij}(t)$ მცირეა χ_1 -ზე, თითქმის ერთის ტოლია, ხოლო როცა $u_{ij}(t)$ უახლოვდება χ_2 -ს, თითქმის ნული ხდება. საფუძვლად ავიღოთ ე.წ. შეცდომის, ანუ გაუსის ფუნქცია $erf(x)$:

$$erf(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-x^2} dx,$$

რომლის გრაფიკს [-5;5] სეგმენტზე აქვს სახე



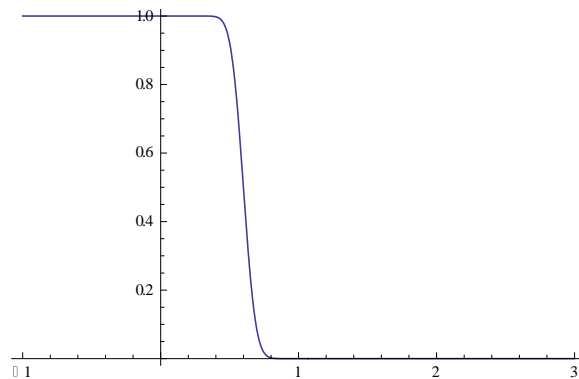
გრაფიკიდან ჩანს, რომ დაახლოებით $x = -2$ მნიშვნელობის შემდეგ ფუნქცია მკვეთრად იზრდება და $x = 2$ წერტილზე ხდება მისი მკვეთრი სტაბილიზაცია და ის ხდება თითქმის 1-ის ტოლი. ამის გათვალისწინებით ავაგოთ ფუნქცია.

$$\varphi(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left(\frac{4}{\chi_1 - \chi_2} x + \frac{2(\chi_1 + \chi_2)}{\chi_2 - \chi_1}\right),$$

რომელიც აკმაყოფილებს საჭირო თვისებებს. მაგალითად, თუ $\chi_1 = 0,4$ და $\chi_2 = 0,8$, მაშინ

$$\varphi(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}(-10x + 6),$$

და მის გრაფიკს [-1;3] სეგმენტზე ექნება სახე



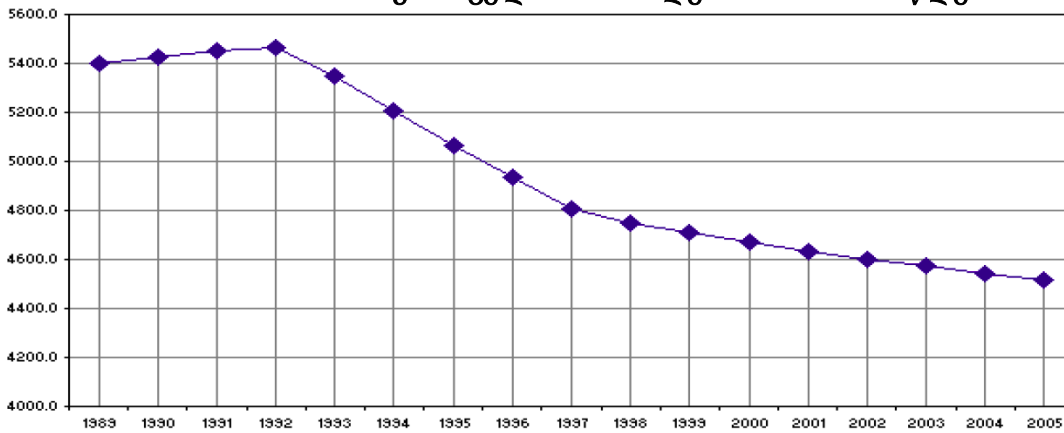
ამრიგად, შეგვიძლია დავუშვათ ჰიპოთეზის სახით, რომ ორ i და j ქვეყანას შორის მოსახლეობის მიგრაციის ელექტროსტატიკური მოდელი წარმოდგენილია შემდეგი ფორმულით:

$$S = ka^2 \int_0^{t_0} \frac{q_i(t)\rho_j(t)}{\varepsilon(t)R(t)^2} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left(\frac{4}{\chi_1 - \chi_2} x + \frac{2(\chi_1 + \chi_2)}{\chi_2 - \chi_1}\right) \right) dt.$$

ცხადია, ფარდობითი მშპ-ს მაგივრად შეგვეძლო აგველო რომელიმე სხვა პარამეტრი ან პარამეტრები, რომელიც (რომლებიც), ჩვენი აზრით განსაზღვრავენ პოპულაციის მიგრაციას.

შენიშვნა. გაეროს 2015 წლის ანგარიშის მიხედვით (იხ. (გაერო, 2019)) შედგენილია საქართველოს მოსახლეობის დინამიკის ცხრილი (ვერტიკალურ ღერძზე გადაზომილია მოსახლეობის რაოდენობა ათასებში):

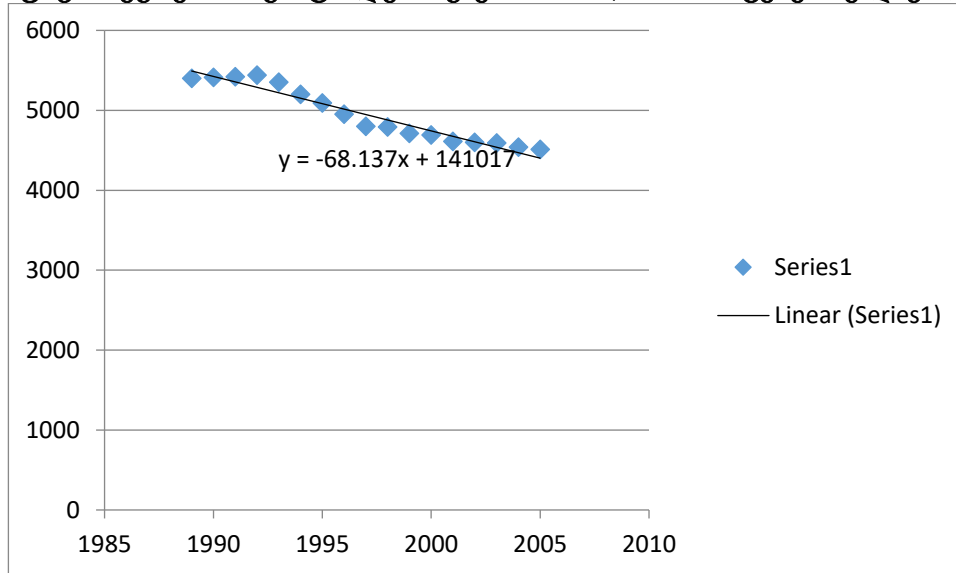
ნახ. 3. საქართველოს მოსახლეობა 1989-2005 წლებში



(გაერო, 2019)

მისი საშუალებით Excel-ში ავაგეთ შესაბამისი გრაფიკი და წრფივი რეგრესიის განტოლება: $y = -68,137x + 141017$.

ნახ. 4. საქართველოს მოსახლეობის დინამიკის წრფივი რეგრესიის განტოლება (გაერო, 2019)-ის მონაცემებზე დაყრდნობით

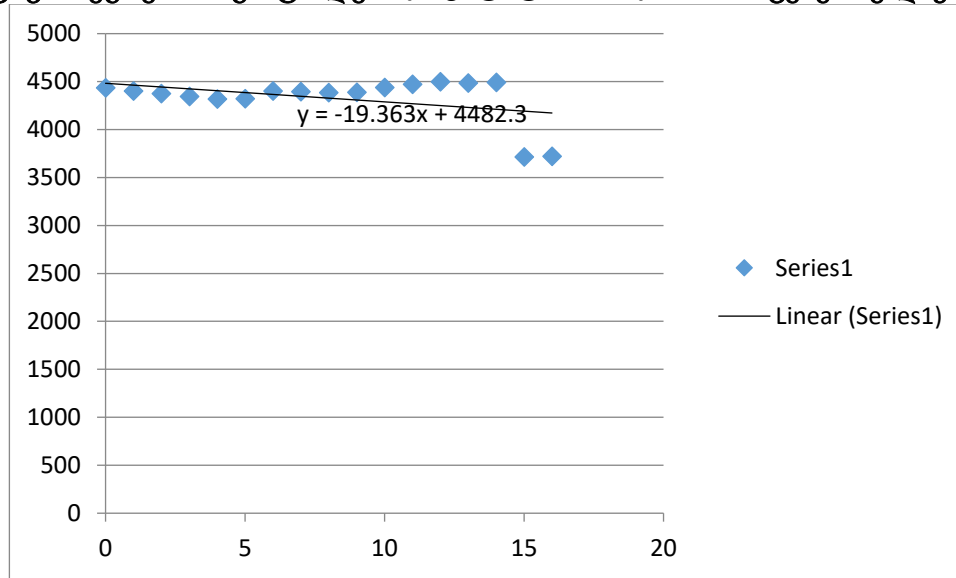


შედგენილია ავტორის მიერ

თუ ამ განტოლებაში შევიტანთ $x=2016$, მივიღებთ $y=3652,808$, რაც საკმაოდ კარგი მიახლოებაა ბოლო აღწერის მონაცემებთან, რომელიც 3729635 ადამიანს შეადგენს. ქვემოთ შედარებისთვის მოგვყავს საქართველოს სტატისტიკური სამმართველოს მონაცემებზე

დაყრდნობით აგებული წრფივი რეგრესიის განტოლება, რომელსაც არავითარი კავშირი არა აქვს რეალობასთან:

ნახ. 5. საქართველოს მოსახლეობის დინამიკის წრფივი რეგრესიის განტოლება (საქსტატი, 2016)-ის მონაცემებზე დაყრდნობით



(საქსტატი, 2016)

2.2. Lewer-ის მოდელი და მისი განზოგადება

გამოვიკვლიოთ საქართველოდან მიგრაციის რაოდენობრივი მხარე (ლევერი..., 2008) -ის გრავიტაციული მოდელის მიხედვით - ეს მოდელი ჩვენ უკვე ადრე განხილული გვექონდა (2) და ახლა მისი შესაბამისი ფორმულა მოხერხებულობისათვის ხელმეორედ მოვიყვანოთ:

$$\ln(M_{ij}) = a_0 + a_1 \ln(pop_i \cdot pop_j) + a_2 \ln(dist_{ij}) + a_3(rely_{ij}) + a_4 \ln(stock_{ij}) + a_5 CONT_{ij} + a_6 LANG_{ij} + a_7 LINK_{ij} + u_{ij}, \quad (4)$$

სადაც

M_{ij} არის მიგრანტების მასა i ლარიბი ქვეყნიდან j მდიდარ ქვეყანაში;

$pop_i \cdot pop_j$ არის შესაბამისი ქვეყნების მოსახლეობის რაოდენობათა ნამრავლი;

$dist_{ij}$ არის ქვეყნების დედაქალაქებს შორის მანძილი;

$rely_{ij}$ არის j ქვეყნის ერთ სულზე მშპ-ის რაოდენობის შეფარდება i ქვეყნის ერთ სულ მოსახლეზე მშპ-თან;

$stock_{ij}$ არის i ქვეყნიდან j ქვეყანაში უკვე ემიგრირებული მოსახლეობის რაოდენობა (რაც უფრო მეტია უკვე ემიგრირებული მოსახლეობა, მით უფრო ადვილია ემიგრირება და ადაპტაცია);

$CONT_{ij}$ არის ამ ორ ქვეყანას შორის საერთო საზღვრის ფიქტიური პარამეტრი;

$LANG_{ij}$ არის ამ ორი ქვეყნის სახელმწიფო ენების სიახლოვის ფიქტიური პარამეტრი;

$LINK_{ij}$ არის ამ ორ ქვეყანას შორის კოლონიალური კავშირის ფიქტიური პარამეტრი;

u_{ij} არის ცდომილების ფუნქცია.

ჩვენ აქ მოველით, რომ u_2 -ს აქვს უარყოფითი ნიშანი.

ეკონომიკური კავშირებისა და თანამშრომლობის ორგანიზაციაში (OECD) შედის შემდეგი 25 ქვეყანა: ავსტრალია, ავსტრია, ახალი ზელანდია, ბელგია, გაერთიანებული სამეფო, გერმანია, კანადა, დანია, ესპანეთი, თურქეთი, იაპონია, ირლანდია, ისლანდია, იტალია, ლუქსემბურგი, ნიდერლანდები, ნორვეგია, პორტუგალია, საბერძნეთი, საფრანგეთი, ფინეთი, შეერთებული შტატები, შვეიცარია, შვეცია. ნაშრომში (ლევერი..., 2008, Table 1, მესამე სვეტი)-ში OECD-ქვეყნებში მიგრაციის შესწავლისას გამოთვლილია (4)-ის კოეფიციენტები:

$$a_0 = 4.218, a_1 = 0.221, a_2 = -0.261, a_3 = 0.00004, a_4 = 0.401, a_5 = -0.091, a_6 = 0.275, a_7 = 0.288,.$$

ამიტომ (4) ფორმულა მიიღებს შემდეგ კონკრეტულ სახეს:

$$\ln(M_{ij}) = 4.218 + 0.221 \cdot \ln(pop_i \cdot pop_j) -$$

$$\begin{aligned}
 & -0.261 \cdot \ln(dist_{ij}) + 0.00004 \cdot (rely_{ij}) + \\
 & + 0.401 \cdot \ln(stock_{ij}) + 0.275 \cdot Lang_{ij} - \\
 & - 0.091 \cdot CONT_{ij} + 0.288 \cdot LINK_{ij} + u_{ij}.
 \end{aligned} \tag{5}$$

ჩვენ გამოვიყენებთ ამ ფორმულას საქართველოდან მიგრაციის საკითხების შესწავლისას. საქართველოს მოსახლეობა შევაფასოთ მსოფლიო ბანკის მონაცემებით (გაერო, 2019), რომლის მიხედვით 1995 წელს საქართველოში ცხოვრობდა 4,9000,000 კაცი; ეს პერიოდი ჩვენი მიზნებისთვის რელევანტურია, რადგან ამ დროს რუსულენოვან მოსახლეობას ძირითადად დატოვებული ჰქონდა უკვე საქართველოს საზღვრები. ჩვენთვის საინტერესო ქვეყნების მოსახლეობის რაოდენობა, ისევე როგორც თბილისსა და ამ ქვეყნების დედაქალაქებს შორის მანძილი, საკმარისი სიზუსტით შეიძლება გავარკვიოთ ინტერნეტის საშუალებით, ხოლო ერთ სულ მოსახლეზე მშპ-ს რაოდენობის დასადგენად მივმართავთ მსოფლიო ბანკის ამომწურავ ცხრილებს (მსოფლიო ბანკი, 2019), რომლებშიც მოცემულია ერთ სულზე მშპ-ს რაოდენობა 1960-2017 წლებში ქვეყნების მიხედვით (იხ. დანართი 1).

ცხრილი 1. ოფიციალური სტატისტიკური მონაცემები საქართველოდან მიგრაციის შესახებ (ათასობით)

წელი	სულ	რუსეთი	საბერძნ.	უკრაინა	აზერბ.	სომხეთი	აშშ	გერმანია	კვიპროსი	იტალია	ისრაელი, ესპანეთი
2017	840	450	80	70	50	40	30	20	20	10	10
2000	910	630	70	70	60	50	10				20
1990	880	660	40	80	70	40					30

(პიუს საკვლევო ცენტრი, 2019), (ამერიკის ხმა, 2018)

ცხრილი 2. არაოფიციალური სტატისტიკური მონაცემები საქართველოდან მიგრაციის შესახებ 42 ქვეყანაში (ათასობით, მთლიანი რაოდენობა 1,600 ათასი)

რუსეთი	800	იტალია	12	შვეიცარ.	2	მოლდავ.	0.5
საბერძნ.	250	ისრაელი	10	სომხეთი	1	რუმინ.	0.5

უკრაინა	150	ავსტრია	10	ბულგარ.	1	სლოვაკ.	0.5
თურქეთი	100	ყაზახეთი	7	ჩეხეთი	1	ესტონ.	0.5
აშშ	80	კვიპროსი	7	უნგრეთი	1	ლატვია	0.5
აზერბ.	35	ბელორუს.	5	ფინეთი	1	ლიტვა	0.3
ესპანეთი	30	ნიდერლ.	5	ნორვეგ.	1	ყირგიზ.	0.2
გერმანია	25	უზბეკ.	4	დანია	1	იაპონია	0.1
ბელგია	20	პორტუგ.	3	ირლანდ.	1	ავსტრალ.	0.02
საფრანგ.	20	შვეცია	3	კანადა	1		
ბრიტან.	15	პოლონ.	2	ტაჯიკ.	0.5		

დასაპორის სამინისტროს არაოფიციალური სტატისტიკა - 2015 წ. (დანართი 2);
(ამერიკის ხმა, 2018), (პიუს საკვლევი ცენტრი, 2019), (დასაპორის სამინისტრო, 2015)

ცხრილი 3. საქართველოდან მიგრაცია 1995 წლის მონაცემებით და შეცვლილი a_3 -ით და stock-ით.

	მიგრ(ათასი)		pop მლნ	dist კმ	GDP PC	rel	stock	a3	Lang	cont	Link	ln(Mij)	Mij
	P.R.C.	ლიასპ											
სულ	840	1608	4.9		1,884								
საქართველო	0	0	4.9	0	1,884								
რუსეთ	450	800	160	1648	5613	3.30	1E+05	4E-05	1	1	1	14.95	3118289
რუსეთ	450	800	160	1648	5613	3.30	1E+05	0.04	1	1	1	15.08	3557260
რუსეთ	450	800	160	1648	5613	3.30	1E+05	0.004	1	1	1	14.97	3159256
რუსეთ	450	800	160	1648	5613	3.30	1E+05	4E-05	0	1	0	14.39	1775859
რუსეთ	450	800	160	1648	5613	3.30	14000	4E-05	0	1	0	13.60	807246
აშშ	30	80	329	9300	28691	16.85	10	4E-05	0	0	0	10.50	36158
საბერძ	80	150	10.8	1845	15,404	9.05	1000	4E-05	0	0	0	12.01	164304
თურქ	8	100	80.8	1024	10,383	4.40	100	4E-05	0	1	0	11.59	108344
უკრ.	70	150	42.5	1467	3,987	2.18	500	4E-05	0	0	0	12.09	178749
აზერბ	50	35	10	448	2511	1.47	80	4E-05	0	1	0	11.26	77455
სომხ.	40		3	170	1592	0.93	30	4E-05	0	1	0	10.85	51655
გერმ.	20	25	80	2641	23,521	13.85	2	4E-05	0	0	0	9.87	19268

კვიპრ.	20		0.5	2629	17,065	10.02	100	4E-05	0	0	0	10.31	30163
იტალ.	10		59.6	2669	22,353	13.09	20	4E-05	0	0	0	10.72	45325
ესპან.		30	46.7	4025	16,258	9.52	100	4E-05	0	0	0	11.21	73558

P.R.C. - Pew Research Center-ის მონაცემები (პიუს საკვლევო ცენტრი, 2019); დიასპ. - დიასპორების სამინისტროს არაოფიციალური მონაცემები (დანართი 2).

ცხრილი 4. საქართველოდან მიგრაცია 1995 წლის მონაცემებით და შეცვლილი a_3 -ით და stock-ით (გაგრძელება).

	მიგრ (ათასი)		pop მლნ	dist	GDP PC	rel	stock	a_3	Lang	cont	Link	ln(Mij)	Mij
	P.R.C.	დიასპ.											
სულ	840	1608	4.9		1,884								
საქართ.	0	0	4.9	0	1,884								
რუსეთ.	450	800	160	1648	5613	3.30	1	4E-05	1	1	1	10.34	30826
რუსეთ.	450	800	160	1648	5613	3.30	1	0.04	1	1	1	10.47	35165
რუსეთ.	450	800	160	1648	5613	3.30	1	0.004	1	1	1	10.35	31231
რუსეთ.	450	800	160	1648	5613	3.30	1	4E-05	0	1	0	9.77	17555
აშშ	30	80	329	9300	28691	16.85	1	4E-05	0	0	0	9.57	14362
საბერძნ.	80	150	10.8	1845	15,404	9.05	1	4E-05	0	0	0	9.24	10296
თურქ.	8	100	80.8	1024	10,383	4.40	1	4E-05	0	1	0	9.75	17093
უკრ.	70	150	42.5	1467	3,987	2.18	1	4E-05	0	0	0	9.60	14790
აზერბ.	50	35	10	448	2511	1.47	1	4E-05	0	1	0	9.50	13363
სომხ.	40		3	170	1592	0.93	1	4E-05	0	1	0	9.49	13206
გერმ.	20	25	80	2641	23,521	13.85	1	4E-05	0	0	0	9.59	14592
კვიპრ.	20		0.5	2629	17,065	10.02	1	4E-05	0	0	0	8.47	4758
იტალ.	10		59.6	2669	22,353	13.09	1	4E-05	0	0	0	9.52	13634
ესპან.		30	46.7	4025	16,258	9.52	1	4E-05	0	0	0	9.36	11605

P.R.C. - Pew Research Center; დიასპ. - დიასპორების სამინისტროს არაოფიციალური მონაცემები

(5) ფორმულის შედეგების შესაფასებლად უნდა ვიცოდეთ საქართველოდან სხვადასხვა ქვეყნებში ემიგრირებულთა რაოდენობა. სამწუხაროდ, ოფიციალური მონაცემები და დიასპორის საკითხებში საქართველოს სახელმწიფო მინისტრის აპარატის

არაოფიციალური სტატისტიკური მონაცემები მკვეთრად განსხვავდებიან ერთმანეთისაგან (იხ. ცხრილები 1. და 2.)

Pew Research Center (პიუს საკვლევო ცენტრი, 2019) ერთ-ერთი კომპეტენტური ორგანიზაციაა საზოგადოებრივი აზრის შესწავლის თვალსაზრისით აშშ-ში, და მან, პიუს კვლევითი ცენტრის გამოკითხვების დირექტორის, კორტნი კენედის აღიარებით, ვერ მოახერხა აშშ-ის პრეზიდენტის 2016 წლის არჩევნებში სწორად განესაზღვრა პრეზიდენტობის კანდიდატების რეიტინგები - იხ. (ქვარცხავა, 2016).

ახლა ფორმულა (5)-ზე დაყრდნობით და ზემოთაღწერილი მონაცემთა ბაზების გამოყენებით შეგვიძლია შევაფასოთ ფორმულა (5)-ის ეფექტურობა საქართველოდან ემიგრაციის აღსაწერად (იხ. ცხრილები 1 და 2); ამისათვის საკმარისია Ms Excel-ში ჩაშენებული შესაბამისი ინსტრუმენტების გამოყენება.

აშშ-ის ერთ-ერთი კომპეტენტური ორგანიზაციის Pew Research Center-ის კვლევების მიხედვით 1995- 2015 წლებში საქართველოდან რუსეთში მიგრირებულ იქნა 450 ათასი ადამიანი, მაშინ როდესაც დიასპორის სამინისტროს არაოფიციალური მონაცემებით ეს მაჩვენებელი თითქმის 2-ჯერ მეტია და ტოლია 800 ათასის (ცხრილი 5 და 6). მსგავსი სიტუაციაა სხვა ქვეყნებში მიგრირებულთა რაოდენობის განსაზღვრისას. მაგალითისთვის შეიძლება მოვიყვანოთ აშშ-ის მაგალითი, სადაც მიგრირებულ იქნა 30 ათასი ადამიანი აშშ-ის კვლევითი ცენტრის მონაცემებით, ხოლო დიასპორის სამინისტროს მონაცემებმა შეადგინა 80 ათასი მიგრანტი. შესაბამისად ეს მონაცემები საბერძნეთისთვის იყო 80 ათასი და 150 ათასი, (საქართველოდან საბერძნეთში სულ წასულია 250 ათასი ადამიანი, მაგრამ აქედან 100 ათასი ეთნიკური ბერძენი იყო), უკრაინისთვის კი 70 ათასი და 150 ათასი. მთლიანად მიგრანტთა რაოდენობა Pew Research Center-ის მიხედვით იყო 840 ათასი ადამიანი, ხოლო დიასპორის სამინისტროს არაოფიციალური მონაცემებით ეს მაჩვენებელიც 2-ჯერ აღემატება Pew Research Center-ის მონაცემებს და შეადგენს 1607 ათას ადამიანს. ჩვენი აზრით რეალობას უფრო შეესაბამება დიასპორის სამინისტროს მონაცემები, რასაც ადასტურებს მოსახლეობის

საყოველთაო აღწერის შედეგები. აღნიშნული მონაცემებიდან შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ საქართველოს მოსახლეობისთვის მეტად მიმზიდველია, ხელმისაწვდომია და ადვილია მიგრირება და ადაპტაცია რუსეთში, საბერძნეთში, უკრაინაში და აშშ-ში.

ცხრილ 3 და ცხრილ 4-ში ჩვენს მიერ გამოთვლილია საქართველოდან ემიგრირებულთა რაოდენობა (ლევერი..., 2008) -ის გრაფიკული მოდელის მიხედვით. სადაც ჩვენ გვაქვს მონაცემები, რომლებიც გავლენას ახდენენ მიგრაციის სიდიდეზე. ესენია: მოსახლეობის რაოდენობა, ქვეყნების დედაქალაქებს შორის მანძილი, j ქვეყნის ერთ სულზე მშპ-ის რაოდენობის შეფარდება i ქვეყნის ერთ სულ მოსახლეზე მშპ-თან, i ქვეყნიდან j ქვეყანაში უკვე ემიგრირებული მოსახლეობის რაოდენობა, ორ ქვეყანას შორის საერთო საზღვრის ფიქტიური პარამეტრი; ორი ქვეყნის სახელმწიფო ენების სიახლოვის ფიქტიური პარამეტრი; ორ ქვეყანას შორის კოლონიალური კავშირის ფიქტიური პარამეტრი;

საქართველოდან ემიგრაციის შესაფასებლად ცხრილ 4-ის ანალიზით შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ მიუხედავად იმისა, რომ ვარირებულია ზოგიერთი პარამეტრი, კერძოდ, მასპინძელ ქვეყნებში უკვე მცხოვრები თანამემამულეების რაოდენობა (სვეტი 7), ერთ სულზე მშპ-ების rel_{ij} შეფარდების კოეფიციენტი (სვეტი 8) და ფიქტიური პარამეტრები, 3 და 4 ცხრილებიდან ჩანს, რომ (5) მოდელი ადექვატურად არ ასახავს საქართველოდან სხვადასხვა ქვეყნებში ემიგრანტების რაოდენობას.

ამიტომ ჩვენ გადავწყვიტეთ (6) მოდელის კოეფიციენტების ხელახალი გამოთვლა ფიქტიური პარამეტრების შემცველი მრავალი ცვლადის წრფივი რეგრესიის საშუალებით, გამოვიყენეთ რა ამისთვის MS Excel-ის შესაბამისი ინსტრუმენტები; ამავე დროს დავუმატეთ ახალი ფიქტიური პარამეტრი - Relig (რელიგია), რომელიც იღებს მნიშვნელობა 1-ს, როდესაც ქვეყნებს საერთო რელიგია აქვთ, და 0-ს წინააღმდეგ შემთხვევაში, და ამოღებულია საერთო ენის არსებობის ფიქტიური პარამეტრი, რადგან საქართველოს არცერთ ქვემოთ აღნიშნულ ქვეყანასთან საერთო ენა არ გააჩნია, მივიჩნიეთ რა, რომ ის ფაქტი, რომ გარკვეულ პერიოდში საქართველოს თითქმის ყველა

მოქალაქე ფლობდა რუსული ენის ელემენტარულ ჩვევებს, არ იყო იმისი საფუძველი, რომ რუსული ენა ჩაგვეთვალა რუსეთისა და საქართველოს საერთო ენად (განსხვავებით ცხრილ 3 და 4-ისგან). ამავე დროს გაფართოვდა იმ ქვეყნების სია, რომლებშიც განიხილებოდა მიგრაცია, თუმცა გამოაკლდა სომხეთი და აზერბაიჯანი, რადგან მათში მიგრაციას ჰქონდა აშკარად გამოხატული ეთნიკური ხასიათი.

**ცხრილი 5. 1995 წლის მონაცემები
მსოფლიო ბანკის სტატისტიკის მიხედვით**

1995 წ.	Diasp ათას	POP მილიონი	dist	შშპ 1/სულ	STOCK ათასი	rel	cont	Link	Relig	ln(Mij)
რუსეთი	800	160	1648	5613	100	2.98	1	1	1	13.65
აშშ	80	329	9300	28691	1	15.23	0	0	0	11.00
საბერძნეთი	150	11	1845	15404	3	8.18	0	0	1	11.21
თურქეთი	100	81	1024	10383	1.5	5.51	1	1	0	11.46
უკრაინა	150	43	1467	3987	10	2.12	0	0	1	12.08
გერმანია	25	80	2641	23521	1	12.48	0	0	0	10.23
კვიპროსი	7	0.5	2629	17065	0.5	9.06	0	0	1	9.35
იტალია	12	60	2669	22353	1	11.86	0	0	0	10.04
ესპანეთი	30	47	4025	16258	1	8.63	0	0	0	9.87
ბელგია	20	11	3229	22405	0.3	11.89	0	0	0	9.07
საფრანგეთი	20	67	3372	20740	1.5	11.01	0	0	0	10.04
ბრიტანეთი	15	64	3542	20516	1	10.89	0	0	0	10.07
ავსტრია	10	8.5	2339	23654	0.4	12.56	0	0	0	8.86
ნიდერლანდები	5	17	3203	23403	0.3	12.42	0	0	0	9.36
ისრაელი	10	9.2	1396	19892	0.5	10.56	0	0	0	8.98
საქართველო	0	4.9	0	1884						
სულ	1608									155

(მსოფლიო ბანკი, 2017)

ცხრილ 5-ის მონაცემები, როგორც აღნიშნულია, ეკუთვნის 1995 წელს. მისი პირველი სვეტი არის ქვეყნების სია, მეორე სვეტი (Diasp) არის დიასპორების სამინისტროს არაოფიციალური მონაცემებით ამ ქვეყნებში ქართველ ემიგრანტთა რაოდენობა, სვეტი მთავრდება ემიგრანტთა მთლიანი რაოდენობით 1608000. მესამე სვეტი მოსახლეობის

რაოდენობა შესაბამის ქვეყნებში, მეოთხე სვეტი არის მანძილები თბილისიდან შესაბამისი ქვეყნების დედაქალაქებამდე, მეხუთე სვეტი არის შესაბამისი ქვეყნების მთლიანი შიდა პროდუქტი, მეექვსე სვეტი არის შესაბამის ქვეყნებში მიგრაციის დაწყებამდე თანამემამულეების რაოდენობა, მეშვიდე სვეტი შედგება შესაბამისი ქვეყნის მშპ-სა და საქართველოს მშპ-ს შეფარდებისაგან, მერვე სვეტი არის საერთო საზღვრის ფიქტიური პარამეტრი, მეცხრე სვეტი არის წარსულში კოლონიალური კავშირის ფიქტიური პარამეტრი, მეათე სვეტი არის საერთო რელიგიის პარამეტრი, მეთერთმეტე სვეტი შედგება მრავალცვლადიანი რეგრესიის შედეგად მიღებული (6) ფორმულის საშუალებით შესაბამის ქვეყნებში ემიგრირებულთა სავარაუდო რაოდენობების ლოგარითმისაგან.

ცხრილ 5-ის მიხედვით MS Excel-ში ჩაშენებული Data>Regression ფუნქციის გამოყენება მოგვცემს 95% ნდობის ინტერვალით ცხრილ 6-ში მოცემულ მნიშვნელობებს. ამ ცხრილის სვეტი, სახელწოდებით Coefficients გვაძლევს საქართველოდან მიგრაციის მოდელს, რომელიც რეგრესიის შედეგად არის მიღებული:

$$\ln(M_{ij}) = -10.458 + 0.683\ln(POP_i \cdot POP_j) - 0.121\ln(dist) - 0.015rel - 0.160\ln(STOCK) + 1.061Link + 2.413Relig. \quad (6)$$

კოეფიციენტი cont-თან ნულია, რადგან cont-ის და Link-ის სვეტები ერთმანეთს ემთხვევიან. ცხრილ 5-ის ბოლო სვეტში (6) ფორმულით საქართველოდან შესაბამის ქვეყნებში ემიგრირებული მოსახლეობის რაოდენობის გამოთვლილი მნიშვნელობების დიასპორის სამინისტროს მონაცემებისგან განსხვავდებიან არაუმეტეს 10%-ით, რაც ცხადყოფს (6) ფორმულის უპირატესობას.

ცხრილი 6. ცხრილ 5-ის შესაბამისი წრფივი რეგრესიის პარამეტრები, მიღებული Ms Excel-ის საშუალებით

Multiple R	0.939027273					
R Square	0.881772219					
Adjusted R Square	0.668101383					
Standard Error	0.64062209					
Observations	15					

ANOVA						
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>	
Regression	7	24.48672355	3.498103	9.944332	0.003574038	
Residual	8	3.283173294	0.410397			
Total	15	27.76989685				
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Intercept	-10.4584067	6.550356606	-1.59662	0.149018	-25.5635561	4.64674276
ln(POPi.POPj)	0.68274837	0.308772547	2.211169	0.057975	-0.0292824	1.39477914
ln(dist)	-0.12077591	0.581427957	-0.20772	0.840636	-1.46155118	1.21999936
rel	-0.01543153	0.114160263	-0.13517	0.895813	-0.27868557	0.2478225
ln(STOCK)	-0.16009858	0.440777914	-0.36322	0.725852	-1.17653427	0.85633711
cont	0	0	65535	#NUM!	0	0
Link	1.06120308	0.745449973	1.423574	#NUM!	-0.65780764	2.7802138
Relig	2.412600314	1.190617992	2.026343	0.077294	-0.3329697	5.15817033

გამოთვლილია ავტორის მიერ

ცხრილი 7. საქართველოდან რიგ ქვეყნებში მიგრაციის რაოდენობა და მისი ზოგი პარამეტრი (მოსახლეობა, მანძილი და სხვა)

1995 წ.	მიგრ. ათას	POP მილ.	dist	მშპ 1/სულ	rel	Relig	ln(Mij)
აშშ	80	329	9300	28691	15.23	0	11.02
საბერძნ.	150	10.8	1845	15404	8.18	1	11.24
უკრ.	150	42.5	1467	3987	2.12	1	12.07
გერმ.	25	80	2641	23521	12.48	0	10.22
კვიპრ.	7	0.5	2629	17065	9.06	1	9.37
იტალ.	12	59.6	2669	22353	11.86	0	10.04
ესპან.	30	46.7	4025	16258	8.63	0	9.87
ბელგია	20	11.2	3229	22405	11.89	0	9.03
საფრანგ	20	66.7	3372	20740	11.01	0	10.10
ბრიტან.	15	64.1	3542	20516	10.89	0	10.07
ავსტრია	10	8.5	2339	23654	12.56	0	8.88
ნიდერლ	5	17.4	3203	23403	12.42	0	9.29
ისრაელი	10	9.2	1396	19892	10.56	0	8.95
საქართვე.		4.9		1884			

(მსოფლიო ბანკი, 2017)

როგორც ვხედავთ, ცხრილ 6-ში კოეფიციენტი rel-თან და $\ln(\text{STOCK})$ -თან უარყოფითია, ანუ მეტი შემოსავალი და ემიგრირებულთა უფრო მეტი რაოდენობა ხელს კი არ უწყობს მიგრაციას, არამედ პირიქით; გარდა ამისა, კოეფიციენტი საერთო საზღვრის ფიქტიურ პარამეტრთან ნულია, ანუ საერთო საზღვარს არა აქვს მნიშვნელობა, რაც ცხადია, სწორი არ უნდა იყოს. ჩვენ ამისი მიზეზი გვგონია ის, რომ მეზობელ ქვეყნებს შორის მიგრაცია შეიძლება არ აღიწერებოდეს გრავიტაციული მიზიდულობის კანონით, რადგან ამ ქვეყნებს შორის მანძილის განსაზღვრა მათ დედაქალაქებს შორის დაშორებით არაა კორექტული. ამიტომ ჩვენ ცხრილ 5-დან ამოვიღეთ რუსეთი და თურქეთი, რასაც მოჰყვა საერთო საზღვრის სვეტის ამოღებაც, რადგან საქართველოს დანარჩენ ქვეყნებთან საერთო საზღვარი არ აქვს; ასევე, ამოვიღეთ თანამემამულეების შესაბამისი სვეტი, რის შედეგადაც მივიღეთ ცხრილი 7; ცხრილ 7-ის მიხედვით MS Excel-ში ჩაშენებული Data>Regression ფუნქციის გამოყენება მოგვცემს 95% ნდობის ინტერვალით ცხრილ 8-ში მოცემულ მნიშვნელობებს:

ცხრილი 8. ცხრილ 7-ის შესაბამისი წრფივი რეგრესიის პარამეტრები, მიღებული Ms Excel-ის საშუალებით

SUMMARY OUTPUT					
<i>Regression Statistics</i>					
Multiple R	0.88036924				
R Square	0.77504999				
Adjusted R Square	0.66257499				
Standard Error	0.63695008				
Observations	13				
<i>ANOVA</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>
Regression	4	11.18264364	2.795661	6.89086428	0.01049903
Residual	8	3.245643271	0.405705		
Total	12	14.42828691			

	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>
Intercept	-9.7132689	4.928701494	-1.97076	0.08424505	-21.078875	1.652337
ln(POP _i .POP _j)	0.60356534	0.161679948	3.733087	0.00576218	0.23073071	0.9764
Ln(dist)	-0.0460024	0.576278413	-0.07983	0.93833586	-1.3749028	1.282898
rel	0.00140739	0.111500673	0.012622	0.99023828	-0.2557136	0.258528
Relig	2.21839873	0.745362854	2.976267	0.01770098	0.49958891	3.937209

გამოთვლილია ავტორის მიერ

ამ ცხრილის სვეტი, სახელწოდებით Coefficients გვაძლევს საქართველოდან მიგრაციის მოდელს, რომელიც რეგრესიის შედეგად არის მიღებული:

$$\ln(M_{ij}) = -9.713 + 0.604\ln(POP_i \cdot POP_j) - 0.046\ln(dist) + 0.0014rel + 2.219Relig. \quad (7)$$

ცხრილ 7-ის ბოლო სვეტში (7) ფორმულით საქართველოდან შესაბამის ქვეყნებში ემიგრირებული მოსახლეობის რაოდენობის გამოთვლილი მნიშვნელობების შედარება დიასპორის სამინისტროს მონაცემებთან ცხადყოფს, რომ (7) ფორმულას არ ახასიათებს ის ნაკლოვანებანი, რაც აქვს (6) ფორმულას, კერძოდ, კოეფიციენტი rel-თან არაა უარყოფითი, თუმცა (7) ფორმულით მიგრაცია რუსეთში და თურქეთში არ გამოითვლება.

ამრიგად, მიღებულია ფიქტიური ცვლადების შემცველი მრავალცვლადიანი წრფივი რეგრესიის საშუალებით საქართველოდან ევროპის წამყვან ქვეყნებში მიგრაციის ორი ახალი მოდელი (4) და (5) ფორმულების სახით, ამასთან შემოტანილია ახალი (რელიგიის) ფიქტიური პარამეტრი; გამოთქმულია ჰიპოთეზა, რომ მეზობელ ქვეყნებს შორის მიგრაცია შეიძლება არ იყოს მიზიდულობის გრავიტაციული კანონის ანალოგიური; ჩვენი აზრით, ასეთი მიგრაციის მოდელის ასაგებად საჭიროა სხვა ფიზიკური მოვლენის მათემატიკური მოდელის გამოყენება, მაგალითად - არეში, რომლის სხვადასხვა წერტილში სხვადასხვა ტემპერატურაა, ტემპერატურათა გათანაბრების კანონი.

2.3. უთანაბრობის ინდექსები და მათი აქსიომატიკა

საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის, ისევე, როგორც ეკონომიკის სხვა ამოცანების, კვლევაში თვისობრივი და რაოდენობრივი მეთოდები განუყრელად არიან ერთმანეთთან დაკავშირებულნი. რაოდენობრივი მეთოდების გამოყენება ნიშნავს ეკონომიკური მოდელების შედგენის დროს მათემატიკისა და ბუნებისმცნიერების სხვადასხვა დარგების მიღწევების ფართო გამოყენებას, რისი მაგალითიცაა ეკონოფიზიკის, სოციოფიზიკის და სხვა სამეცნიერო მიმართულებების წარმოქმნა. საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ანალიზისას გამოიყენება ისეთი რაოდენობრივი მაჩვენებლები, როგორებიცაა ჯინის ინდექსი, ჯინის განზოგადებული ინდექსი, ჰუვერის ინდექსი, ტეილის პირველი და მეორე ინდექსები, ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსი და სხვა. ჩვენ შევხებით ამ ინდექსების სხვადასხვა გამოსახულებებს შორის კავშირს, დავამტკიცებთ, რომ ზოგიერთი მათგანი ერთმანეთს ემთხვევა და გამოვიანგარიშებთ მათ მნიშვნელობებს რიგი ქვეყნებისათვის: აზერბაიჯანი, აშშ, გერმანია, ესტონეთი, თურქეთი, იაპონია, ირანი, ისრაელი, იტალია, ლატვია, ლიტვა, მოლდოვა, რუსეთი, საბერძნეთი, საფრანგეთი, საქართველო, სომხეთი, უკრაინა, ჩინეთი.

მაგრამ ამ რაოდენობრივი მონაცემების ეკონომიკურ ინტერპრეტაციას სჭირდება ისეთი ეკონომიკური კატეგორიების კონცეპტუალური, თვისობრივი ანალიზი, როგორებიცაა: სიღარიბე, საშუალო კლასი, უმუშევრობა, დასაქმება, საარსებო მინიმუმი და სხვა, რომელთა ცოდნის გარეშე შეუძლებელია გამოთვლილი რაოდენობრივი მახასიათებლების მეტ-ნაკლებად გონივრული გამოყენება.

მაგალითად ავიღოთ **სიღარიბე და სოციალური გამონაკლისობა**. სიღარიბე მრავალმხრივი ცნებაა. სიღარიბის ცნება, რომელიც ევროპაში საყოველთაოდაა აღიარებული, ევროსაბჭოში მიიღეს ჯერ კიდევ 1975 წელს (ევროკომისია, 2014):

„ღარიბებად ითვლებიან პირები, რომელთა შემოსავლები და რესურსები შეზღუდულია იმდენად, რომ არ აძლევს მათ საშუალებას ეწეოდნენ მინიმალურად მისაღებ

ცხოვრებას იმ საზოგადოებაში, რომლის წევრებიც არიან. თავისი სიღარიბის გამო მათ ბევრი რამ აკლიათ, რაც გამოიხატება უმუშევრობაში, დაბალ შემოსავალში, ცხოვრების ცუდ პირობებში, სამედიცინო მომსახურების დაბალ დონეში, ბარიერებში, რომლებსაც აწყდებიან კულტურაში, სპორტში, დასვენებაში, უწყვეტი განათლების მიღებაში. ასეთ ადამიანებს ხშირად არ შეუძლიათ მიიღონ მონაწილეობა ისეთი სახის საქმიანობებში (ეკონომიკურ, სოციალურ და კულტურულ), რაც ნორმას წარმოადგენს სხვა ადამიანებისათვის, და მათი წვდომა ადამიანის ფუნდამენტალურ უფლებებთან შეზღუდულია.“

ასეთი განმარტება ეხება საზოგადოებას და ცხოვრების დონეს, რომელშიც ცხოვრობენ ადამიანები, და ის მოიცავს სიღარიბისა და სოციალური გამონაკლისობის მრავალ შემთხვევას. 2002 წელს ევროსტატის (Eurostat - ევროკავშირის სტატისტიკური სამსახური) მიერ შემოთავაზებულ იქნა სოციალური გამონაკლისობის რაოდენობრივი შეფასების კონცეპტუალური საფუძველი, რომლის მიხედვით სიღარიბე შემოსავლების მიხედვით არის სოციალური გამონაკლისობის ერთ-ერთი ასპექტი.

იმედია, საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ჩვენს მიერ გამოთვლილი რაოდენობრივი მაჩვენებლების საფუძველზე მოხერხდება საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის უკეთესი ანალიზი.

საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის თვისობრივი შესწავლის ერთ-ერთ მნიშვნელოვან და თანამედროვე მეთოდად წარმოგვიდგება მისი, გარკვეული აზრით, აქსიომატიზაციის ცდა, რომელიც ეკუთვნის Lorenzo Bellu-ს და სხვებს: (ბელუ..., 2006) (გაეროს საკვებისა და სოფლის მეურნეობის ორგანიზაცია - Food and Agriculture Organization of the United Nations, FAO). თუმცა ცხადია, რომ აქ „აქსიომატიზაციაში“ იგულისხმება მხოლოდ და მხოლოდ ზოგადი პრინციპები, რომლებსაც შესასწავლი რაოდენობრივი მახასიათებლები შეიძლება მხოლოდ ნაწილობრივ აკმაყოფილებდნენ.

ბელუს და სხვ. ნაშრომში შემოტანილია უთანაბრობის კვლევის აღწერითი და ნორმატიული მეთოდები, რომლებსაც ჩვენ ზემოთ რაოდენობრივი და თვისობრივი

ანალიზი ვუწოდეთ, და აღნიშნულია, რომ აღწერითი ანალიზის დროს ჩვენ შეგვიძლია მხოლოდ დავაფიქსიროთ მოცემული მახასიათებლის გადახრა ეტალონისაგან, მაგრამ ვერ დავასკვნით, ეს კარგია თუ ცუდი; ავტორები აღნიშნავენ, რომ აღწერითი ანალიზი ძირითადად გვხვდება მათემატიკური ფორმულების სახით. ზუსტად აღწერითი ანალიზის ასპექტში მიმართავენ ავტორები აქსიომატური აგების მეთოდს, რაც ბუნებრივად მიგვაჩნია, რადგან, როგორც უკვე ვთქვით, აღწერითი ანალიზის გარეგნული ფორმა მათემატიკური ფორმულებია, რომლებიც კარგად ემორჩილებიან აქსიომატიკას.

ნორმატიული მიდგომა ანალიტიკოსს საშუალებას აძლევს შეაფასოს შემოსავლების განაწილება „სასურველობის დიდი და მცირე ხარისხის“ მიხედვით. სხვა სიტყვებით, ასეთი მიდგომის დროს ხდება შეფასება, ეს უთანაბრობა ცუდია თუ კარგი, რამდენადაა ცუდი ან რამდენადაა კარგი, რამდენად მოიგებს ან წააგებს საზოგადოება ამის გამო, და როგორ შევადაროთ ინდივიდუალური შემოსავლები.

ბელუს ზემოთ აღნიშნულ ნაშრომში განხილულია ხუთი ძირითადი აქსიომა:

1. ტრანსფერების აქსიომა; ცნობილია ასევე, როგორც პიგოუ-დალტონის (Pigou – Dalton) პრინციპი;
2. სკალარული ინვარიანტობის აქსიომა;
3. გარდაქმნათა ინვარიანტობის აქსიომა;
4. პოპულაციის რეპლიკაციის აქსიომა;
5. დაშლადობის აქსიომა.

აღვწეროთ თითოეული მათგანი.

ტრანსფერების აქსიომა მოითხოვს, რომ ინდექსი უნდა მცირდებოდეს შემოსავლების მდიდრებიდან ღარიბებისკენ ტრანსფერის (გადანაწილების) დროს; და ინდექსი უნდა იზრდებოდეს, როდესაც ტრანსფერი ხდება ღარიბებიდან მდიდრებისკენ.

სკალარული ინვარიანტობის აქსიომა მოითხოვს, რომ ინდექსი არ უნდა იცვლებოდეს მონაცემების ერთიდაიგივე რიცხვზე გამრავლების დროს.

გარდაქმნათა ინვარიანტობის აქსიომა მოითხოვს, რომ ინდექსი არ უნდა იცვლებოდეს, თუ მონაცემებს მივუმატებთ ერთიდაიგივე სიდიდეს.

პოპულაციის რეპლიკაციის აქსიომა მოითხოვს, რომ ინდექსი არ უნდა იცვლებოდეს, თუ მონაცემებს გავიმეორებთ, ანუ, უფრო ზუსტად, თუ გვაქვს შემოსავლების ორი განაწილება

$$y = (y_1, y_2, \dots, y_n), \quad y = (y_1, y_1, y_2, y_2, \dots, y_n, y_n),$$

რომლებიდანაც მეორე მიიღება პირველისაგან მონაცემთა განმეორებით, მაშინ მათი შესაბამისი ინდექსები ტოლი უნდა იყოს.

დაშლადობის აქსიომა მოითხოვს, რომ თუ შემოსავლების საწყისი y განაწილება გონივრულად დაყოფილია y_1, y_2, \dots, y_n განაწილებებად, მაშინ y -ის ინდექსი გამოითვლება y_1, y_2, \dots, y_n შემოსავლების საშუალებით. შევნიშნოთ, რომ ადიციურობის აქსიომის ბელუს ვარიანტში უზუსტობაა დაშვებული - მასში მოთხოვნილია, რომ ადიციურობა უნდა სრულდებოდეს პირდაპირი აზრით, ანუ თუ გვაქვს რაიმე ინდექსი I , მაშინ უნდა სრულდებოდეს

$$I(y) = I(y_1) + I(y_2) + \dots + I(y_n).$$

ასეთი განმარტებით ტეილის ინდექსიც კი არ იქნება ადიციური.

უნდა აღვნიშნოთ, რომ საყოველთაოდ აღიარებული ინდექსები შეიძლება არ აკმაყოფილებდნენ ზოგიერთ აქსიომას; მაგალითად, ჯინის ინდექსი, ტეილის ინდექსისგან განსხვავებით, არ აკმაყოფილებს დაშლადობის აქსიომას.

2.4. ლორენცის წირი; ჯინის, განზოგადებული ჯინის და ჰუვერის ინდექსების გამოთვლის მეთოდის

ჯინის, განზოგადებული ჯინის, ჰუვერის, ტეილის და ატკინსონის ინდექსები. ეს ინდექსები ისტორიულად შემდეგი თანმიმდევრობით გამოჩნდა: ჯინის ინდექსი - 1912 წელი, ტეილის ინდექსი - 1967 წელი, ატკინსონის ინდექსი - 1970, ჰუვერის ინდექსი - 1984 წელი.

ჯინის და ჰუვერის ინდექსების გამოთვლის საფუძველია ლორენცის წირი, ხოლო ლორენცის წირის აგება ემყარება ე.წ. თანაბრობის წირს, რომელიც ასახავს იმ ფაქტს, რომ თითოეულ შინამეურნეობას აქვს თანაბარი შემოსავალი. მაგრამ ის, რომ თითოეულ შინამეურნეობას აქვს თანაბარი შემოსავალი, სინამდვილეში არ ნიშნავს იმას, რომ მათ მართლაც თანაბარი შემოსავალი აქვთ, რადგან სხვადასხვა ოჯახში შეიძლება იყოს წევრების სხვადასხვა რაოდენობა, სხვადასხვა ასაკის და სხვადასხვა ჯანმრთელობის მდგომარეობით; სწორედ ამაზეა დაფუძნებული ჯინის ინდექსის კრიტიკა პაგლინის (პაგლინი, 1965) მიერ. პაგლინის აზრით ჯინის ინდექსის გამოთვლა საქართველოსთვის გარკვეულ სირთულეებთანაა დაკავშირებული, რადგან პაგლინის აზრით თანაბრობის წირი არ აიგება მექანიკურად, მას სჭირდება შესაბამისი სტატისტიკური მონაცემები. ჩვენ ჯინის ინდექსები გამოთვლილი გვაქვს მხოლოდ თანაბრობის წირის მიმართ.

1. ლორენცის წირი. როგორც უკვე ავლინებთ, ლორენცის წირი არის ქვეყნის მოსახლეობაში რაიმე თვისების განაწილების უთანაბრობის გრაფიკული მაჩვენებელი; ეს თვისება, მაგალითად, შეიძლება იყოს მთლიანი შიდა პროდუქტი - მშპ. იგი წარმოადგენს მოსახლეობის მიერ მოხმარებული რაიმე თვისების დაგროვებითი რაოდენობის გრაფიკს; ამ დროს აუცილებელია, რომ მოსახლეობის რაოდენობა და მოხმარებული თვისება პროცენტებში იყოს გამოსახული. მაგალითისთვის, დანიისა და უნგრეთის ლორენცის წირები მშპ-ს განაწილების მიმართ თითქმის არ განსხვავდებიან ერთმანეთისგან და ამ ქვეყნებში დოვლათი გაცილებით თანაბრადაა განაწილებული, ვიდრე ნამიბიაში, რომელიც დოვლათის არათანაბარი განაწილების მიხედვით ერთ-ერთ

პირველ ადგილზეა მსოფლიოში (იხ. მაგალითად აშშ ცენტრალური სადაზვერვო სამმართველოს „მსოფლიო ფაქტების წიგნი“ – “World Fact Book”, (აშშ ცსს, 2019) .

განვიხილოთ ლორენცის წირის აგება Excel-ში. აღნიშნულ თვისებად მივიჩნიოთ ოჯახებზე მშპ-ს განაწილება. მაგალითად, (აშშ ცსს, 2019)-ის მიხედვით, 2005 წელს საქართველოში ყველაზე უფრო დაუცველი ოჯახების 10% მოიხმარდა მშპ-ის 2.4%-ს, ხოლო ყველაზე უფრო უზრუნველყოფილი ოჯახების 10% მოიხმარდა მშპ-ის 27%-ს. ჩავთვალოთ, რომ მაშინ საშუალოდ უზრუნველყოფილი ოჯახების 80% მოიხმარს მშპ-ს $100\% - 2.4\% - 27\% = 70.6\%$ -ს (ეს არ შეესაბამება ცხადია, რეალობას, რადგან საშუალო ფენა საქართველოში გაცილებით მცირერიცხოვანია). შევიტანეთ ეს მონაცემები Excel-ში და მათი საშუალებით ავაგეთ დაგროვებითი განაწილების ცხრილი (ცხრილებში მესამე და მეშვიდე სვეტები შეესაბამებიან დოვლათის თანაბარ განაწილებას).

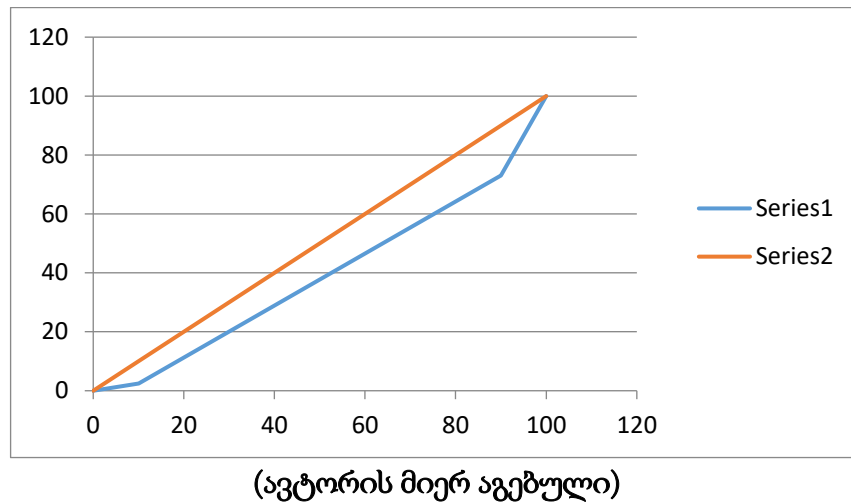
**ცხრილი 9. ოჯახებზე მშპ-ს განაწილება - დეციმილებით (მარხნივ)
და დაგროვებითი (მარჯვნივ)**

0	0	0		0	0	0
10	2.4	10		10	2.4	10
80	70.6	80		90	73	90
10	27	10		100	100	100

(აშშ ცსს, 2019)

ამ ცხრილის მონიშვნისა და Insert-Scatter-Scatter with straight line მოქმედებების შემდეგ მივიღებთ:

ნახ. 6. ლორენცის წირი ცხრილ 9-ის მიხედვით



ნახ. 6-ის ზემოთა მონაკვეთი შეესაბამება ოჯახებზე დოვლათის თანაბარ განაწილებას, ხოლო ქვედა ტეხილი არის ცხრილი 9-ის შესაბამისი დოვლათის განაწილების ლორენცის წირი.

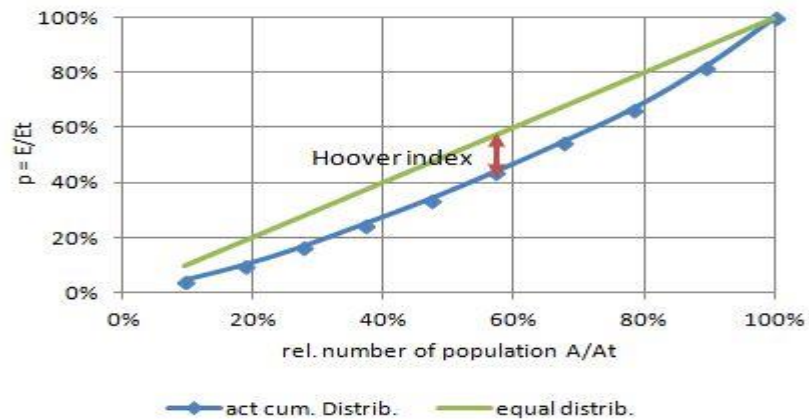
ლორენცის წირიდან შეიძლება გამოვიყვანოთ უთანასწორობის რაოდენობრივი მახასიათებლები - ჯინის კოეფიციენტი და რობინ ჰუდის ანუ ჰუვერის ინდექსი (Hoover index).

2.4.1. ჰუვერის ინდექსი.

მას ხშირად რობინ ჰუდის ინდექსსაც ეძახიან (ჩვენ არსენას ინდექსი შეიძლება ვუწოდოთ), რადგან განსაზღვრავს საზოგადოების შემოსავლის იმ ნაწილს, რომელიც უნდა გადაეუნაწილოთ დანარჩენ მოსახლეობას იმისთვის, რომ ყველას ერთნაირი შემოსავალი ჰქონდეს. ჰუვერის ინდექსი (ჰუვერი, 1984) ეწოდება ქვეყნის დოვლათის იმ ნაწილს, რომელიც საჭიროა გადავანაწილოთ, რომ საზოგადოებაში მიღწეულ იქნეს ეკონომიკური თანასწორობა.

ჯინის ინდექსის მსგავსად, ჰუვერის ინდექსის გამოთვლა ლორენცის წირის საშუალებითაა შესაძლებელი და ამიტომ არსებობს კორელაცია ჯინისა და ჰუვერის ინდექსებს შორის. იგი უდრის ლორენცის წირისა და თანაბრობის წირის შემაერთებელი უდიდესი მონაკვეთის სიგრძეს - ნახ. 7:

ნახ. 7. ჰუვერის ინდექსი



<https://abhinavkanth.wordpress.com/>

იმისათვის, რომ ჰუვერის ინდექსი ვიპოვოთ, უნდა ვიპოვოთ უდიდესი ვერტიკალური მონაკვეთი, რომელიც ლორენცის ფაქტიურ წირს აერთებს თანაბარი განაწილების წრფესთან; მაშინ ამ მონაკვეთის მარჯვნივ მდებარე ფიგურის შესაბამისი დოვლათის განაწილების შემდეგ საზოგადოებაში მოხმარება გათანაბრდება.

როგორც ვიცით, ჰუვერის ინდექსის გამოსათვლელი ფორმულაა

$$H = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left| \frac{E_i}{E_{total}} - \frac{A_i}{A_{total}} \right|$$

სადაც E_i არის i -ური კვანტილის შემოსავალი, E_{total} არის E_i -ების ჯამი, A_i არის i -ურ კვანტილში პიროვნებათა რაოდენობა, A_{total} არის A_i -ების ჯამი.

ჰუვერის ინდექსი უდრის ლორენცის წირისა და თანაბარი განაწილების წირს შორის მანძილების მაქსიმუმს. ექვივალენტურად, იმისათვის, რომ ჰუვერის ინდექსი

განვსაზღვროთ, უნდა ვიპოვოთ უდიდესი ვერტიკალური მონაკვეთი, რომელიც ლორენცის ფაქტიურ წირს აერთებს თანაბარი განაწილების წრფესთან; მაშინ ამ მონაკვეთის მარჯვნივ მდებარე ფიგურის შესაბამისი დოვლათის განაწილების შემდეგ საზოგადოებაში მოხმარება გათანაბრდება.

შემდეგი დებულება დამტკიცებულია ჩვენს საერთო ნაშრომში (თუთბერიძე..., 2017).

დებულება. შემოვიღოთ აღნიშვნები: საზოგადოების p_i ნაწილი, $i=1,2,\dots,n$, $p_1+p_2+\dots+p_n=1$, ფლობს q_i ნაწილს რაღაც თვისებისას, $i=1,2,\dots,n$, $q_1+q_2+\dots+q_n=1$. ამ აღნიშვნებში ჰუვერის ინდექსი უფრო მარტივად ასე გამოისახება:

$$H = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n |q_i - p_i|. \quad (8)$$

დამტკიცება. ზოგადობის შეუზღუდავად შეიძლება დავუშვათ, რომ

$$\frac{E_1}{A_1} \triangleleft \frac{E_2}{A_2} \triangleleft \dots \triangleleft \frac{E_N}{A_N},$$

ანუ რაც მეტია ჯგუფის ნომერი, მით უფრო მეტი შემოსავალი აქვს ჯგუფის თითოეულ წევრს.

ცხადია, თანაბარი განაწილების შემთხვევაში თითოეულს შეხვდება $\frac{E_t}{A_t}$ დოვლათი.

ვთქვათ i_0 არის ისეთი ნომერი, რომ $\frac{E_t}{A_t} - \frac{E_{i_0}}{A_{i_0}} \geq 0$, მაგრამ $\frac{E_t}{A_t} - \frac{E_{i_0+1}}{A_{i_0+1}} \triangleleft 0$. ამიტომ

დოვლათის თანაბრად გასანაწილებლად A_1, A_2, \dots, A_{i_0} ჯგუფებმა უნდა მიიღონ შესაბამისად

$$A_1 \left(\frac{E_t}{A_t} - \frac{E_1}{A_1} \right) = \frac{A_1 E_t}{A_t} - E_1, \quad A_2 \left(\frac{E_t}{A_t} - \frac{E_2}{A_2} \right) = \frac{A_2 E_t}{A_t} - E_2, \quad \dots, \quad A_{i_0} \left(\frac{E_t}{A_t} - \frac{E_{i_0}}{A_{i_0}} \right) = \frac{A_{i_0} E_t}{A_t} - E_{i_0}.$$

ანუ მთლიანად

$$E_0 = \left(\frac{A_1 E_t}{A_t} - E_1\right) + \left(\frac{A_2 E_t}{A_t} - E_2\right) + \dots + \left(\frac{A_{i_0} E_t}{A_t} - E_{i_0}\right)$$

დოვლათი.

ახლა ვთქვათ, $i > i_0$. ამ ჯგუფების თითოეული წევრის დოვლათია $\frac{E_i}{A_t}$, რომელიც მეტია $\frac{E_t}{A_t}$ -ზე. გასათანაბრებლად მას დააკლდება $\frac{E_i}{A_t} - \frac{E_t}{A_t}$, ხოლო მთელ ჯგუფს დააკლდება $A_t \left(\frac{E_i}{A_t} - \frac{E_t}{A_t}\right) = E_i - \frac{A_t E_t}{A_t}$ დოვლათი.

ამრიგად „მდიდრები“ დაჰკარგავენ $E_1 = \left(E_{i_0+1} - \frac{A_{i_0+1} E_t}{A_t}\right) + \dots + \left(E_n - \frac{A_n E_t}{A_t}\right)$ დოვლათს.

ცხადია, $E_0 = E_1$ და ამიტომ გასანაწილებელი დოვლათია $E_0 = \frac{1}{2}(E_0 + E_1) =$ (თუ ჩავსვამთ

$$E_0 \text{ და } E_1 \text{ -ის მნიშვნელობებს)} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{A_i E_t}{A_t} - E_i \right|.$$

ჩვენ გვინტერესებს გასანაწილებელი დოვლათის შეფარდება მთელ დოვლათთან E_t -სთან - ზუსტად ეს არის ჰუვერის ინდექსი: $H = \frac{E_0}{E_t} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{A_i}{A_t} - \frac{E_i}{E_t} \right|$, ანუ ტოლობა დამტკიცდა. წინადადების მეორე ნაწილი ცხადია .

ნაშრომში (თუთბერიძე..., 2017) მოცემული ფორმულის გამოყენებით და მსოფლიო ბანკის მიერ 2016 წელს გამოქვეყნებული მონაცემების საშუალებით, გამოვთვალეთ ჰუვერის ინდექსი მთელი რიგი ქვეყნებისთვის და ჩვენს მიერ გაკეთებული გამოთვლების მიხედვით გავარკვიეთ, მოსახლეობის შემოსავლების გამოსათანაბრებლად ქვეყნის საერთო შემოსავლის რა პროცენტი უნდა გადანაწილდეს ამა თუ იმ ქვეყანაში (იხ. **Error! Reference source not found.**).

მაშინ, როდესაც ნორმად მიჩნეულია 20 %, აზერბაიჯანისთვის ეს მაჩვენებელი შეადგენს 11,7%-ს, უკრაინისთვის 17,3%-ს. 20%-თან ახლოსაა გერმანია 21,3%, მოლდოვა 20,2%, იაპონია 22,4%. რაც შეეხება საქართველოს, აქ 28,5% უნდა გადანაწილდეს

შემოსავლების გამოსათანაბრებლად. მსგავსი სიტუაციაა აშშ-ში (29,2), თურქეთში (28,6), რუსეთში (29,5). ეს მაჩვენებელი გვიჩვენებს, თუ საერთო შემოსავლის რამდენი პროცენტი უნდა გადანაწილდეს, რომ ქვეყანაში არ იყვნენ მდიდრები და ღარიბები.

ცხრილი 10. საქართველოსა და კიდევ 22 ქვეყნის ჰუვერის ინდექსი

ჯინი	16,6	41,1	30,1	33,2	40,2	32,1	37,4	42,8	35,4	35,2	35,2
	აზერ.	აშშ	გერმან	ესტონ.	თურქ.	იაპონ.	ირანი	ისრაელ.	იტალ.	ლატვ.	ლიტვა
	2005	2013	2011	2012	2012	2008	2013	2010	2012	2012	2012
Ai	Ei										
1	6.1	1.7	3.4	2.5	2.2	2.7	2.8	1.7	1.9	2.2	2.3
1	7.3	3.4	5	4.7	3.6	4.7	3.9	2.9	4.3	5.1	4.3
2	16.4	10.3	13.1	12.9	10.5	12.9	11.1	9.6	12.3	12.2	12.2
2	18.5	15.4	17.2	16.5	15.1	17.3	15.6	15.5	17	16.6	16.6
2	21.5	22.7	22.7	22.7	22	22.7	22	22.9	22.8	22.6	22.6
1	12.8	16.3	14.9	15.4	16.1	14.9	15.5	16.3	15.4	14.5	15.2
1	17.4	30.2	23.7	25.3	30.5	24.8	29.1	31.1	26.3	26.8	26.8
10	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	0.039	0.083	0.066	0.075	0.078	0.073	0.072	0.083	0.081	0.078	0.077
	0.027	0.066	0.05	0.053	0.064	0.053	0.061	0.071	0.057	0.049	0.057
	0.036	0.097	0.069	0.071	0.095	0.071	0.089	0.104	0.077	0.078	0.078
	0.015	0.046	0.028	0.035	0.049	0.027	0.044	0.045	0.03	0.034	0.034
	0.015	0.027	0.027	0.027	0.02	0.027	0.02	0.029	0.028	0.026	0.026
	0.028	0.063	0.049	0.054	0.061	0.049	0.055	0.063	0.054	0.045	0.052
	0.074	0.202	0.137	0.153	0.205	0.148	0.191	0.211	0.163	0.168	0.168
ჰუვ.	0.117	0.292	0.213	0.234	0.286	0.224	0.266	0.303	0.245	0.239	0.246
ჰუვ.	11.7	29.2	21.3	23.4	28.6	22.4	26.6	30.3	24.5	23.9	24.6

28,5	41,6	36,7	33,1	40,0	31,5	24,6	42,6	31,8	26,4	27,7	33,2
მოლდ	რუს.	საბერძ	საფრ.	საქარ.	სომხ.	უკრ.	ჩინეთ	აზერბ.	ნორვეგ	შვეცია	ბრიტან
2013	2012	2012	2012	2013	2013	2013	2010	2008	2013	2013	2013
					Ei						
3.9	2.3	1.7	3.2	2.1	3.5	4.4	1.7	3.5	3.7	3.2	2.9
5.2	3.6	3.9	4.7	3.5	5	5.9	3	4.9	5.6	5.4	4.5

13.4	10.1	11.7	12.6	10.5	12.6	14.5	9.7	12.6	14.3	14.1	12.2
17.3	14.5	17.2	16.5	15.4	16.6	17.9	15.3	16.5	17.9	17.7	16.9
22.5	21.2	23.3	21.8	22.5	22	22.2	23.2	22	22.9	23.2	23.1
14.5	16.1	15.6	14.4	16.1	14.7	14	17.1	14.8	14.3	14.8	15.2
23.2	32.2	26.6	26.8	29.9	25.6	21.1	30	25.7	21.3	21.6	25.2
100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0.061	0.077	0.083	0.068	0.079	0.065	0.056	0.083	0.065	0.063	0.068	0.071
0.048	0.064	0.061	0.053	0.065	0.05	0.041	0.07	0.051	0.044	0.046	0.055
0.066	0.099	0.083	0.074	0.095	0.074	0.055	0.103	0.074	0.057	0.059	0.078
0.027	0.055	0.028	0.035	0.046	0.034	0.021	0.047	0.035	0.021	0.023	0.031
0.025	0.012	0.033	0.018	0.025	0.02	0.022	0.032	0.02	0.029	0.032	0.031
0.045	0.061	0.056	0.044	0.061	0.047	0.04	0.071	0.048	0.043	0.048	0.052
0.132	0.222	0.166	0.168	0.199	0.156	0.111	0.2	0.157	0.113	0.116	0.152
0.202	0.295	0.255	0.23	0.285	0.223	0.173	0.303	0.225	0.185	0.196	0.235
20.2	29.5	25.5	23	28.5	22.3	17.3	30.3	22.5	18.5	19.6	23.5

ავტორის მიერ შედგენილი

როგორც ვხედავთ, ჰუვერის ინდექსი, რომელიც გვიჩვენებს, რომ თუ, მაგალითად, მშპ-ს რამდენი პროცენტი უნდა გადავანაწილოთ ღარიბებზე, რათა შემოსავალი შინამეურნეობებზე გათანაბრდეს, საქართველოსთვის, უდრის 28.5%. შედარებისათვის, ჩვენი გამოთვლით ჰუვერის ინდექსი ყველაზე უფრო მცირეა აზერბაიჯანში (11.5%, 2005 წ.) და ყველაზე დიდია ჩინეთში და ისრაელში (30.3%, 2010 წ.). ეს შედეგები კორელაციაშია ამ ქვეყნების ჯინის ინდექსებთან, რადგან აზერბაიჯანის ჯინის ინდექსი ყველაზე მცირეა (16.6%) და ჩინეთის ჯინის ინდექსია (42.6%), ხოლო ისრაელის (42.8%) (იხ. ცხრილი 10). შევნიშნოთ, რომ ჰუვერის ინდექსი საქართველოსთვის პირველად ჩვენს მიერ არის გამოთვლილი.

2.4.2. ჯინის ინდექსი.

სრულყოფილ საზოგადოებაში დოვლათის განაწილება არის თანაბარი. ჯინის კოეფიციენტი ასახავს დოვლათის განაწილების უთანაბრობას ქვეყანაში. იგი შემოიღო იტალიელმა სტატისტიკოსმა და დემოგრაფმა კორადო ჯინიმ (Corrado Gini, 1884-1965) შემოიტანა 1912 წელს (ბელუ, 2006). საზოგადოდ, ჯინის კოეფიციენტი არის მაკროეკონომიის სტატისტიკური მაჩვენებელი, რომელიც გვიჩვენებს რაიმე გამოსაკვლევი თვისების მიმართ საზოგადოების ფენებად დაშლის ხარისხს და წარმოადგენს ამ თვისების ფაქტიური განაწილების შეფარდებას აბსოლუტურად თანაბარ განაწილებასთან. კოეფიციენტის მნიშვნელობა 0 ნიშნავს, რომ უთანაბრობა არ არსებობს, ხოლო 1 - რომ უთანაბრობა მაქსიმალურია.

თუ ჯინის კოეფიციენტს გავამრავლებთ 100-ზე, მაშინ მივიღებთ მის პროცენტულ გამოსახულებას, რომელსაც ჯინის ინდექსი ეწოდება.

ჯინის ინდექსის აღწერის ორ ხერხს განვიხილავთ:

1. ლორენცის წირის საშუალებით;
2. კოვარიაციის საშუალებით.

არსებობს ასევე ჯინის ინდექსის სხვადასხვა განზოგადობაც; ჩვენ შევხებით მხოლოდ ერთ მათგანს.

პირველ შემთხვევაში ჯინის ინდექსის გამოსათვლელად უნდა ავაგოთ მოცემული ქვეყნის ლორენცის წირი (Bellu, 2006) თანაბარი განაწილების წრფესთან ($y=x$ განტოლების გრაფიკთან) ერთად; ამასთან OX ღერძზე გადაიზომება მოსახლეობის რაოდენობა დაგროვებით ნაწილებში, ხოლო OY ღერძზე კი - მოხმარებული სიკეთე დაგროვებით ანუ კუმულაციურ ნაწილებში. დაგროვებითი ნაწილები ნიშნავს შემდეგს: ვთქვათ, მოსახლეობის 0,2 ნაწილი ფლობს მშპ-ს (მთლიანი შიდა პროდუქტის) 0,1 ნაწილს, შემდეგი 0,3 ნაწილი ფლობს მშპ-ს 0,2 ნაწილს, 0,4 ნაწილი ფლობს მშპ-ს 0,3 ნაწილს და დარჩენილი 0,1 ნაწილი ფლობს დარჩენილ 0,4 ნაწილს; მაშინ $0,2+0,3=0,5$ დაგროვებითი

ნაწილი ფლობს $0,1+0,2=0,3$ დაგროვებით ნაწილს, $0,2+0,3+0,4=0,9$ დაგროვებითი ნაწილი ფლობს $0,1+0,2+0,3=0,6$ დაგროვებით ნაწილს, და $0,2+0,3+0,4+0,1=1$ დაგროვებითი ნაწილი ფლობს $0,1+0,2+0,3+0,4=1$ დაგროვებით ნაწილს.

ჯინის კოეფიციენტის გამოსათვლელად უნდა ავაგოთ მოცემული ქვეყნის ლორენცის წირი თანაბარი განაწილების წრფესთან ერთად; მაშინ ჯინის კოეფიციენტი იქნება ლორენცის წირსა და თანაბრობის წრფეს შორის მოთავსებული ფართობისა და თანაბრობის წრფის ქვევით მდებარე მართკუთხა სამკუთხედის ფართობების შეფარდება.

განმარტება 1. *ჯინის კოეფიციენტი ეწოდება ლორენცის წირსა და თანაბარი განაწილების წრფეს შორის მოთავსებული ფიგურის ფართობისა და თანაბრობის წრფის ქვევით მდებარე სამკუთხედის ფართობების შეფარდებას (იხ. (იტზაკი, 1998)):*

$$G=A/(A+B). \quad (9)$$

რადგან $A+B=1/2$, ამიტომ ჯინის კოეფიციენტის (7) ფორმულა მიიღებს სახეს:

$$G = 2A = 2(1/2 - B) = 1 - 2B. \quad (10)$$

ჯინის კოეფიციენტის გამოთვლა უფრო მოსახერხებელია, როცა სიდიდეები მოცემულია არა პროცენტებში, არამედ ნაწილებში (ანუ, მაგ., 10%-ის მაგივრად ვწერთ 0.1-ს).

თუ ლორენცის წირის განტოლებას აღვნიშნავთ $L(x)$ -ით, მაშინ ნიუტონ-ლაიბნიცის ფორმულის მიხედვით

$$B = \int_0^1 L(x) dx ,$$

საიდანაც (8)-ის გათვალისწინებით ჯინის კოეფიციენტისთვის მივიღებთ:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(x) dx. \quad (11)$$

პრაქტიკაში ლორენცის წირი გვხვდება ტეხილის სახით და ჯინის კოეფიციენტის გამოთვლა ინტეგრალის გარეშე უფრო მოსახერხებელია. მართლაც, ვთქვათ, საზოგადოების p_i ნაწილი, $i=1,2,\dots,n$, $p_1 + p_2 + \dots + p_n = 1$, ფლობს რაღაც სიკეთის q_i ნაწილს, $i=1,2,\dots,n$, $q_1 + q_2 + \dots + q_n = 1$. თუ გადავიყვანთ ამ მონაცემებს დაგროვებით

ფორმაში, გვექნება, რომ საზოგადოების $r_i = p_1 + p_2 + \dots + p_i$ ნაწილი ფლობს რაღაც სიკეთის $s_i = q_1 + q_2 + \dots + q_i$ ნაწილს. მაშინ შესაბამისი ფართობების პირდაპირი გამოთვლებით ადვილად მიიღება (Bellu, 2006), რომ

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n (r_i - r_{i-1})(s_i + s_{i-1}). \quad (12)$$

ჯინის ინდექსის კოვარიაციით გამოთვლისთვის მოვიგონოთ კოვარიაციის განმარტება: თუ მოცემულია შემთხვევითი სიდიდეები

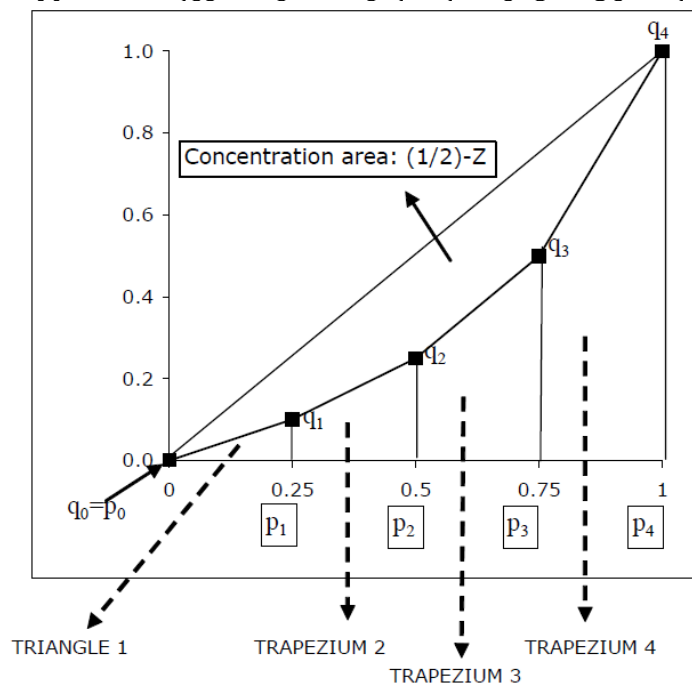
$$X = \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n \end{pmatrix}, \quad Y = \begin{pmatrix} y_1 & y_2 & \dots & y_n \\ q_1 & q_2 & \dots & q_n \end{pmatrix},$$

მაშინ მათი კოვარიაცია (ბელუ, 2006) ეწოდება სიდიდეს

$$\text{cov}(X, Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])] = E[XY] - E[X]E[Y],$$

სადაც $E[X]$ არის მათემატიკური ლოდინი (ბელუ, 2006).

ნახ. 8. ჯინის ინდექსის გამოთვლა ლორენცის ტეხილი წირით



(ბელუ..., 2005, გვ. 9)

შემდეგი წინადადება დამტკიცებულია საერთო სტატიაში (თუთბერიძე..., 2017).

წინადადება 1. დავუშვათ,

$$p_1 = p_2 = \dots = p_n = 1/n, \quad q = (q_1, q_2, \dots, q_n), \quad q_1 \leq q_2 \leq \dots \leq q_n;$$

მაშინ χ^2 -ის ინდექსი გამოითვლება შემდეგი ფორმულით:

$$G = \frac{2}{E(q)} \text{Cov}(q, F(q)), \quad (13)$$

სადაც $F(q) = \left(\frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, \frac{n}{n} \right)$.

დამტკიცება. რადგან განმარტების თანახმად

$$q \cdot F(q) = \left(\frac{q_1}{n}, \frac{2q_2}{n}, \dots, \frac{nq_n}{n} \right),$$

ამიტომ

$$E(q \cdot F(q)) = \frac{q_1/n + 2q_2/n + \dots + nq_n/n}{n} = \frac{q_1 + 2q_2 + \dots + nq_n}{n^2}.$$

ასევე, რადგან $q_1 + q_2 + \dots + q_n = 1$, ამიტომ

$$E(q) = \frac{q_1 + q_2 + \dots + q_n}{n} = \frac{1}{n},$$

$$E(F(q)) = \frac{1/n + 2/n + \dots + n/n}{n} = \frac{1 + 2 + \dots + n}{n^2} = \frac{n(n+1)}{2n^2} = \frac{n+1}{2n},$$

$$E(q \cdot F(q)) - E(q)E(F(q)) = \frac{q_1 + 2q_2 + \dots + nq_n}{n^2} - \frac{q_1 + q_2 + \dots + q_n}{n} \cdot \frac{n+1}{2n} = \frac{q_1 + 2q_2 + \dots + nq_n}{n^2} - \frac{n+1}{2n^2}.$$

მაშასადამე, რადგან

$$\frac{2}{E(q)} = \frac{2n}{q_1 + q_2 + \dots + q_n} = 2n,$$

ამიტომ

$$G = \frac{2}{E(q)} \text{cov}(q, F(q)) = 2n \left(\frac{q_1 + 2q_2 + \dots + nq_n}{n^2} - \frac{n+1}{2n^2} \right) = \frac{2(q_1 + 2q_2 + \dots + nq_n) - (n+1)}{n}.$$

ახლა გამოვთვალოთ ჯინის ინდექსი ლორენცის ტეხილი წირის საშუალებით. ლორენცის წირის ქვევით მდებარე ფიგურა შედგება ერთი სამკუთხედისა და რამდენიმე ტრაპეციისაგან, რომელთაც ერთნაირი სიმაღლეები აქვთ, კერძოდ, თითოეულის სიმაღლე უდრის $\frac{1}{n}$ -ს. მაშინ, თუ $\frac{1}{n}$ -ს გამოვიტანთ ფრჩხილებს გარეთ, გვექნება:

$$\begin{aligned}
 2B &= \frac{1}{n} (q_1 + (q_1 + (q_1 + q_2)) + ((q_1 + q_2) + (q_1 + q_2 + q_3)) + \dots + \\
 &\quad + ((q_1 + q_2 + \dots + q_{n-1}) + (q_1 + q_2 + \dots + q_{n-1} + q_n))) = \\
 &= \frac{1}{n} (q_1 + (2q_1 + q_2) + (2q_1 + 2q_2 + q_3) + \dots + (2q_1 + 2q_2 + \dots + 2q_{n-1} + q_n)) = \\
 &= \frac{1}{n} ((1 + 2(n-1))q_1 + (1 + 2(n-2))q_2 + (1 + 2(n-3))q_3 + \dots + (1 + 2(n-n))q_n) = \\
 &= \frac{1}{n} ((q_1 + q_2 + \dots + q_{n-1} + q_n) + 2((n-1)q_1 + (n-2)q_2 + (n-3)q_3 + \dots + (n-n)q_n)) = \\
 &= \frac{1}{n} (1 + 2(n(q_1 + q_2 + \dots + q_{n-1}) - (q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1}))) = \\
 &= \frac{1}{n} (1 + 2n(1 - q_n) - 2(q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1})) = \\
 &= \frac{1}{n} (1 + 2n - 2nq_n - 2(q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1})) = \\
 &= \frac{1 + 2n - 2(q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1} + nq_n)}{n}.
 \end{aligned}$$

ამრიგად,

$$\begin{aligned}
 G = 1 - 2B &= 1 - \frac{1 + 2n - 2(q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1} + nq_n)}{n} = \\
 &= \frac{2(q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1} + nq_n) - (n+1)}{n}.
 \end{aligned}$$

მაშასადამე, ჯინის ინდექსი ერთიდაიგივეა როგორც ლორენცის წირის, ასევე კოვარიაციის საშუალებით გამოთვლის დროს.

ამრიგად, ჩვენ გვაქვს ჯინის ინდექსის გამოსათვლელი ოთხი ფორმულა:

$$1) \quad G = \frac{2(q_1 + 2q_2 + \dots + (n-1)q_{n-1} + nq_n) - (n+1)}{n} - \text{ნაწილებით}; \quad (14)$$

$$2) \quad G = 1 - \sum_{i=1}^n (r_i - r_{i-1})(s_i + s_{i-1}) - \text{დაგროვებითი ნაწილებით}; \quad (15)$$

$$3) \quad G = \frac{2}{E(q)} \text{Cov}(q, F(q)) - \text{კოვარიაციით}; \quad (16)$$

$$4) \quad G = 1 - 2 \int_0^1 L(x) dx - \text{ინტეგრალით}. \quad (17)$$

შევნიშნოთ, ასევე, რომ ამ ნაშრომში მოყვანილი ყველა ინდექსი შეიძლება ინტეგრალის გამოყენებით გამოისახოს.

ვინაიდან ქართულ ეკონომიკურ ლიტერატურაში ჯინის კოეფიციენტების გამოთვლის მაგალითები მწირადაა, ჩვენ ნაშრომში (თუთბერიძე..., 2017) გამოვთვალეთ ჯინის კოეფიციენტი მშპ-ს განაწილების მიმართ რამდენიმე ქვეყნის მაგალითზე და შევადარეთ სხვადასხვა ორგანიზაციების (საქსტატის, მსოფლიო ბანკის და აშშ ცენტრალური სადაზვერვო სამსახურის) მიერ ჩატარებულ გამოთვლებს; მონაცემები ავიღეთ მსოფლიო ბანკის მიერ 2016 წელს გამოქვეყნებული მასალებიდან. აღსანიშნავია, რომ ჩვენს მიერ გამოთვლილი ჯინის ინდექსი თვალშისაცემად განსხვავდება სხვადასხვა ორგანიზაციების მიერ მიღებული შედეგებისაგან (ჩვენი გამოთვლა - 38,6; საქსტატის - 40, აშშ ცსს-მიერ კი - 46), რაც ცხადია აიხსნება განსხვავებული საწყისი მონაცემებით.

ცხრილი 11. საქართველოში, აშშ-ში, რუსეთში, აზერბაიჯანსა და სომხეთში მშპ-ს განაწილება დეციმილებში

	ულარიბ 10%	ულარიბ20%	მეორე 20%	მესამე 20%	მეოთხე 20%	უმდიდრ. 20%	უმდიდრ. 10%
საქ-ლო 2013 წ.	2.1	5.6	10.5	15.4	22.5	46	29.9
აშშ 2013 წ.	1.8	5.2	10.3	15.4	22.7	46.4	30.2
რუსეთი 2012 წ.	2.3	5.9	10.1	14.5	21.2	48.3	33.2
აზერბ. 2005 წ.	6.1	13.4	16.4	18.5	21.5	30.2	17.4
სომხეთი 2013 წ.	3.5	8.5	12.6	16.6	22	40.3	25.6

(მსოფლიო ბანკი, 2017)

მსოფლიო ბანკის მონაცემებით (მსოფლიო ბანკი, 2017), საქართველოში, აშშ-ში, რუსეთში, აზერბაიჯანსა და სომხეთში მშპ განაწილებულია შემდეგნაირად (იხ. ცხრ. 11). ცხრილ 11–ის ულარიბესი 20% და უმდიდრესი 20% გაცყოთ ორ ტოლ ნაწილად (ცხრ. 12):

ცხრილი 12. ცხრილ 11-ის მოდიფიკაცია

	ულარიბ. ქვედა 10%	ულარიბ. ზედა 10%	მეორე 20%	მესამე 20%	მეოთხე 20%	უმდიდრ. ქვედა 10%	უმდიდრ. ზედა 10%
საქ-ლო 2013 წ.	2.1	5.6- 2.1=3.5	10.5	15.4	22.5	46.0-29.9= 16.1	29.9

აშშ 2013 წ.	1.8	5.2- 1.8=3.4	10.3	15.4	22.7	46.4-30.2= 16.2	30.2
რუსეთი 2012 წ.	2.3	5.9- 2.3=3.6	10.1	14.5	21.2	48.3-33.2= 15.1	33.2
აზერბაიჯ. 2005 წ.	6.1	13.4-6.1= 7.3	16.4	18.5	21.5	30.2-17.4= 14.8	17.4
სომხეთი 2013 წ.	3.5	8.5- 3.5=5.0	12.6	16.6	22	40.3-25.6= 14.7	25.6

(მსოფლიო ბანკი, 2017)

მაშინ ცხრილ 12-ის მონაცემები დაგროვებითი ფორმით ასე წარმოდგება (პროცენტები შეცვლილია ნაწილებით):

ცხრილი 13. საქართველოში, აშშ-ში, რუსეთში, აზერბაიჯანსა და სომხეთში მშპ-ს განაწილება დაგროვებითი ფორმით

	$r_1=0.1$	$r_2=0.2$	$r_3=0.4$	$r_4=0.6$	$r_5=0.8$	$r_6=0.9$	$r_7=1$
საქ-ლო 2013 წ.	$s_1=0.021$	$s_2=0.056$	$s_3=0.161$	$s_4=0.315$	$s_5=0.54$	$s_6=0.701$	$s_7=1$
აშშ 2013 წ.	$s_1=0.018$	$s_2=0.052$	$s_3=0.155$	$s_4=0.309$	$s_5=0.536$	$s_6=0.698$	$s_7=1$
რუსეთი 2012 წ.	$s_1=0.023$	$s_2=0.059$	$s_3=0.16$	$s_4=0.305$	$s_5=0.517$	$s_6=0.678$	$s_7=1$
აზერბაიჯ. 2005 წ.	$s_1=0.061$	$s_2=0.134$	$s_3=0.298$	$s_4=0.483$	$s_5=0.698$	$s_6=0.826$	$s_7=1$

სომხეთი 2013 წ.	$s_1=0.035$	$s_2=0.085$	$s_3=0.211$	$s_4=0.377$	$s_5=0.597$	$s_6=0.744$	$s_7=1$
--------------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	---------

(მსოფლიო ბანკი, 2017)

ახლა თუ (13) ფორმულაში შევიტანთ l_i -სა და s_i -ს მნიშვნელობებს ცხრილ 13-დან და გავამრავლებთ 100-ზე, მივიღებთ ჯინის ინდექსებს:

ცხრილი 14. ჯინის ინდექსი, გამოთვლილი საქსტატის, მსოფლიო ბანკის, აშშ ცენტრალური სადაზვერვო სამმართველოსა და ჩვენს მიერ.

	ჩვენი გამოთვლ.	საქსტატი	მსოფლიო ბანკი	აშშ ცსს
საქართველო, 2013	38.6	40	40.0	46 (2011) 37.6 (1991)
აშშ, 2013	39.5		41.1	
რუსეთი 2012	40.1		41.6	
აზერბაიჯანი 2005	16.1		16.6	
სომხეთი 2013	30.4		31.5	

გამოთვლილია ავტორის მიერ

როგორც ვხედავთ, მსოფლიო ბანკის მიერ 2016 წელს გამოქვეყნებული მონაცემებით ქვეყნებს შორის ყველაზე ნაკლები უთანაბრობაა აზერბაიჯანში.

ჩვენს მიერ გამოთვლილი ჯინის ინდექსები ახლოსაა მსოფლიო ბანკის მიერ გამოთვლილ ჯინის ინდექსის მნიშვნელობასთან, თუმცა არაა კორელაციაში აშშ ცენტრალური სადაზვერვო სამმართველოს მონაცემებთან.

საქართველოს, აშშ-ს და რუსეთს (ცხრ. 14) ჯინის ინდექსები თითქმის ერთნაირი აქვთ. ჯინის ინდექსების ტოლობა ჩვენთან და აშშ-ი გამოწვეულია იმით, რომ ამერიკელი

მდიდარი უფრო მდიდარია, ვიდრე ქართველი მდიდარი და ამერიკელი ღარიბიც უფრო მდიდარია ვიდრე ქართველი ღარიბი.

ცხრილი 15. საქართველოს ჯინის კოეფიციენტები

	მთლიანი შემოსავლებით	მთლიანი ფულადი სახსრებით	მთლიანი სახსრებით	მთლიანი სამომხმ. ხარჯებით	მთლიანი ფულადი ხარჯებით	მთლიანი ხარჯებით
2006	0.45	0.53	0.47	0.4	0.47	0.42
2007	0.46	0.53	0.47	0.41	0.48	0.43
2008	0.45	0.53	0.47	0.41	0.49	0.44
2009	0.46	0.53	0.48	0.42	0.49	0.44
2010	0.46	0.52	0.48	0.43	0.5	0.46
2011	0.46	0.52	0.48	0.42	0.5	0.46
2012	0.43	0.49	0.46	0.41	0.49	0.45
მთლიანი შემოსავლები: ფულადი შემოსავლები, ტრანსფერტები, არაფულადი შემოსავლები						
მთლიანი ფულადი სახსრები: ფულადი შემოსავლები, ტრანსფერტები, სხვა ფულადი სახსრები						
მთლიანი სახსრები: მთლიანი ფულადი სახსრები, არაფულადი შემოსავლები						
მთლიანი სამომხმარებლო ხარჯები: სამომხმარებლო ფულადი და არაფულადი ხარჯები						
მთლიანი ფულადი ხარჯები: სამომხმარებლო და არა სამომხმარებლო ფულადი ხარჯები						
მთლიანი ხარჯები: მთლიანი ფულადი და არაფულადი ხარჯები						

(საქსტატი, 2018)

ცხრილ 15-ში მოყვანილია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის მიერ ჯინის კოეფიციენტების გამოთვლის შედეგები სხვადასხვა თვისებების მიმართ მონაცემების მიხედვით (საქსტატი, 2018):

შევიშნოთ, რომ არსებობს ჯინის კოეფიციენტის გამოთვლის „ავტომატიზირებული“ საშუალებანი; მაგალითისთვის შეიძლება მოვიყვანოთ საიტი (შლეგერისი, 2019).

2.4.3. ჯინის განზოგადებული ინდექსი

ჯინის ინდექსი არ ითვალისწინებს იმას, რომ სხვადასხვა საზოგადოება შეიძლება სხვადასხვანაირად აღიქვამდეს უთანასწორობის ერთიდაიგივე დონეს. ეს იდეა განხორციელებას პოულობს ჯინის განზოგადებული ინდექსის ცნებაში.

განმარტება 2. *ჯინის განზოგადებული ინდექსი (14) ფორმულის აღნიშვნებში გამოითვლება ფორმულით*

$$G(\nu) = -\frac{\nu}{E(q)} \text{Cov}(q, (1-F(q))^{\nu-1}), \quad (18)$$

სადაც ν უთანაბრობის მიუღებლობის (უკმაყოფილების) კოეფიციენტია. როცა $\nu = 2$, მაშინ ჯინის განზოგადებული ინდექსი ემთხვევა ჯინის ინდექსს. რაც უფრო მეტია უკმაყოფილების კოეფიციენტი 2-ზე, მით უფრო მეტია ჯინის განზოგადებული ინდექსი. თუმცა აქ გვხვდება ერთი სიძნელე - უკმაყოფილების კოეფიციენტის გამოთვლის ფორმალური მეთოდი არ არსებობს, საჭიროა მისი ექსპერტული შეფასება. როგორც ვიცით, ითვლება, რომ საქართველოს მოსახლეობა ნაკლებად მგრძნობიარეა ეკონომიკური უთანასწორობის მიმართ, ამიტომ ჩვენში უკმაყოფილების კოეფიციენტი არ უნდა იყოს მაღალი.

რადგან $\text{cov}(x, 1-y) = -\text{cov}(x, y)$, ამიტომ როცა $\nu = 2$, განზოგადებული ჯინის ინდექსი ემთხვევა ჯინის ინდექსს, $G(2) = G$. რაც უფრო მატულობს უკმაყოფილება, ე. ი. მეტია

ν -ს მნიშვნელობა, მით უფრო მეტია ჯინის განზოგადებული ინდექსის მნიშვნელობა. ცხრილი 16-ში მოყვანილია ჩვენს მიერ გამოთვლილი (იხ. (თუთბერიძე..., 2017)) ჯინის განზოგადებული ინდექსის მნიშვნელობანი მსოფლიოს სხვადასხვა ქვეყნისათვის:

ცხრილი 16. ჯინის განზოგადებული ინდექსი

ქვეყნები	წლები	ჯინი	ჯინი განზ. $\nu=3$	ჯინი განზ. $\nu=4$
აზერბაიჯ.	2005	16.6	0.19797	0.213776
ამერიკა	2013	41.1	0.47322	0.500888
გერმანია	2011	30.1	0.35484	0.380496
ესტონეთ	2012	33.2	0.389175	0.417746
თურქე	2012	40.2	0.45795	0.481608
იაპონია	2008	32.1	0.379545	0.40891
ირანი	2013	37.4	0.427065	0.449394
ისრაელი	2010	42.8	0.49074	0.518436
იტალია	2012	35.4	0.415815	0.448182
ლატვია	2012	35.2	0.39756	0.425856
ლიტვა	2012	35.2	0.41028	0.439296
მოდოვ	2013	28.5	0.33492	0.358244
რუსეთის	2012	41.6	0.46587	0.485992
საბერძნ	2012	36.7	0.43374	0.4678
საფრანგ.	2012	33.1	0.378045	0.401358
საქართ.	2013	40	0.45948	0.485088
სომხეთი	2013	31.5	0.3639	0.385936
უკრაინ	2013	24.6	0.29235	0.314992
ჩინეთი	2010	42.6	0.48795	0.515784

გამოთვლილია ავტორის მიერ

2.5. ტეილის და ატკინსონის ინდექსების გამოთვლა საქართველოსთვის და ზოგიერთი სხვა ქვეყნისთვის

2.5.1. ტეილის ინდექსი.

ჯინის ინდექსი არ აკმაყოფილებს ადიციურობის აქსიომას (იხ. უთანაბრობის ინდექსების აქსიომები პარაგრაფ 2.2.3), ანუ თუ ვიცით რეგიონების ჯინის ინდექსი, ვერ ავაგებთ მთელი ქვეყნის ჯინის ინდექსს. ამ ორივე ნაკლისაგან თავისუფალია **ტეილის პირველი და მეორე ინდექსები**: ისინი არაა „ფარდობითი“ - მათი განმარტებისას გამოიყენება მხოლოდ განაწილების დამახასიათებელი „შინაგანი“ სიდიდეები. ტეილის ორივე ინდექსის გამოთვლები საქართველოსთვის პირველად სრულდება. აღსანიშნავია, რომ ტეილის ინდექსს უთანაბრობის გამოსათვლელად ფართოდ იყენებენ შეერთებულ შტატებში (ტეხასის უნივერსიტეტი, 2018).

ტეილის ინდექსი წარმოადგენს სოციალური უთანასწორობის საზომს, რომელიც 1967 წელს ნიდერლანდელმა მეცნიერმა ანრი ტეილმა შემოგვთავაზა (ტეხასის უნივერსიტეტი, 2018). ტეილის ინდექსი ეფუძნება შენნომის მიერ შემოთავაზებულ ცნებას საინფორმაციო ენტროპიის შესახებ. ჯინის ინდექსისგან განსხვავებით ტეილის ინდექსი დაშლადია, ე. ი. თუ პოპულაცია დაშლილია ჯგუფებად, მაშინ ტეილის ინდექსი მთლიანად პოპულაციისთვის შეიძლება ჩაიწეროს თითოეული ჯგუფის ტეილის ინდექსების შეწონილი ჯამის სახით. ტეილის ინდექსის დაშლადობა გვაძლევს საშუალებას ვილაპარაკოთ სოციალური უთანასწორობის პროცენტზე, რომელიც აიხსნება პოპულაციის ჯგუფებად დაშლის საშუალებით და საშუალებას გვაძლევს შევადაროთ პოპულაციის სხვადასხვა ჯგუფებად დაშლები.

არსებობს ტეილის ორი ინდექსი და მათი გამოთვლა ხდება შემდეგი ფორმულებით:

$$T_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{X} \cdot \ln \frac{X_i}{X} \right), \quad (19)$$

$$T_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\ln \frac{\bar{X}}{X_i} \right), \quad (20)$$

სადაც X_i არის i -ური ინდივიდის შემოსავალი, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ არის შემოსავლის საშუალო მნიშვნელობა, n არის პოპულაციაში ინდივიდების რაოდენობა. თუ ყველა ინდივიდის შემოსავალი თანაბარია, მაშინ ტეილის ინდექსი 0-ის ტოლია. თუ მთელი პოპულაციის შემოსავალი კონცენტრირებულია ერთი ინდივიდის ხელში, მაშინ ტეილის ინდექსი ტოლია $\ln n$ -ის. ხანდახან ტეილის ინდექსს უწოდებენ T_1 -ს, ხოლო T_0 -ს საშუალო ლოგარითმულ გადახრას. საშუალო ლოგარითმულ გადახრა მგრძნობიარეა განაწილების სკალის ქვედა საზღვრის მიმართ, ხოლო ტეილის ინდექსი მგრძნობიარეა განაწილების მთელი სკალის მიმართ.

ტეილის ინდექსის კიდევ ერთი თვისება ისაა, რომ ის ინვარიანტულია, ანუ არ იცვლება მონაცემების ერთიდაიგივე რიცხვზე გამრავლებისას, საიდანაც გამომდინარეობს, რომ ტეილის ინდექსი არ იცვლება დევალვაციის დროს. ტეილის ინდექსი არაა ინვარიანტული შეკრების მიმართ.

თუ პოპულაცია დაყოფილია G_1, G_2, \dots, G_J ჯგუფებად, მაშინ ტეილის ინდექსი ასე ჩაიწერება:

$$T = \sum_{j=1}^J \omega_j T(G_j) + \sum_{j=1}^J \omega_j \ln \frac{y_j}{\bar{x}}, \quad (21)$$

სადაც y_j არის G_j ჯგუფის საშუალო შემოსავალი, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ არის მთელი პოპულაციის საშუალო შემოსავალი, n_j არის თითოეულ ჯგუფში ინდივიდუუმების რაოდენობა,

n არის პოპულაციაში ინდივიდუუმების რაოდენობა და $\omega_j = \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{\bar{x}}$.

ტეილის ინდექსის გამოანგარიშება შეიძლება Microsoft Excel-ის საშუალებით, თუმცა მათი გამოთვლის უფრო მოსახერხებელი პროგრამული პაკეტი აქვთ Matlab-ს და სტატისტიკურ სისტემა R-ს. ჩვენ გამოვიანგარიშეთ (თუთბერიძე..., 2017) Microsoft

Excel -ის საშუალებით ტეილის ინდექსი მთელი რიგი ქვეყნებისთვის (მსოფლიო ბანკის მიერ 2017 წელს გამოქვეყნებული მონაცემების მიხედვით); გამოთვლის შედეგები იხ. ცხრილ 27-ში; ეს გამოთვლები არის, როგორც ადრე ვთქვით სიახლე საქართველოსთვის, და დანამდვილებით, რამდენიმე სხვა ქვეყნისთვისაც. ჩვენ სხვა ქვეყნებისთვის მათი გამოთვლა გამოგვადგება შესადარებლადაც.

ტეილის ინდექსის ეკონომიკაში მრავალმხრივი გამოყენების გარდა ის ფართოდ გამოიყენება ირიგაციული სისტემების ხარისხის შესაფასებლად და პროგრამული უზრუნველყოფის მეტრიკის განაწილების შესასწავლად.

ცხრილი 17. ყველა ინდექსი ერთად

		წელი	ჯინი	ჰუგერი	ჰუგ. x100	ტეილი 1	ტეილი 2	ატკინ 1	ატკინ 2
1	აზერბაიჯანი	2008	31.8	0.23	22.5	0.155	0.160	0.148	0.143
2	აშშ	2013	41.1	0.29	29.2	0.285	0.267	0.234	0.248
3	გერმანია	2011	30.1	0.21	21.3	0.140	0.140	0.131	0.131
4	ესტონეთი	2012	33.2	0.23	23.4	0.179	0.172	0.158	0.164
5	თურქეთი	2012	40.2	0.29	28.6	0.260	0.258	0.227	0.229
6	იაპონია	2008	32.1	0.22	22.4	0.167	0.161	0.149	0.154
7	ირანი	2013	37.4	0.27	26.6	0.219	0.223	0.200	0.197
8	ისრაელი	2010	42.8	0.3	30.3	0.309	0.288	0.250	0.266
9	იტალია	2012	35.4	0.25	24.5	0.214	0.195	0.178	0.193
10	ლატვია	2012	35.2	0.24	23.9	0.195	0.187	0.170	0.177
11	ლიტვა	2012	35.2	0.25	24.6	0.203	0.194	0.176	0.183
12	მოლდოვა	2013	28.5	0.2	20.2	0.124	0.126	0.119	0.116
13	რუსეთი	2012	41.6	0.3	29.5	0.274	0.279	0.244	0.240

14	საბერძნეთი	2012	36.7	0.26	25.5	0.236	0.210	0.189	0.210
15	საფრანგეთი	2012	33.1	0.23	23	0.168	0.174	0.159	0.155
16	საქართველო	2013	40	0.29	28.5	0.261	0.253	0.224	0.230
17	სომხეთი	2013	31.5	0.22	22.3	0.152	0.158	0.146	0.141
18	უკრაინა	2013	24.6	0.17	17.3	0.092	0.094	0.090	0.088
19	ჩინეთი	2010	42.6	0.3	30.3	0.303	0.278	0.243	0.261
20	ნორვეგია	2013	26.4	0.23	22.5	0.108	0.106	0.101	0.103
21	შვეცია	2013	27.7	0.2	19.6	0.111	0.118	0.111	0.117
22	გაერთ. სამეფო	2013	33.2	0.24	23.5	0.173	0.169	0.156	0.159

ავტორის მიერ გამოთვლილი

2.5.2. ატკინსონის ინდექსი

ატკინსონის ინდექსი წარმოადგენს სოციალური უთანასწორობის საზომს, რომელიც 1970 წელს შემოგვთავაზა ენტონ ატკინსონმა (ატკინსონი, 1970). იგი გამოიყენება აშშ-ის მოსახლეობის აღწერის სამსახურის მიერ. ინდექსის განმასხვავებელ თავისებურებას წარმოადგენს ის, რომ მას შეუძლია სხვადასხვა შემოსავლის მქონე სეგმენტებში გაზომოს შემოსავლების განაწილებების წანაცვლებები. ატკინსონის ინდექსი შეიძლება გადაიქცეს ნორმატიულ მაჩვენებლად, თუ შემოსავლების „აწონვისთვის“ შემოვიტანთ ε კოეფიციენტს (იგი იცვლება 0-დან 1-მდე). კოეფიციენტი ε განიხილება, როგორც მაჩვენებელი იმისა, თუ როგორია საზოგადოების მიმართება შექმნილი სოციალური უთანასწორობის მიმართ, ანუ იგი არის უთანაბრობის მიუღებლობის (უკმაყოფილების) კოეფიციენტი ისევე, როგორც ჯინის განზოგადებული ინდექსში ν პარამეტრი. შემოსავლების განაწილების მოცემულ ნაწილში შესაბამისი $\varepsilon=0$ -ის ამორჩევით წანაცვლებებს შეიძლება მივანიჭოთ დიდი წონა. $\varepsilon=0$ იმის მაჩვენებელია, რომ

საზოგადოება გულგრილია შემოსავლების განაწილების მიმართ, ხოლო ε -ის გაზრდა ნიშნავს, რომ საზოგადოებას უფრო და უფრო აწუხებს შექმნილი სოციალური უთანასწორობა.

როდესაც ε იზრდება, ანუ იზრდება უკმაყოფილება, მაშინ ატკინსონის ინდექსი უფრო მგრძობიარეა ცვლილებებისადმი შემოსავლების განაწილების ქვედა ნაწილში, რაც ისედაც მოსალოდნელი იყო, ხოლო როცა ε მცირდება (უახლოვდება 0-ს), ატკინსონის ინდექსი უფრო მგრძობიარეა ცვლილებებისადმი შემოსავლების განაწილების ზედა ნაწილში.

ატკინსონის ინდექსი გამოითვლება შემდეგი ფორმულებით:

$$A_\varepsilon = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)}, \quad \varepsilon \in [0, 1) \cup (1, +\infty)$$

$$A = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\prod_{i=1}^n y_i \right)^{1/n}, \quad \varepsilon = 1, \quad (22)$$

სადაც y_i არის i -ური ინდივიდის ან ჯგუფის, $i = 1, 2, \dots, n$, შემოსავალი და μ არის შემოსავლების საშუალო არითმეტიკული

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i.$$

როგორც აღნიშნულია (50 ლექცია მიკროეკონომიკაში..., 2004, გვ. 355)-ში, ატკინსონის ინდექსი ემყარება შემდეგ მოსაზრებებს:

ა) **შემოსავლის სარგებლიანობა** საზოგადოების თითოეული წევრისთვის გამოითვლება ფორმულებით

$$\frac{y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon \in [0, 1) \cup (1, +\infty); \quad \ln(y_i), \quad \varepsilon = 1,$$

სადაც ε არის უკმაყოფილების, მიუღებლობის სიდიდე.

ბ) **საზოგადოებრივი კეთილდღეობის სიდიდე** უდრის საზოგადოების თითოეული წევრის შემოსავლის სარგებლიანობათა ჯამს:

$$\sum_{i=1}^n \frac{y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon \in [0,1) \cup (1,+\infty);$$

$$\sum_{i=1}^n \ln(y_i), \quad i=1.$$

გ) შემოსავლის ექვივალენტური დონე y_ε განიმარტება როგორც ისეთი შემოსავალი, რომლის თანაბარი განაწილების შემთხვევაში მიიღწევა საზოგადოებრივი კეთილდღეობის სიდიდის იგივე მნიშვნელობა, რაც ახასიათებს შემოსავლების რეალურ განაწილებას. y_ε -ის განმარტების თანახმად,

$$n \cdot \frac{y_\varepsilon^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} = \sum_{i=1}^n \frac{y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon \in [0,1) \cup (1,+\infty);$$

$$n \cdot \ln(y_\varepsilon) = \sum_{i=1}^n \ln(y_i), \quad i=1.$$

აქედან გამოდის, რომ

$$y_\varepsilon = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)}, \quad \varepsilon \in [0,1) \cup (1,+\infty);$$

$$y_\varepsilon = \left(\prod_{i=1}^n y_i \right)^{1/n}, \quad \varepsilon = 1.$$

ატკინსონის ინდექსი გამოისახება, როგორც ერთს გამოკლებული შემოსავლის ექვივალენტური დონის შეფარდება საშუალო შემოსავალთან ანუ

$$A = 1 - \frac{y_\varepsilon}{\mu},$$

რის შედეგადაც მივიღებთ (22) ფორმულებს.

შემოსავლების ექვივალენტური დონე იზრდება :

1. შემოსავლის არათანაბარი განაწილებით.
2. ε -ის უსასრულობისკენ მისწრაფებისას.

ε განიხილება, როგორც მაჩვენებელი იმისა, თუ როგორია საზოგადოების მიმარ-

თება შექმნილი სოციალური უთანასწორობის მიმართ. მნიშვნელობა $\varepsilon = 0$ იმის მაჩვენებელია, რომ საზოგადოება გულგრილია შემოსავლის განაწილების მიმართ, ხოლო მისი გაზრდა ნიშნავს, რომ მას უფრო და უფრო აწუხებს შექმნილი სოციალური უსამართლობა.

უკმაყოფილების პარამეტრი ε არის ატკინსონის ინდექსის უპირატესობაც და ნაკლიც, რადგან არ არსებობს მისი ამორჩევის ცალსახა ფორმალიზებული მეთოდი. ამიტომ მისი ამორჩევისას და ინტერპრეტაციისას ჩვენ შეგვიძლია ვისარგებლოთ მხოლოდ ზოგადი ეკონომიკური და პოლიტიკური მოსაზრებებით.

ატკინსონის ინდექსი, იმის გამო, რომ იგი დაფუძნებულია ისეთ კატეგორიებზე, როგორებიცაა საზოგადოებრივი კეთილდღეობა და სარგებლიანობის ფუნქცია, განიხილება, როგორც სოციალური უთანასწორობის მაჩვენებელი, მაგრამ სარგებლიანობის ინდივიდუალური ფუნქციები დამოკიდებულნი არიან მხოლოდ შემოსავალზე, რაც ნიშნავს, რომ ამ გამოთვლებისას სოციალური უთანასწორობა დაიყვანება მხოლოდ შემოსავლების არათანაბარ განაწილებაზე.

ატკინსონის ინდექსი მჭიდრო კავშირშია ტეილის ინდექსთან; კერძოდ თუ $\varepsilon = 1$ და T არის ტეილის ინდექსი, მაშინ $1 - e^{-T}$ იქნება ატკინსონის ინდექსი; ჩვენ ატკინსონის ინდექსი გამოთვლილი გვაქვს (თუთბერიძე..., 2017) იმ შემთხვევაში, როცა $\varepsilon = 1$ (იხ. ზემოთ ცხრილი 20). ატკინსონის ინდექსი საქართველოსთვის პირველად იქნა გამოთვლილი ზემოთაღნიშნულ ნაშრომში.

ადვილი საჩვენებელია, რომ ატკინსონის ინდექსები აკმაყოფილებენ შემდეგ თვისებებს, რომელთაგან ზოგიერთი ემთხვევა უთანაბრობის ინდექსების ბელუს (ბელუ..., 2006) აქსიომატიკას:

1. ატკინსონის ინდექსი არაუარყოფითია და უდრის ნულს, როდესაც ყველა ინდივიდის შემოსავალი ტოლია;
2. ატკინსონის ინდექსი სიმეტრიულია მისი არგუმენტების მიმართ - ის არგუმენტების გადანაცვლებისას არ იცვლება;

3. ატკინსონის ინდექსი აკმაყოფილებს პოპულაციის რეპლიკაციის აქსიომას;
4. თუ ყველა შემოსავალს გავამრავლებთ არანულოვან რიცხვზე, ატკინსონის ინდექსები არ იცვლებიან;
5. ატკინსონის ინდექსი დაშლადია, ანუ თუ გვაქვს პოპულაციის ჯგუფები G_1, G_2, \dots, G_m საშუალო შემოსავლებით $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_m$, თითოეულ ჯგუფში არის n_i ინდივიდი შემოსავლებით y_{ij} , მაშინ ყველა ჯგუფის ატკინსონის ინდექსი თითოეული ჯგუფის ატკინსონის ინდექსების საშუალებით შემდეგნაირად გამოისახება:

$$A_\varepsilon(G_1, G_2, \dots, G_m) = \sum_{i=1}^m \omega_i A_\varepsilon(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{in_i}) + A_\varepsilon(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_m),$$

სადაც წონები ω_i დამოკიდებულია დანარჩენ პარამეტრებზე.

ცხრილი 18. ყველა ინდექსი, ჯინის ინდექსების ზრდადობის მიხედვით

		წელი	ჯინი	ჰუვერი	ჰუვერი x100	ტეილი 1	ტეილი 2	ატკინ 1	ატკინ 2
18	უკრაინა	2013	24.6	0.173	17.3	0.092	0.094	0.090	0.088
20	ნორვეგია	2013	26.4	0.225	22.5	0.108	0.106	0.101	0.103
21	შვეცია	2013	27.7	0.196	19.6	0.111	0.118	0.111	0.117
12	მოდოგა	2013	28.5	0.202	20.2	0.124	0.126	0.119	0.116
3	გერმანია	2011	30.1	0.213	21.3	0.140	0.140	0.131	0.131
17	სომხეთი	2013	31.5	0.223	22.3	0.152	0.158	0.146	0.141
1	აზერბაიჯანი	2008	31.8	0.225	22.5	0.155	0.160	0.148	0.143
6	იაპონია	2008	32.1	0.224	22.4	0.167	0.161	0.149	0.154
15	საფრანგეთი	2012	33.1	0.23	23	0.168	0.174	0.159	0.155
4	ესტონეთი	2012	33.2	0.234	23.4	0.179	0.172	0.158	0.164
22	ბრიტანეთი	2013	33.2	0.235	23.5	0.173	0.169	0.156	0.159
10	ლატვია	2012	35.2	0.239	23.9	0.195	0.187	0.170	0.177
11	ლიტვა	2012	35.2	0.246	24.6	0.203	0.194	0.176	0.183

9	იტალია	2012	35.4	0.245	24.5	0.214	0.195	0.178	0.193
14	საბერძნეთი	2012	36.7	0.255	25.5	0.236	0.210	0.189	0.210
7	ირანი	2013	37.4	0.266	26.6	0.219	0.223	0.200	0.197
16	საქართველო	2013	40	0.285	28.5	0.261	0.253	0.224	0.230
5	თურქეთი	2012	40.2	0.286	28.6	0.260	0.258	0.227	0.229
2	აშშ	2013	41.1	0.292	29.2	0.285	0.267	0.234	0.248
13	რუსეთი	2012	41.6	0.295	29.5	0.274	0.279	0.244	0.240
19	ჩინეთი	2010	42.6	0.303	30.3	0.303	0.278	0.243	0.261
8	ისრაელი	2010	42.8	0.303	30.3	0.309	0.288	0.250	0.266

ავტორის მიერ გამოთვლილი

აღსანიშნავია, რომ ჯინის, ჯინის განზოგადებული, ტეილის პირველი და მეორე და ატკინსონის ინდექსები არ არიან ერთმანეთთან ზუსტ კორელაციაში, რაც კარგად მოჩანს ცხრილ 18-ში, სადაც ქვეყნები დალაგებულია ჯინის ინდექსების ზრდადობის მიხედვით, მაგრამ სხვა ინდექსებში ზრდადობა ზოგჯერ ირღვევა.

ამრიგად, ჩვენს მიერ გამოთვლილია რიგი ქვეყნების მაკროეკონომიკური მახასიათებლები, რომლებიც მნიშვნელოვან როლს ასრულებენ საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის მოდელის შეფასებაში.

თავი 3. საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა. პარეტოს და ლოგნორმალური განაწილებები

მიმდინარე პარაგრაფის შედეგები, რომლებიც ასევე სიახლეა, ავტორის მიერ მიღებულია ნაშრომში (ფიფია, 2019).

საკმაო ხანია, რაც შენიშნეს (კოლმაკოვი, 2016), რომ მოსახლეობის, შინამეურნეობების და ა.შ. განაწილება შემოსავლების მიხედვით არ აღიწერება მხოლოდ ერთი განაწილების ფუნქციით. თუმცა ამავე დროს დასაბუთდა, რომ მოსახლეობის, შინამეურნეობების და ა.შ. გარკვეული ფენების განაწილება შემოსავლების მიხედვით ექვემდებარება აღწერას ერთი განაწილების ფუნქციის საშუალებით. კერძოდ, შენიშნულია, რომ **ლოგნორმალური განაწილება** კარგად ასახავს მოსახლეობის განაწილებას შემოსავლების მიხედვით ღარიბ და საშუალო ფენაში. საქართველოსთვის ამ მოსაზრების საილუსტრაციოდ შევარჩიეთ ყოველთვიური დეკლარირებული შემოსავლების მიხედვით მოსახლეობის განაწილების სტატისტიკური მონაცემები. ჯერ შემოწმდა, რომ შემოსავლების მიხედვით მოსახლეობის განაწილება არაა ნორმალური განაწილება, შემდეგ შემოწმდა ჰიპოთეზა, რომ შემოსავლების მიხედვით მოსახლეობის განაწილება არის ლოგნორმალური განაწილება ღარიბ და შუა ფენაში.

იგივე პროცედურა საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურიდან ჩვენს მიერ გამოთხოვილი მონაცემების მიმართ, რომელიც ეხება საქართველოს შინამეურნეობების განაწილებას სხვადასხვა სახის შემოსავლების მიმართ სხვადასხვა წლებში, გვიჩვენებს, რომ საქართველოში შინამეურნეობათა განაწილება სხვადასხვა სახის შემოსავლების მიმართ ღარიბ და საშუალო ფენებში არის ლოგნორმალური.

3.1. მდიდართა ფენაში ქონების განაწილების მოდელის აგება პარეტოს განაწილების საშუალებით

იტალიელმა ეკონომისტმა ვილფრედო პარეტომ შენიშნა, რომ თუ განვიხილავთ საზოგადოების ელემენტების განაწილებას შემოსავლების მიხედვით დროის ერთეულში (მაგ., 1 წელი), მაშინ ღარიბ და საშუალო ფენებში განაწილება იქნება ახლოს ნორმალურთან (როზანოვი, 2007) (შემდეგში აღმოჩნდა, რომ ღარიბ და საშუალო ფენებში შემოსავლების განაწილება უფრო ახლოს არის ლოგნორმალურთან), მაგრამ მდიდარ

ფენაში საზოგადოების ელემენტების შესაბამისი შემოსავალი გაცილებით მეტი იქნება, ვიდრე იმ შემთხვევაში, თუ განაწილება იქნებოდა ნორმალური, რაც იმით შეიძლება აიხსნას, რომ დიდი შემოსავალი, განსხვავებით მცირე და საშუალოსაგან, ინვესტირების გზით ზრდის საშუალებას იძლევა. ამრიგად, გაჩნდა ორპარამეტრიანი აბსოლუტურად უწყვეტი ხარისხობრივი განაწილება, რომელიც გვხვდება აგრეთვე სტატისტიკაში, სოციოლოგიაში და სხვა და რომელსაც **პარეტოს განაწილება** ეწოდება (არნოლდ, 2015):

განმარტება 3. ვიტყვით, რომ სიდიდეს აქვს **პარეტოს განაწილება** ორი a და ν პარამეტრით, თუ მისი განაწილების ფუნქციას აქვს სახე

$$f = \frac{a}{x^\nu}.$$

(როზანოვი, 2007)-ის მიხედვით განვიხილოთ სტრუქტურა, რომელიც შეიცავს სამ ჯგუფს: ქვედა 10%-ს, მშპ-ს საშუალო განაწილებით l (*low*), შუა 80%-ს, ანუ შუალედურ ფენას - მშპ-ს საშუალო განაწილებით m (*middle*), ზედა 10%-ს, - მშპ-ს საშუალო განაწილებით t (*top*). მაშინ, თუ მშპ-ს ხვედრით წილს ერთ სულზე ავღნიშნავთ d -თი, გვექნება ბალანსის განტოლება

$$0,1l + 0,8m + 0,1t = d. \quad (23)$$

მართლაც,

$$l = \frac{\text{მშპ}(ქვედა)}{N_{ქვედა}} = \frac{\text{მშპ}(ქვედა)}{0,1N}, \quad m = \frac{\text{მშპ}(შუა)}{N_{შუა}} = \frac{\text{მშპ}(შუა)}{0,8N},$$

$$t = \frac{\text{მშპ}(ზედა)}{N_{ზედა}} = \frac{\text{მშპ}(ზედა)}{0,1N},$$

საიდანაც გამოდის (1) ტოლობა:

$$0,1l + 0,8m + 0,1t = \frac{\text{მშპ}(ქვედა)}{N} + \frac{\text{მშპ}(შუა)}{N} + \frac{\text{მშპ}(ზედა)}{N} = \frac{\text{მშპ}}{N} = d.$$

განმარტება 4. ფონდების კოეფიციენტი ეწოდება მოსახლეობის ერთიდაიგივე რაოდენობისაგან შედგენილი, მაგრამ სხვადასხვა შემოსავლის მქონე მოსახლეობის ჯგუფების შემოსავლების შეფარდებას. როდესაც ჯგუფების წევრთა რაოდენობა არის

ზედა 10% და ქვედა 10%, მაშინ ამ ფარდობას დეცილური კოეფიციენტები ეწოდება (კოლმაკოვი, 2015).

აშშ-ში ხშირად განიხილება ზედა 90%-95%-ის შუალედისა და ქვედა 5%-ის ფარდობა (ტეხასის უნივერსიტეტი, 2018), ვინაიდან ზედა 5%-ის შემოსავლები უკვე განაწილების სხვა კანონებს ემორჩილებიან (იხ. შემდგომში) და მას რანგების კოეფიციენტი ეწოდება. ჩვენ განვიხილოთ ზედა 10%-ს შემოსავლის ფარდობა ქვედა 10%-ის შემოსავალთან, ანუ დეცილური კოეფიციენტი D , რომელიც, ამ ჯგუფებში მოსახლეობის თანაბარი რაოდენობის გამო, ტოლი იქნება ამ ჯგუფების საშუალო შემოსავლების ფარდობისა:

$$D = \frac{t}{l};$$

მაშინ (23) მიიღებს სახეს

$$0,1(D + 1)l + 0,8m = d. \quad (24)$$

თუ N არის მოსახლეობის რაოდენობა, მაშინ ქვედა, საშუალო და ზედა ჯგუფების მიერ მოხმარებული მშპ (შესაბამისად Q_l , Q_m , Q_t) იქნება

$$Q_l = 0,1Nl, \quad Q_m = 0,8Nm, \quad Q_t = 0,1Nt = 0,1NDl$$

და ამიტომ

$$Q_l + Q_m + Q_t = Q = Nd,$$

სადაც Q არის მთლიანი მშპ.

ახლა გავაკეთოთ ერთი შენიშვნა. ვთქვათ, $f(x)$ არის ფუნქცია, რომელიც გვიჩვენებს იმ პირთა რაოდენობას, რომელთაც აქვთ x შემოსავალი. დავუშვათ, რომ x იცვლება, მაგალითად, 4-დან 14-მდე. მაშინ ნიუტონ-ლაიბნიცის ფორმულის მიხედვით იმ პირთა რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი მერყეობს 4-სა და 14-ს შორის, მიახლოებით იქნება

$$N = \int_4^{14} f(x)dx,$$

ხოლო N დააკმაყოფილებს შემდეგ დიფერენციალურ განტოლებას:

$$\frac{dN}{dx} = f(x).$$

გამოვიყენოთ ეს შენიშვნა პარეტოს განაწილებისათვის. აღვნიშნოთ q -თი ზედა ჯგუფის ერთი წევრის შემოსავალი და დავუშვათ, რომ იმ პირთა რაოდენობა f , რომელთა შემოსავალია q , ემორჩილება პარეტოს განაწილების კანონს პარამეტრებით $a > 0, \nu > 2$:

$$f = \frac{a}{q^\nu}. \quad (25)$$

განმარტება 5. საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა აღიწერება ამ საზოგადოების დამახასიათებელი რაიმე პარამეტრის შესაბამისი ლორენცის წირის განტოლებით.

დებულება. თუ q_t არის ზედა ჯგუფის მინიმალური შემოსავალი, N_t არის იმ ინდივიდთა რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი მეტია ან ტოლი q_t -ზე, $q_n \geq q_t$, N_n არის იმ ინდივიდთა რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი მეტია ან ტოლი q_n -ზე, მაშინ

$$N_n = N_t \left(\frac{q_t}{q_n} \right)^{\nu-1}.$$

დამტკიცება. ცხადია,

$$qf = \frac{a}{q^{\nu-1}} \quad (26)$$

არის f რაოდენობის ინდივიდის მთლიანი შემოსავალი, რადგან თითოეულს აქვს თანაბარი q შემოსავალი. (25) და (26) მოგვცემს ზემოთა შენიშვნის ძალით დიფერენციალურ განტოლებებს

$$\frac{dN}{dq} = \frac{a}{q^\nu}, \quad q \frac{dN}{dq} = \frac{dQ}{dq} = \frac{a}{q^{\nu-1}}. \quad (27)$$

მაშინ, როგორც უკვე ვთქვით, თუ q_n -ით ავლნიშნავთ ზედა ჯგუფის რომელიმე შემოსავალს, q_{max} -ით - ზედა ჯგუფის წევრების მაქსიმალურ შემოსავალს, N_n -ით იმ ინდივიდთა რაოდენობას, რომელთა შემოსავალი მეტია ან ტოლი q_n -ზე, და Q_n -ით ამ N_n რაოდენობის ინდივიდთა მთლიან შემოსავალს, გვექნება

$$N_n = \int_{q_n}^{q_{max}} \frac{a}{q^\nu} dq, \quad Q_n = \int_{q_n}^{q_{max}} \frac{a}{q^{\nu-1}} dq.$$

რადგან q_{max} -ზე მეტი შემოსავალი არავის არა აქვს, ამიტომ ინტეგრალებში ზედა ზღვარი შეგვიძლია ავიღოთ უსასრულობის ტოლად; ინტეგრალების გამოთვლები გვაძლევს:

$$N_n = \int_{q_n}^{\infty} \frac{a}{q^n} dq = \frac{aq^{1-\nu}}{1-\nu} \Big|_{q_n}^{\infty} = \frac{a}{(\nu-1)q_n^{\nu-1}}, \quad (28)$$

$$Q_n = \int_{q_n}^{\infty} \frac{a}{q^{\nu-1}} dq = \frac{aq^{2-\nu}}{2-\nu} \Big|_{q_n}^{\infty} = \frac{a}{(\nu-2)q_n^{\nu-2}}. \quad (29)$$

ამ ფორმულებიდან გამოდის, რომ

$$Q_n = \frac{a}{(\nu-2)q_n^{\nu-2}} = \frac{a}{(\nu-1)q_n^{\nu-1}} \frac{(\nu-1)q_n^{\nu-1}}{(\nu-2)q_n^{\nu-2}} = \frac{\nu-1}{\nu-2} N_n q_n. \quad (30)$$

ახლა დავუშვათ $q_n = q_t$, სადაც q_t არის ზედა ჯგუფის მინიმალური შემოსავალი ანუ შუალედური ფენის მაქსიმალური შემოსავალი. მაშინ

$$N_t = \frac{a}{(\nu-1)q_t^{\nu-1}}, \quad (31)$$

$$Q_t = \frac{a}{(\nu-2)q_t^{\nu-2}}. \quad (32)$$

აქედან

$$a = (\nu-1)q_t^{\nu-1}N_t.$$

a -ს მნიშვნელობა ჩავსვათ (28)-ში; მივიღებთ:

$$N_n = \frac{a}{(\nu-1)q_n^{\nu-1}} = \frac{a}{(\nu-1)q_t^{\nu-1}} \frac{q_t^{\nu-1}}{q_n^{\nu-1}} = N_t \left(\frac{q_t}{q_n} \right)^{\nu-1}. \quad (33)$$

ამრიგად, (29) და (31) ფორმულები მოკლედ ასე შეიძლება ჩაიწეროს:

$$N_n = N_t \left(\frac{q_t}{q_n} \right)^{\nu-1}, \quad (34)$$

$$Q_n = \frac{\nu-1}{\nu-2} N_n q_n. \quad (35)$$

რ.დ.გ.

საზოგადოების ზედა ფენის ეკონომიკური სტრუქტურის ფორმულა:

ვთქვათ, q_t არის ზედა ჯგუფის მინიმალური შემოსავალი, N_t არის იმ ინდივიდთა რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი მეტია ან ტოლი q_t -ზე,

ა) საზოგადოების ზედა ფენის იმ მოსახლეობის რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი არის q_n -ზე მეტი, უდრის

$$N_n = N_t \left(\frac{q_t}{q_n} \right)^{v-1},$$

ხოლო ამ ადამიანების მთლიანი შემოსავალი არის

$$Q_n = \frac{v-1}{v-2} N_n q_n.$$

ბ) საზოგადოების ზედა ფენის იმ მოსახლეობის რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი არის q_{n_1} -სა და q_{n_2} -ს შორის, სადაც $q_{n_1} < q_{n_2}$, გამოსახება ფორმულით

$$N_{n_1} - N_{n_2} = N_t \left(\left(\frac{q_t}{q_{n_1}} \right)^{v-1} - \left(\frac{q_t}{q_{n_2}} \right)^{v-1} \right) = N_t q_t^{v-1} \left(\frac{1}{q_{n_1}^{v-1}} - \frac{1}{q_{n_2}^{v-1}} \right),$$

ხოლო ამ ადამიანების მთლიანი შემოსავალია

$$Q_{n_1} - Q_{n_2} = \frac{v-1}{v-2} (N_{n_1} q_{n_1} - N_{n_2} q_{n_2}).$$

ზედა ფენის საშუალო შემოსავალი იქნება

$$t = \frac{Q_t}{N_t}.$$

შედეგი. პარეტოს განაწილების ორი პარამეტრი ერთმანეთთან და სხვა პარამეტრებთან დაკავშირებულია ფორმულებით:

$$v = \frac{2Q_t - N_t q_t}{Q_t - N_t q_t} = \frac{2t - q_t}{t - q_t} = 2 + \frac{q_t}{t - q_t} > 2, \quad a = (v-1) q_t^{v-1} N_t. \quad (36)$$

დამტკიცება. პირველი ფორმულის მისაღებად (35) ფორმულა ჩავწეროთ Q_t -სთვის

$$Q_t = \frac{v-1}{v-2} N_t q_t,$$

და გავითვალისწინო, რომ $Q_t = t N_t$, საიდანაც v -ს გამოსახვა გვაძლევს საჭირო შედეგს.

მეორე ფორმულა მიიღება (31)-დან. **რ.დ.გ.**

რადგან N_t და q_t ცნობილია ხოლმე, ამიტომ პირველი გამოსახულება საშუალებას გვაძლევს, გამოვთვალოთ v , ხოლო მეორე გამოსახულებით, ცნობილი v -სთვის გამოვთვალოთ a პარამეტრი. ამ გამოსახულების ჩასმა (27)-ში გვაძლევს განტოლებებს

$$\frac{dN}{dq} = \frac{(v-1)N_t}{q_t} \left(\frac{q_t}{q} \right)^v, \quad \frac{dQ}{dq} = (v-1)N_t \left(\frac{q_t}{q} \right)^{v-1}.$$

(13) და (12)-ი ჩავწეროთ Q_t და N_t -სთვის; მაშინ (35)-ის (34)-ზე გაყოფით მივიღებთ ზედა ფენის საშუალო შემოსავალს, რომელიც, როგორც ვიცით, აღნიშნული გვაქვს t -თი:

$$\frac{Q_t}{N_t} = \frac{\nu-1}{\nu-2} q_t = \bar{q} = t. \quad (37)$$

ვთქვათ, ქვედა, შუალედური და ზედა ფენების სასაზღვრო მნიშვნელობები ერთმანეთისაგან შემდგენაირად გამოისახება α, β, γ პარამეტრების საშუალებით:

$$\begin{aligned} & \text{ქვედა ფენის ქვედა საზღვარი } q_l = \frac{l}{\alpha}; \\ & \text{ქვედა ფენის ზედა საზღვარი (რადგან } l \text{ საკმაოდ მცირეა } m - \text{ზე) } q_m = \frac{l+m}{\beta} \approx \frac{m}{\beta} = \\ & = \text{შუალედური ფენის ქვედა საზღვარი;} \\ & \text{შუალედური ფენის ზედა საზღვარი} = \text{ზედა ფენის ქვედა საზღვარი } q_t = \frac{\gamma m}{\beta}. \end{aligned} \quad (38)$$

შუალედური ფენის ზედა და ქვედა საზღვრების შეფარდებაა

$$\frac{\gamma m}{\beta} : \frac{l+m}{\alpha} = \frac{\alpha \gamma m}{\beta(l+m)} \approx \frac{\alpha \gamma}{\beta}, \quad (39)$$

რადგან l საკმაოდ მცირეა m -ზე.

შევიტანოთ (37)-ში $q_t = \frac{\gamma m}{\beta}$ მნიშვნელობა:

$$\frac{\nu-1}{\nu-2} q_t = \frac{\nu-1}{\nu-2} \frac{\gamma m}{\beta} = t, \quad \frac{\nu-1}{\nu-2} = \frac{\beta t}{\gamma m};$$

თუ ჩვენ ვიცით კავშირი l -სა და m -ს შორის, მაგალითად, $m = kl$, მაშინ შეგვიძლია მარტივად შევაფასოთ D :

$$\frac{\nu-1}{\nu-2} = \frac{\beta t}{\gamma m} = \frac{\beta t}{\gamma kl}, \quad D = \frac{t}{l} = \frac{\gamma k \nu - 1}{\beta \nu - 2}.$$

ამ თანაფარდობიდან ჩანს, რომ განაწილება ზედა ფენაში დამოკიდებულია ქვედა ფენის საშუალო შემოსავალზე.

მაგალითად, თუ დავუშვებთ, რომ

$$\alpha = \beta = 2, \gamma = 3.$$

მაშინ (39)-დან გვექნება, რომ შუალედური ფენის ზედა და ქვედა საზღვრების შეფარდებაა γ ; ამრიგად,

$$\begin{aligned} & \text{ქვედა ფენის ქვედა საზღვარი } q_l = \frac{l}{2}; \\ & \text{ქვედა ფენის ზედა საზღვარი (რადგან } l \text{ საკმაოდ მცირეა } m - \text{ზე) } q_m = \frac{l+m}{2} \approx \frac{m}{2} = \\ & = \text{შუალედური ფენის ქვედა საზღვარი;} \\ & \text{შუალედური ფენის ზედა საზღვარი} = \text{ზედა ფენის ქვედა საზღვარი } q_t = \frac{3m}{2}. \end{aligned} \quad (40)$$

γ -ს ასეთი არჩევანი რიგ ქვეყნებში, მაგალითად, აშშ-ში (როზანოვი, 2007), გამართლებულია, რადგან შუალედური ფენის ზედა და ქვედა საზღვრების შეფარდება იქ მართლაც სამია.

ზემოთ მოყვანილი თეორიული მსჯელობების ანალიზი გვაჩვენებს, რომ მათ გამოსაყენებლად საჭიროა ვიცოდეთ შუა და ზედა ფენას შორის ზღვარი q_t , ზედა ფენის ინდივიდთა რაოდენობა N_t და ზედა ფენის მთლიანი შემოსავალი Q_t , და არაა სავალდებულო, რომ ზედა ფენა შეადგენდეს ინდივიდების მაინცდამაინც 10 პროცენტს.

ახლა გამოვიყენოთ აღნიშნული შედეგები საქართველოსთვის.

ჯერ მოვიყვანოთ საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ზემოთმოყვანილი მოდელის შედგენის კერძო მაგალითი. მსოფლიო ბანკის მონაცემებით (მსოფლიო ბანკი, 2017) 2017 წელს საქართველოში მოსახლეობა მთლიანი შიდა პროდუქტის (მშპ) მოხმარების თვალსაზრისით განაწილებული იყო შემდეგნაირად:

ცხრილი 19. საქართველოში მოსახლეობის (%) განაწილება

მშპ-ს მოხმარების მიხედვით:

2017 წ.	10%	20%	20%	20%	20%	20%	10%
	2.6	6.7	11.5	16	22.2	43.6	28.1

(მსოფლიო ბანკი, 2017)

ამიტომ დეცილური კოეფიციენტი იქნება

$$D = \frac{28.1}{2.6} = 10.8 \approx 11.$$

ამავე დროს შუა ფენის, რომელიც მოსახლეობის 80%-ს მოიცავს, შესაბამისი მშპ პროცენტებში იქნება

$$(6.7 - 2.6) + 11.5 + 16 + 22.2 + (43.6 - 28.1) = 69.3\%.$$

ამიტომ ქვედა, შუა და ზედა ფენების საშუალო წილი მშპ-ში იქნება შესაბამისად

$$\frac{2.6}{10} = 0.26, \quad \frac{69.3}{80} = 0.86625, \quad \frac{28.1}{10} = 2.81.$$

საქსტატის მონაცემებით 2016 წელს საქართველოს მოსახლეობა იყო

$$N = 3700000,$$

მშპ დოლარებში შეადგენდა 14,100,000,000\$-ს, ხოლო მსყიდველობითი უნარიანობის მიხედვით 37,600,000,000\$-ს. როგორც ვხედავთ, საქართველოში დოლარის მსყიდველობით უნარიანობის კოეფიციენტი 2016 წელს ყოფილა

$$\frac{37,600,000,000}{14,100,000,000} = 2.67.$$

საქართველოში ერთ სულზე მშპ (შესაბამისად, ნომინალური და მსყიდველობითი) იქნება

$$d = \frac{14,100,000,000}{3,700,000} = 3810.811\$, \quad d_{\text{მსყ}} = \frac{37,600,000,000}{3,700,000} = 10162.1622\$.$$

რადგან მოსახლეობის 10% და 80% იქნება

0.1N	0.8N
370000	2960000

ამიტომ მოსახლეობის ქვედა, შუა და ზედა ფენების თითოეულ წარმომადგენელზე მოდის მშპ-დან დოლარებში შემდეგი თანხა:

$$l = \frac{14100000000 \cdot 0.026}{370000} = 990.81, \quad m = \frac{14100000000 \cdot 0.693}{2960000} = 3301.115,$$

$$t = \frac{14100000000 \cdot 0.281}{370000} = 10708.38.$$

იგივე მონაცემები, თუ მშპ-ს განვიხილავთ მსყიდველობით უნარიანობის მიხედვით, იქნება ტოლი

$$l_{\text{მსყ}} = 2642, \quad m_{\text{მსყ}} = 8803, \quad t_{\text{მსყ}} = 28556.$$

ჩვენ გამოთვლებს ჩავატარებთ როგორც ნომინალური, ასევე მსყიდველობითი უნარის მიმართ განსაზღვრული მშპ-ების მიხედვით, თუმცა ამ მაგალითში შემოვიფარგლებით ნომინალური მშპ-თი.

(40) ფორმულების ძალით შუა ფენის მოხმარების ზედა საზღვარი ანუ ზედა ფენის მოხმარების ქვედა საზღვარი იქნება

$$q_{t_1} = \frac{3m}{2} = \frac{3 \cdot 3301}{2} = 4952.$$

ანალოგიურად, შუა ფენის მოხმარების ზედა საზღვარი ანუ ზედა ფენის მოხმარების ქვედა საზღვარი, როცა მშპ დათვლილია მსყიდველობითი უნარის მიხედვით, იქნება

$$q_{t\text{მსყ}_1} = \frac{3m_{\text{მსყ}}}{2} = \frac{3 \cdot 8803}{2} = 13204.46.$$

ახლა შევეცადოთ შევაფასოთ q_t ზედა საშუალო კლასის შემოსავლების შეფასების საშუალებით, რომელიც მოცემულია წიგნში (კაკულია, 2018: გვ 65), რომლის მიხედვით ერთი შინამეურნეობის კეთილდღეობის სუბიექტური ზღვარი 2017 წელს ზედა საშუალო კლასში შეადგენდა თვეში 1978 ლარს. რადგან ერთი შინამეურნეობა საქართველოში შედგება საშუალოდ 3.3 კაცისაგან (საქსტატი, 2016), ამიტომ იგივე მონაცემი ერთ სულზე არის $1978:3=599.394$ ლ., ხოლო ერთ წელიწადში ეს მონაცემია $599.394 \times 12 = 7192.727$ ლ. დოლარის კურსი 2017 წელს იყო საშუალოდ 2.5 (ბიზნესისთვის, 2018); ამიტომ ერთი სულის კეთილდღეობის სუბიექტური ზღვარი 2017 წელს ზედა საშუალო კლასში იქნებოდა წელიწადში $7192.727:2.5=2877.091$ დოლარი. თუ ჩავთვლით, რომ მშპ, რომელიც მოდის ერთ ადამიანზე, არის მის პირდაპირ შემოსავალზე 1.5-ჯერ მეტი, მაშინ მივიღებთ, რომ ზედა საშუალო ფენის მაქსიმალური შემოსავალი, ანუ ზედა ფენის ქვედა საზღვარი არის

$$q_{t_2} = 2877.091 \times 1.5 = 4315.636\$.$$

ამიტომ

$$q_{t\text{მსყ}_2} = 11508.364.$$

თუ ჩავსვამთ q_{t_1} -ის და q_{t_2} -ის მნიშვნელობებს (36) -ის პირველ ფორმულაში, მივიღებთ v -ს ორ მნიშვნელობას:

$$v_1 = 2.860, \quad v_2 = 2.675.$$

ზედა 10% ფენის მთლიანი შემოსავალი იქნება

$$Q_t = 0.281 \cdot 14,100,000,000 = 3,962,100,000,$$

$$Q_{t\text{მსყ}} = 0.281 \cdot 37,600,000,000 = 10,565,600,000,$$

ამასთან ზედა ფენა, ანუ მოსახლეობის 10% შედგება

$$N_t = 3,700,000 \cdot 0.1 = 370,000$$

ინდივიდისაგან.

ჩვენ ახლა ვუშვებთ ჰიპოთეზას, რომ საქართველოში საზოგადოების მდიდარი ფენის სტრუქტურა აღიწერება პარეტოს განაწილებით - ეს ჰიპოთეზა ფართოდაა გავრცელებული და ჰპოულობს დადასტურებას მრავალი ავტორის შრომაში, მაგალითად, (არნოლდ, 2015), (კოლმაკოვი, 2016), (როზანოვი, 2007). საქმე იმაშია, რადგან ექსპონენტა $e^{-\frac{x^2}{2}}$ უფრო სწრაფად მცირდება, ვიდრე $\frac{1}{q^{v-1}}$, $v > 2$ ხარისხოვანი ფუნქცია, ამიტომ პარეტოს განაწილება უფრო ნელა მცირდება, ვიდრე ნორმალური განაწილება, რაც ადექვატურად ასახავს იმას, რომ მაღალი შემოსავალი იძლევა ინვესტირების საშუალებას.

როგორც უკვე ვიცით, $q_{t_1} = 4951.672\$,$ ანუ მდიდრად ვთვლით იმას, რომელზეც მოდის 4951.672\$-ზე მეტი მშპ. გამოვთვალოთ იმ პირთა რაოდენობა, რომელთა წილი მშპ-დან აღემატება 10,000\$-ს; ეს ნიშნავს, რომ $q_1 = 10,000$. ფორმულა (34)-ის გამოყენებით გვექნება:

$$N_1 = N_t \left(\frac{q_{t_1}}{q_1} \right)^{v_1-1} = 370000 * \left(\frac{4,951.672297}{10,000} \right)^{2.86-1} \approx 100090;$$

ასევე ფორმულა (35)-ის გამოყენებით გვექნება:

$$Q_1 = \frac{v-1}{v-2} N_1 q_1 = \frac{2.86-1}{2.86-2} \cdot 100090 \cdot 10,000 = 2,164,532,303,$$

რაც ნიშნავს, რომ იმ 100090 პირის კუთვნილი მშპ, რომელთა წილი მშპ-დან აღემატება 10,000\$-ს, არის 2,164,532,303\$. ქვემოთ მოყვანილ ცხრილ 21-ში და **Error! Reference source not found.**-ში გამოთვლილია ნომინალური და მსყიდველობითი უნარის გათვალისწინებით მშპ-ს განაწილება, როცა პიროვნებაზე მოდის 10,000\$-ზე მეტი, 100,000\$-ზე მეტი, 1,000,000\$-ზე მეტი, 10,000,000\$-ზე მეტი და 100,000,000\$-ზე მეტი მშპ-დან. ამ ცხრილებიდან კერძოდ, შეიძლება დავასკვნათ, რომ საქართველოს ეკონომიკაში შეუძლებელია წლის განმავლობაში 10,000,000\$-ის გამომუშავება!

ახლა შევასრულოთ იგივე გამოთვლები $q_{t_2} = 4315.636\$,$ სთვის. როგორც ვიცით, ამ დროს $v_2 = 2.675$. გვექნება:

$$N_1 = N_t \left(\frac{q_{t_2}}{q_1} \right)^{\nu_2 - 1} = 370000 * \left(\frac{4315.636}{10,000} \right)^{2.675 - 1} \approx 90546;$$

$$Q_1 = \frac{\nu - 1}{\nu - 2} N_1 q_1 = \frac{2.675 - 1}{2.675 - 2} \cdot 90546 \cdot 10,000 = 2,246,726,101.$$

ცხრილი 20. სეს-ის ზოგიერთი მაჩვენებელი - 2017 წელს

		t	qt	Nt	Qt	niu		
		10708.38	4951.672	370000	3.96E+09	2.860157		
		28555.68	13204.46	370000	1.06E+10	2.860157		
		10708.38	4315.636	370000	3.96E+09	2.675084		
		28555.68	11508.36	370000	1.06E+10	2.675084		
10 ათასი			100 ათასი			მილიონი		
q1	N1	Q1	q2	N2	Q2	q3	N3	Q3
10000	100090.4	2.16E+09	100000	1381.132	2.99E+08	1000000	19.05802	41214462
20000	170922	7.39E+09	100000	8562.564	1.85E+09	1000000	118.1535	2.56E+08
10000	90546.42	2.25E+09	100000	1913.32	4.75E+08	1000000	40.43	1E+08
20000	146606.8	7.28E+09	100000	9892.836	2.45E+09	1000000	209.0437	5.19E+08
10 მილიონი			100 მილიონი					
q4	N4	Q4	q5	N5	Q5			
10000000	0.262979	5687120	1E+08	0.003629	784757			
10000000	1.630382	35258288	1E+08	0.022497	4865237			
10000000	0.854319	21198192	1E+08	0.018052	4479351			
10000000	4.417263	1.1E+08	1E+08	0.09334	23160523			

გამოთვლილია ავტორის მიერ

3.2. საქართველოს მოსახლეობის დეკლარირებული შემოსავლების განაწილების ფუნქციის, როგორც ლოგნორმალური განაწილების კერძო შემთხვევის, აგება და მისი შედარება ნორმალურ განაწილებასთან.

ამ პარაგრაფის შედეგები, რომლებიც სიახლეა, ავტორის მიერ მიღებულია ნაშრომში (ფიფია, 2019)

ნორმალური განაწილების სიმკვრივეა

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$$

ხოლო თვითონ განაწილებას აქვს სახე

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

როგორც ვხედავთ, ნორმალური განაწილებას აქვს ორი პარამეტრი μ და $\sigma > 0$. როგორც კარგად ცნობილია, μ არის მათემატიკური ლოდინი, ხოლო $\sigma > 0$ არის საშუალო კვადრატული გადახრა.

ცხრილი 21. რაოდენობა მოსახლეობისა, რომლებსაც აქვთ დეკლარირებული შემოსავალი, 2009-2017 წწ.

2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
762,855	846,045	987,426	1,118,636	1,104,222	1,181,484	1,116,625	1,185,065	1,189,718

(ტაბულა, 2018), <https://bm.ge/ka/article/tveshi-5000-larze-magali-xelfasi-saqartvelos-mosaxleobis-mxolod-05-s-aqvs/36426>

ცხრილი 22. მოსახლეობის განაწილება ყოველთვიური დეკლარირებული შემოსავლების მიხედვით, 2009, 2013 და 2017 წლებში.

2009		2013		2017	
1-100	205,435	1-100	297469	1-100	230,280
100-200	135,886	100-200	134559	100-200	125,013
200-300	93,448	200-300	103185	200-300	99,417
300-400	79,784	300-400	84494	300-400	83,823
400-500	47,829	400-500	75525	400-500	75,525
500-600	34,594	500-600	60955	500-600	67,610
600-800	51,159	600-800	90192	600-800	115,023
800-1000	32,846	800-1000	63427	800-1000	88,848
1000-1250	25,209	1000-1250	55643	1000-1250	80,873
1250-1666	23,315	1250-1666	56682	1250-1666	83,744
1666-2083	11,046	1666-2083	25878	1666-2083	42,423

2083-2500	6,518		2083-2500	15266		2083-2500	24,361
2500-3333	7,178		2500-3333	15887		2500-3333	27,309
3333-4166	3,230		3333-4166	8093		3333-4166	14,204
4166-5000	1,766		4166-5000	4646		4166-5000	8,141
5000-5833	1,126		5000-5833	2929		5000-5833	5,233
5833-6666	703		5833-6666	1937		5833-6666	3,784
6666-7500	472		6666-7500	1339		6666-7500	2,609
7500-8333	331		7500-8333	1097		7500-8333	1,884
>8333	1,980		>8333	5128		>8333	9,614

(ტაბულა, 2018), <https://bm.ge/ka/article/tveshi-5000-larze-magali-xelfasi-saqartvelos-mosaxleobis-mxolod-05-s-aqvs/36426>

შევამოწმეთ ჰიპოთეზა, რომ საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილება არის ნორმალური. ამისათვის გამოვიყენეთ გამოქვეყნებული მონაცემები - საქართველოს მოსახლეობის დეკლარირებული შემოსავლები 2009-2017 წლებში, გამოთხოვილი შემოსავლების სამსახურიდან - იხილეთ აგრეთვე (ტაბულა, 2018), ასევე <https://bm.ge/ka/article/tveshi-5000-larze-magali-xelfasi-saqartvelos-mosaxleobis-mxolod-05-s-aqvs/36426> (იხ. ცხრილი 22).

ცხრილ 22-ის მიხედვით შევადგინეთ ახალი ცხრილი 23:

ცხრილი 23. საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილების ნორმალურობის შემოწმება ცხრილ 22-ის მიხედვით

X_i	X_c	N	$\Delta F(X_i)\%$	$F(X_i)\%$	$F(X_i)/100$	sigma
0	989		0	0	0	
100		230280	19.35585	19.35585	0.193558	907.6639
200		125013	10.50778	29.86363	0.298636	1296.546
300		99417	8.35635	38.21998	0.3822	1951.898
400		83823	7.045619	45.2656	0.452656	4077.216
500		75525	6.348143	51.61374	0.516137	9515.196
600		67610	5.682859	57.2966	0.572966	1549.498
800		115023	9.668089	66.96469	0.669647	193.649

1000		88848	7.467988	74.43268	0.744327	175.1066
1250		80873	6.797661	81.23034	0.812303	411.7703
1666		83744	7.038979	88.26932	0.882693	657.0987
2083		42423	3.565803	91.83512	0.918351	859.3564
2500		24361	2.047628	93.88275	0.938828	1045.304
3333		27309	2.295418	96.17817	0.961782	1381.687
4166		14204	1.193896	97.37207	0.973721	1692.52
5000		8141	0.68428	98.05635	0.980563	1992.227
5833		5233	0.439852	98.4962	0.984962	2281.143
6666		3784	0.318059	98.81426	0.988143	2556.022
7500		2609	0.219296	99.03355	0.990336	2827.98
8333		1884	0.158357	99.19191	0.991919	3096.571
16000		6014	0.505498	99.69741	0.996974	5506.458
>16000		3600	0.302593	100	1	
		1189718	100			

გამოთვლილია ავტორის მიერ

აქ პირველ სვეტშია ნომრები, მეორეში - დეკლარირებული შემოსავლების შუალედები, მესამეში - შუალედის შესაბამისი პიროვნებების რაოდენობა; მაგალითად, ამ ცხრილიდან ჩანს, რომ 0-დან 100 ლარამდე თვიური შემოსავალი აქვს 230280 ადამიანს, 100-დან 200 ლარამდე შემოსავალი - 125013 ადამიანს და ა.შ. მეოთხე სვეტი გვიჩვენებს, თუ მესამე სვეტის მონაცემები დეკლარირებულ შემოსავლების მქონე მოსახლეობის (1189718 პიროვნება) რამდენ პროცენტს შეადგენს, მეხუთეში დადგენილია ამ პროცენტების დაგროვებითი მნიშვნელობები (მაგ., 29.86363 არის 0-100 ლარი და 100-200 ლარის შემოსავლის მქონე პიროვნებათა შესაბამისი პროცენტების ჯამი და ა.შ.), და ბოლოს, მეექვსეში ეს პროცენტები გადაყვანილია ნაწილებში.

რადგან ნორმალური განაწილების მათემატიკური ლოდინია μ , და საქსტატის მიხედვით (საქსტატი, 2018) 2017 წელს საქართველოში საჯარო და კერძო სექტორებში დაქირავებულთა საშუალო წლიური ხელფასი იყო $X_c = 989$ ლარი. ამიტომ

$$\mu = X_c = 989.$$

განაწილების ფუნქციის ინტეგრალში მოვახდინოთ ცვლადის გარდაქმნა

$$z = \frac{x-\mu}{\sigma};$$

მივიღებთ:

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = F(x_i).$$

თუ Excel-ის საშუალებით ვიპოვით z -ს, მაშინ საშუალო კვადრატული გადახრა გამოითვლება ფორმულით

$$\sigma = \frac{x-\mu}{z}.$$

ცხრილი 23-ში გამოთვლილია საშუალო კვადრატული გადახრის მნიშვნელობები საქართველოსთვის შემოსავლების სამსახურის მონაცემების გამოყენებით; ამ ცხრილიდან ცხადია, რომ რადგან საშუალო კვადრატული გადახრის მნიშვნელობები ძალიან დიდია, ამიტომ საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილება არავითარ შემთხვევაში არ შეიძლება იყო ნორმალური.

განვიხილოთ ახლა ასეთი საკითხი: არის თუ არა საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილება ლოგნორმალური.

ლოგნორმალური განაწილება. ლოგნორმალური განაწილების სიმკვრივეა

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}},$$

ხოლო თვითონ განაწილებას აქვს სახე

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

ლოგნორმალური განაწილება მიიღება მაშინ, როდესაც ცვლადის ლოგარითმი არის ნორმალურად განაწილებული; მართლაც, ამ შემთხვევაში განაწილება იქნებოდა

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} d(\ln x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

როგორც ვხედავთ, ლოგნორმალურ განაწილებას, ნორმალური განაწილების მსგავსად, აქვს ორი პარამეტრი: μ და $\sigma > 0$.

უწყვეტი განაწილების მოდა არის წერტილი, სადაც განაწილების სიმკვრივე მაქსიმალურია. ლოგნორმალური განაწილების შემთხვევაში სიმკვრივეა

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln(x-\mu))^2}{2\sigma^2}}$$

და იგი მაქსიმალურ მნიშვნელობას იღებს წერტილში

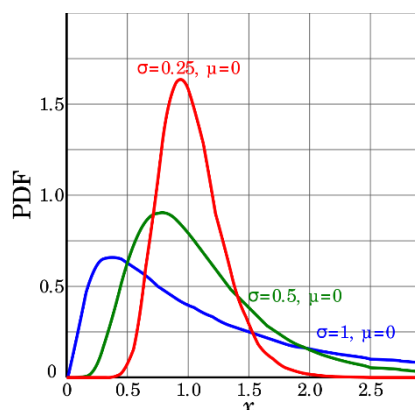
$$X_{mod} = e^{\mu - \sigma^2},$$

რომელიც იქნება ლოგნორმალური განაწილების მოდა (კოლმაკოვი, 2015). გარდა ამისა, მნიშვნელოვანია შემდეგი სიდიდე

$$K_x = X_c / X_{mod},$$

რომლის ეკონომიკური შინაარსია ის, რომ რაც უფრო დიდია K_x , მით უფრო დიდია უთანასწორობა (კოლმაკოვი, 2015).

ნახ. 9. ლოგნორმალური განაწილებები



https://en.wikipedia.org/wiki/Log-normal_distribution

ლოგნორმალური განაწილება არაა სიმეტრიული - მას მარჯვენა ასიმეტრია ახასიათებს (ნახ. 9) (კროუ, 1988)- ის მარჯვნივ უფრო ნელა მცირდება, ანუ მისი მარჯვენა მხარე უფრო მძიმეა, ვიდრე მარცხენა.

იმისათვის, რომ მივიღოთ განაწილების სიმკვრივე, რომელსაც მარცხენა ასიმეტრია ახასიათებს, უნდა განვიხილოთ განაწილება, რომლის სიმკვრივე მიიღება ლოგნორმალური განაწილების სიმკვრივის სარკული ასახვით მის მოდაზე, ანუ მაქსიმუმზე გამავალი OY ღერძის პარალელური წრფის მიმართ. რადგან თუ $x = c$ -ს მიმართ სარკულად ავსახავთ $f(x)$ ფუნქციას, მივიღებთ $f(2c - x)$ ფუნქციას, და ვინაიდან, როგორც ვთქვით, ლოგნორმალური განაწილების მოდა არის

$$X_{mod} = e^{\mu - \sigma^2}, \text{ ხოლო } K_x = X_c / X_{mod},$$

ამიტომ ლოგნორმალური განაწილებიდან ასეთი გზით მიღებული მარცხენა ასიმეტრიის განაწილების სიმკვრივე იქნება

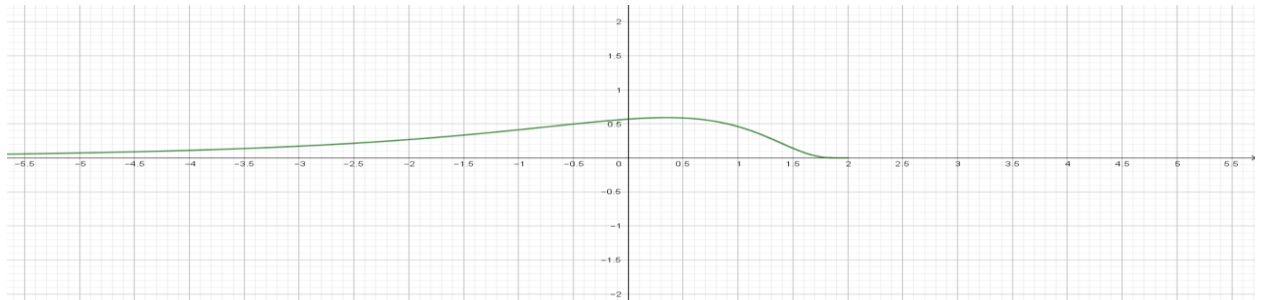
$$f(x) = \frac{1}{(2e^{\mu - \sigma^2} - x)\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln(e^{\mu - \sigma^2} - x) - \mu)^2}{2\sigma^2}},$$

ხოლო თვითონ განაწილება იქნება

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x \frac{1}{(2e^{\mu - \sigma^2} - x)} e^{-\frac{(\ln(e^{\mu - \sigma^2} - x) - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

ასეთი მარცხენა ასიმეტრიის მქონე განაწილების სიმკვრივის გრაფიკი, როცა $a = 1$, $\sigma = 1$,

ნახ. 10. მარცხენა ასიმეტრიული განაწილება



შედეგნილია ავტორის მიერ

გამოსახულია ნახ. 10-ზე; იგი მარცხნივ უფრო ნელა მცირდება, ანუ მისი მარცხენა მხარე მარჯვენაზე უფრო მძიმეა.

ლოგნორმალური განაწილების პარამეტრების გამოთვლის მეთოდიკა აღწერილია, მაგალითად, ნაშრომებში (კროუ, 1988), (კოლმაკოვი, 2016). დავუშვათ, ვიცით საშუალო თვიური ხელფასის X_c -ს სიდიდე (რომელიც გამოითვლება აღრიცხვადი მაკროპარამეტრებისა და მოსახლეობის რიცხოვნების საშუალებით) და ლოგნორმალური ფუნქციის მნიშვნელობა, როცა ინტეგრალის ზედა ზღვარი არის x_i :

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{x_i} \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln(x-\mu))^2}{2\sigma^2}} dx = F(x_i). \quad (41)$$

შევეცადოთ, გამოვთვალოთ $\mu - s$ და σ -ს მნიშვნელობები. შეგვიძლია ჩავთვალოთ, რომ ლოგნორმალური განაწილების მათემატიკური ლოდინი

$$X_{mod} = e^{\mu+0.5\sigma^2}$$

მიახლოებით უდრის

$$X_c = e^{\mu+0.5\sigma^2} . \quad (42)$$

(41) და (42) მოგვცემენ ორუცნობიან განტოლებათა სისტემას

$$\begin{cases} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{x_i} \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln(x-\mu))^2}{2\sigma^2}} dx = F(x_i) \\ e^{\mu+0.5\sigma^2} = X_c \end{cases} . \quad (43)$$

(43) სისტემის პირველ განტოლებაში, ანუ ინტეგრალში მოვახდინოთ ცვლადის გარდაქმნა

$$z = \frac{\ln(x - \mu)}{\sigma}.$$

თუ გავითვალისწინებთ, რომ

$$dz = \frac{1}{\sigma x} dx,$$

მაშინ გვექნება:

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{x_i} \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln(x-\mu))^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz,$$

სადაც

$$z_i = \frac{\ln(x_i - \mu)}{\sigma}. \quad (44)$$

ანუ (42) განტოლებათა სისტემა დავიდა უფრო მარტივ სისტემამდე:

$$\begin{aligned} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz &= F(x_i), \\ e^{\mu-0.5\sigma^2} &= X_c. \end{aligned}$$

ამ სისტემაში გვაქვს ორი უცნობი μ და σ , რადგან z_i დამოკიდებულია μ -ზე.

რადგან

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = F(x_i),$$

ამიტომ სტანდარტული მეთოდით, მაგალითად, Excel-ის საშუალებით შეგვიძლია გავიგოთ z_i -ს მნიშვნელობა, რომელიც დამოკიდებული იქნება $F(x_i)$ -ზე. (43) სისტემის მეორე განტოლების ძალით

$$\mu = \ln X_c - 0.5\sigma^2. \quad (45)$$

შევიტანოთ (45) გამოსახულება (44)-ში:

$$z_i = \frac{\ln x_i - \ln X_c + 0.5\sigma^2}{\sigma},$$

საიდანაც, რადგან $\sigma \neq 0$, მივიღებთ კვადრატულ განტოლებას

$$\sigma^2 - 2z_i\sigma - 2 \ln(X_c/x_i) = 0. \quad (46)$$

ამ განტოლების ამონახსნი არის პარამეტრი σ :

$$\sigma = z_i \pm \sqrt{z_i^2 + 2 \ln(X_c/x_i)}.$$

ეკონომიკური აზრი აქვს მართო დადებით ფესვს. μ -ს ვიპოვით (45) ტოლობიდან:

$$\mu = \ln X_c - 0.5\sigma^2.$$

ახლა შევამოწმოთ ჰიპოთეზა, რომ საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილება არის ლოგნორმალური. ამისათვის გამოვიყენოთ გამოქვეყნებული მონაცემები - საქართველოს მოსახლეობის დეკლარირებული შემოსავლები 2009-2017 წლებში, გამოთხოვილი შემოსავლების სამსახურიდან - იხილეთ აგრეთვე (ტაბულა, 2018):

ცხრილ 22-ის მიხედვით შევადგინოთ ახალი

ცხრილი 24:

ცხრილი 24. საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილების ლოგნორმალურობის შესამოწმებლად ცხრილ 22-ის მიხედვით პარამეტრების გამოთვლა

2017	X_i	N	$\Delta F(X_i)\%$	$F(X_i)\%$	$F(X_i)$
1	0		0	0.000	0.00
2	100	230280	19.35584735	19.356	0.193558
3	200	125013	10.5077842	29.864	0.298636
4	300	99417	8.356349992	38.220	0.382200

5	400	83823	7.045619214	45.266	0.452656
6	500	75525	6.348143005	51.614	0.516137
7	600	67610	5.682859299	57.297	0.572966
8	800	115023	9.668089413	66.965	0.669647
9	1000	88848	7.467988212	74.433	0.744327
10	1250	80873	6.797661295	81.230	0.812303
11	1666	83744	7.038978985	88.269	0.882693
12	2083	42423	3.565802989	91.835	0.918351
13	2500	24361	2.047628093	93.883	0.938828
14	3333	27309	2.295417906	96.178	0.961782
15	4166	14204	1.193896369	97.372	0.973721
16	5000	8141	0.684279804	98.056	0.980563
17	5833	5233	0.439852133	98.496	0.984962
18	6666	3784	0.318058565	98.814	0.988143
19	7500	2609	0.219295665	99.034	0.990336
20	8333	1884	0.158356854	99.192	0.991919
21	16000	6014	0.505497942	99.697	0.996974
22	>16000	3600	0.302592715	100.000	1.000000
		1189718	100		

გამოთვლილია ავტორის მიერ

აქ ისევე, როგორც ნორმალური განაწილების შემთხვევაში, პირველ სვეტშია ნომრები, მეორეში - დეკლარირებული შემოსავლების შუალედები, მესამეში - შუალედის შესაბამისი პიროვნებების რაოდენობა; მაგალითად, ამ ცხრილიდან ჩანს, რომ 0-დან 100 ლარამდე თვიური შემოსავალი აქვს 230280 ადამიანს, 100-დან 200 ლარამდე შემოსავალი - 125013 ადამიანს და ა.შ. მეოთხე სვეტი გვიჩვენებს, თუ მესამე სვეტის მონაცემები დეკლარირებულ შემოსავლების მქონე მოსახლეობის (1189718 პიროვნება) რამდენ პროცენტს შეადგენს, მეხუთეში დადგენილია ამ პროცენტების დაგროვებითი მნიშვნელობები (მაგ., 29.86363 არის 0-100 ლარი და 100-200 ლარის შემოსავლის მქონე პიროვნებათა შესაბამისი პროცენტების ჯამი და ა.შ.), და ბოლოს, მეექვსეში ეს პროცენტები გადაყვანილია ნაწილებში.

საქსტატის მიხედვით (საქსტატი, 2018) 2017 წელს საქართველოში საჯარო და კერძო სექტორებში დაქირავებულთა საშუალო წლიური ხელფასი იყო $X_c = 989$ ლარი. ავირჩიოთ, მაგალითად, $i = 1$ შემთხვევა; მაშინ ცხრილი 21-ის მიხედვით,

$$F(x_1) = 0.193558,$$

ანუ

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_1} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = 0.193558.$$

Excel-ის საშუალებით ვიგებთ, რომ

$$z_1 = -0.86486.$$

რადგან

$$\ln(X_c/x_i) = 2.291524,$$

ამიტომ (46) კვადრატული განტოლება მიიღებს სახეს

$$\sigma^2 + 1.72972\sigma - 4.583048291 = 0.$$

ამ განტოლების დადებითი ამონახსნია

$$\sigma = 1.444044073,$$

ხოლო μ -ს ვიპოვნით (45) ტოლობიდან:

$$\mu = \ln 989 - 0.51.444044073^2 = 5.85406269.$$

$i = 2, 3, \dots, 21$ შემთხვევების განხილვა მოცემულია ცხრილი 25-ში:

ცხრილი 25. საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილების ლოგნორმალურობის შემოწმება ცხრილების 22 და 23-ის მიხედვით (2017 წ.)

2017	Xi	Xc	N	sigma	miu	Xmod	Kx
1	0	989					
2	100		230280	1.444044	5.854063	43.32801	22.82588
3	200		125013	1.336045	6.004186	67.97694	14.54905
4	300		99417	1.273711	6.085524	86.76335	11.39882
5	400		83823	1.231827	6.137995	101.5546	9.738606
6	500		75525	1.20914	6.165684	110.3508	8.962327
7	600		67610	1.200474	6.176126	113.8622	8.685938
8	800		115023	1.224325	6.147208	104.4007	9.473115
9	1000		88848	1.296422	6.05634	79.48999	12.44182

10	1250		80873	1.449733	5.845832	42.27126	23.39651
11	1666		83744	1.796586	5.282834	7.807727	126.6694
12	2083		42423	2.067625	4.759157	1.622688	609.4827
13	2500		24361	2.274621	4.309745	0.421408	2346.894
14	3333		27309	2.613898	3.480462	0.035014	28245.69
15	4166		14204	2.877604	2.756392	0.003989	247931.7
16	5000		8141	3.078152	2.159184	0.000665	1487386
17	5833		5233	3.244149	1.634444	0.000138	7179571
18	6666		3784	3.401544	1.111444	2.87E-05	34475204
19	7500		2609	3.530586	0.664175	7.5E-06	1.32E+08
20	8333		1884	3.639183	0.274867	2.33E-06	4.24E+08
21	16000		6014	4.147634	-1.70474	6.15E-09	1.61E+11
22	>16000		3600				
			1189718				

გამოთვლილია ავტორის მიერ

როგორც ამ ცხრილიდან ჩანს, საქართველოში დეკლარირებული შემოსავლების განაწილება შეიძლება ჩავთვალოთ ლოგნორმალურ განაწილებად.

დასასრულ, ჩავწერთ მე-8 სტრიქონის შესაბამისი ლოგნორმალური განაწილება (ამ შემთხვევაში $\sigma = 1.296422$, $\mu = 6.05634$):

$$F(x_i) = \frac{1}{1.2964\sqrt{2\pi}} \int_0^{x_i} \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln(x-6.0563))^2}{2*1.2964^2}} dx.$$

ცხრილ 25-ის საფუძველზე შეიძლება დავასკვნათ, რომ 300-800 ლარის და 4166-7500 ლარის ინტერვალებში შემოსავლები საკმარისი სიზუსტით აღიწერებიან ლოგნორმალური განაწილების საშუალებით.

3.3. საქართველოში შინამეურნეობების შემოსავლების განაწილების ფუნქციის, როგორც ლოგნორმალური, ნორმალური და პარეტოს განაწილების კერძო შემთხვევის, აგება

ამ პარაგრაფის შედეგები, რომლებიც სიახლეა, ავტორს მიღებული აქვს ნაშრომში (ფიფია, 2019).

ჩვენს ხელთაა საქართველოს შინამეურნეობების განაწილების ცხრილები (დანართი 3) შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების და წლების მიხედვით პროცენტებში, გაანგარიშებული შინამეურნეობის მთლიანი საშუალო თვიური შემოსავლების მიხედვით ან გაანგარიშებული შინამეურნეობის მთლიანი საშუალო თვიური ფულადი და არაფულადი სახსრების მიხედვით. ჩვენი მიზანი იქნება ზემოთაღნიშნულ ცხრილებში მოყვანილი მონაცემები დავამუშავოთ ნორმალური განაწილების, ლოგნორმალური განაწილების და პარეტოს განაწილებების თვალსაზრისით. ჩვენს მაგალითში დაწვრილებით განხილულია მხოლოდ 2017 წლის საქართველოს შინამეურნეობების განაწილების ცხრილები შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების მიხედვით პროცენტებში, გაანგარიშებული შინამეურნეობის მთლიანი საშუალო თვიური შემოსავლების მიხედვით, ვინაიდან 2017 წლის შესაბამისი ცხრილი შედარებით უფრო დეტალური სახით მივიღეთ საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურიდან. ამ მიზნით დაგვჭირდება შემდეგი მონაცემები:

ცხრილი 26. საქართველოს შინამეურნეობების განაწილება 2017 წელს შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების მიხედვით პროცენტებში, გაანგარიშებული შინამეურნეობის მთლიანი საშუალო თვიური შემოსავლების მიხედვით

შემოსავლის ჯგუფი (ლარი თვეში)	2017
0-დან 200-მდე	4.6
200-დან 400-მდე	15.1
400-დან 600-მდე	16.1
600-დან 800-მდე	13.3
800-დან 1000-მდე	10.9
1000-დან 1200-მდე	9.0
1200-დან 1400-მდე	6.7
1400-დან 1600-მდე	5.3
1600-დან 2000-მდე	6.8

2000-დან 2500-მდე	4.8
2500-დან 3500-მდე	4.2
>3500	3.1

(დანართი 3. საქსტატი)

**ცხრილი 27. 2017 წელს შინამეურნეობების საშუალო
თვიური შემოსავალი დეცილურ ჯგუფებში (ლარი)**

დეცილური ჯგუფი	2017
1	155.8
2	290.4
3	409.8
4	525.8
5	652.1
6	802.5
7	988.7
8	1231.6
9	1612.3
10	2871.5
საშუალო შემ.	954.056

(დანართი 3. საქსტატი)

საქართველოში შინამეურნეობათა რაოდენობაა 1109000 შინამეურნეობა. საქართველოს შინამეურნეობათა საშუალო თვიურ შემოსავალია ლარში 954.056 ლარი. შევნიშნოთ, რომ შინამეურნეობათა საშუალო თვიური შემოსავლის გამოსაანგარიშებლად ცხრილი 27-ში საშუალო თვიური შემოსავლები უნდა შევკრიბოთ და გავყოთ 10-ზე:

$$(155.8+290.4+409.8+525.8+652.1+802.5+988.7+1231.6+1612.3+2871.5)/10=954.056.$$

ახლა შევადგინოთ ცხრილი 28, რომლის პირველ სვეტშია შინამეურნეობათა საშუალო თვიური შემოსავლების შუალედები, მეორეში - საშუალო შემოსავალი, რომელიც ნორმალური განაწილების შემთხვევაში მათემატიკური ლოდინის μ -ს ტოლია, მესამეში - შუალედის შესაბამისი პიროვნებების რაოდენობა; მაგალითად, ამ

ცხრილიდან ჩანს, რომ 0-დან 200 ლარამდე თვიური შემოსავალი აქვს 50815.5 შინამეურნეობას, 200-დან 400 ლარამდე შემოსავალი - 167836.3 შინამეურნეობას და ა.შ. მეოთხე სვეტი გვიჩვენებს, თუ მესამე სვეტის მონაცემები შინამეურნეობების მთლიანი რაოდენობის (1109000 შინამეურნეობა) რამდენ პროცენტს შეადგენს, მეხუთეში დადგენილია ამ პროცენტების დაგროვებითი მნიშვნელობები (მაგ., 19.71612 არის 0-200 ლარი და 200-400 ლარის შემოსავლის მქონე პიროვნებათა შესაბამისი პროცენტების ჯამი და ა.შ.), და ბოლოს, მეექვსეში ეს პროცენტები გადაყვანილია ნაწილებში.

ცხრილი 28. საშუალო კვადრატული გადახრები ჰიპოტეტურად ნორმალური განაწილების დროს.

Xi	Xc=miu	N	$\Delta F(X_i)\%$	F(Xi)%	F(Xi)/100	Z	sigma
0	954.056	50815.5	4.582102	4.582102	0.045821	-1.6868	447.0335
200		167836	15.13402	19.71612	0.197161	-0.8518	650.449
400		178313	16.07873	35.79486	0.357949	-0.36395	972.8201
600		147390	13.29032	49.08518	0.490852	-0.02293	6717.58
800		121093	10.91913	60.00431	0.600043	0.253459	181.27
1000		99716.4	8.991558	68.99587	0.689959	0.495733	496.1225
1200		74700.1	6.735809	75.73168	0.757317	0.697697	639.1659
1400		59267.8	5.344254	81.07593	0.810759	0.880698	733.4461
1600		75459.8	6.804314	87.88025	0.878802	1.169021	894.7181
2000		53632.4	4.836107	92.71635	0.927164	1.454987	1062.514
2500		46411.8	4.185013	96.90137	0.969014	1.866491	1364.027
3500		34363.8	3.098633	100	1		
>3500			100				

გამოთვლილია ავტორის მიერ

რადგან ნორმალური განაწილების მათემატიკური ლოდინია μ , ამიტომ, როგორც უკვე ვთქვით,

$$\mu = X_c = 954.$$

განაწილების ფუნქციის ინტეგრალში მოვახდინოთ ცვლადის გარდაქმნა

$$z = \frac{x-\mu}{\sigma};$$

მივიღებთ:

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = F(x_i).$$

თუ Excel-ის საშუალებით ვიპოვით z -ს, მაშინ საშუალო კვადრატული გადახრა გამოითვლება ფორმულით

$$\sigma = \frac{x-\mu}{z}.$$

ცხრილ 28-ში გამოთვლილია საშუალო კვადრატული გადახრის მნიშვნელობები ჩვენთვის საქართველოს შემოსავლების სამსახურის მონაცემების გამოყენებით; ამ ცხრილიდან ცხადია, რომ რადგან საშუალო კვადრატული გადახრის მნიშვნელობები ძალიან დიდია მათემატიკურ ლოდინთან შედარებით, ამიტომ საქართველოში შინამეურნეობათა საშუალო თვიური შემოსავლების განაწილება არავითარ შემთხვევაში არ შეიძლება იყო ნორმალური.

ახლა განვიხილოთ შინამეურნეობათა საშუალო თვიური შემოსავლების შუალედების შესწავლა ლოგნორმალური განაწილების საშუალებით. ამისთვის გამოვიყენოთ 2017 წელს საქართველოს შინამეურნეობების განაწილება შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების მიხედვით პროცენტებში (ცხრილი 26). ვიცით რა შინამეურნეობათა მთლიანი რაოდენობა 1109000 და თითოეულ ჯგუფში შემავალ შინამეურნეობათა პროცენტული რაოდენობა, შეგვიძლია გამოვთვალოთ თითოეულ ჯგუფში შემავალ შინამეურნეობათა რიცხვი, რომელიც მოყვანილია ცხრილი 29-ის მესამე სვეტში:

ცხრილი 29. შინამეურნეობათა შემოსავლების ანალიზი (2017 წ)

Xi	Xc	N	$\Delta F(X_i)\%$	F(Xi)%	F(Xi)/100
0	954.056	50815.5	4.582102	4.582102	0.045821
200		167836.3	15.13402	19.71612	0.197161
400		178313.2	16.07873	35.79486	0.357949

600		147389.7	13.29032	49.08518	0.490852
800		121093.2	10.91913	60.00431	0.600043
1000		99716.4	8.991558	68.99587	0.689959
1200		74700.1	6.735809	75.73168	0.757317
1400		59267.8	5.344254	81.07593	0.810759
1600		75459.8	6.804314	87.88025	0.878802
2000		53632.4	4.836107	92.71635	0.927164
2500		46411.8	4.185013	96.90137	0.969014
3500		34363.8	3.098633	100	1
>3500			100		

გამოთვლილია ავტორის მიერ

აქ ისევ, როგორც დეკლარირებული შემოსავლების განაწილების შემთხვევაში, პირველ სვეტშია შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების საზღვრები, მეორეში - შინამეურნეობათა საშუალო რაოდენობა, დეკლარირებული შემოსავლების შუალედები, მესამეში - შუალედის შესაბამისი შინამეურნეობების რაოდენობა; მაგალითად, ამ ცხრილიდან ჩანს, რომ 0-დან 200 ლარამდე თვიური შემოსავალი აქვს 50815.5 შინამეურნეობას, 200-დან 400 ლარამდე შემოსავალი - 167836.3 შინამეურნეობას, და ა.შ. მეოთხე სვეტი გვიჩვენებს, თუ მესამე სვეტის მონაცემები შინამეურნეობათა მთლიანი რაოდენობის (1109000 შინამეურნეობა) რამდენ პროცენტს შეადგენენ, მეხუთეში დადგენილია ამ პროცენტების დაგროვებითი მნიშვნელობები (მაგ., 19.71612 არის 0-200 ლარი და 200-400 ლარის შემოსავლის მქონე შინამეურნეობათა შესაბამისი პროცენტების ჯამი და ა.შ.), და ბოლოს, მეექვსეში ეს პროცენტები გადაყვანილია ნაწილებში.

გამოთვლისთვის ავირჩიეთ, მაგალითისთვის, 0-200 ლარის შესაბამისი ჯგუფი. მაშინ ცხრილი 29-ის მიხედვით

$$F(x_1) = 0.045821,$$

ანუ

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_1} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = 0.045821.$$

Excel-ის საშუალებით ვიგებთ, რომ

$$z_1 = -1.686798797.$$

რადგან

$$\ln(X_c/x_i) = 1.562404522,$$

ამიტომ (46) კვადრატული განტოლება მიიღებს სახეს

$$\sigma^2 + 3.373597594\sigma - 3.124809044 = 0.$$

ამ განტოლების დადებითი ამონახსნია

$$\sigma = 0.756579852,$$

ხოლო μ -ს ვიპოვნით (45) ტოლობიდან. დანარჩენი შემთხვევების განხილვის შედეგები მოცემულია ცხრილ 30-ში:

**ცხრილი 30. საქართველოში შინამეურნეობათა შემოსავლების განაწილების
ლოგნორმალურობის შემოწმება (2017 წ.)**

Xi	Xc	N	$\Delta F(X_i)\%$	F(Xi)%	F(Xi)/100	sigma	miu	Xmod	Kx
0	954.06	50815.51	4.58	4.58	0.05	0.76	6.57	404.28	2.36
200		167836.29	15.13	19.72	0.20	0.72	6.60	440.35	2.17
400		178313.16	16.08	35.79	0.36	0.67	6.64	490.84	1.94
600		147389.66	13.29	49.09	0.49	0.57	6.70	585.04	1.63
800		121093.21	10.92	60.00	0.60	#NUM!	#NUM!	#NUM!	#NUM!
1000		99716.37	8.99	69.00	0.69	#NUM!	#NUM!	#NUM!	#NUM!
1200		74700.12	6.74	75.73	0.76	#NUM!	#NUM!	#NUM!	#NUM!
1400		59267.78	5.34	81.08	0.81	#NUM!	#NUM!	#NUM!	#NUM!
1600		75459.84	6.80	87.88	0.88	#NUM!	#NUM!	#NUM!	#NUM!
2000		53632.42	4.84	92.72	0.93	1.89	5.07	4.46	213.86
2500		46411.80	4.19	96.90	0.97	2.81	2.92	0.01	135572.98
3500		34363.83	3.10	100.00	1.00				
>3500			100						

გამოთვლილია ავტორის მიერ

როგორც ვხედავთ, რიგ შემთხვევებში მათემატიკური ლოდინისა და საშუალო კვადრატული გადახრის გამოთვლა არ მოხერხდა, რადგან $z^2 + 2\ln(\frac{X_c}{x_i})$ აღმოჩნდა უარყოფითი და მისგან ამიტომ კვადრატული ფესვი ვერ ამოვიღეთ. ამიტომ გამოვიკვლიეთ შინამეურნეობების განაწილება ყოველთვიური შემოსავლების მიხედვით ამ „ცუდ“ შუალედებში პარეტოს განაწილების საშუალებით.

**ცხრილი 31. შინამეურნეობათა
შემოსავალი დეცილებში**

დეცილური ჯგუფი	2017	C
1	155.8	17281752.3
2	290.4	32208942.1
3	409.8	45449400.3
4	525.8	58314453
5	652.1	72318467
6	802.5	88993804.7
7	988.7	109646508
8	1231.6	136580322
9	1612.3	178803528
10	2871.5	318450417

(დანართი 3, საქსტატი)

ამ მიზნით ჯერ ცხრილი 27-ის საშუალებით, რომელშიც მოცემულია შინამეურნეობათა საშუალო თვიური შემოსავალი დეცილური ჯგუფების მიხედვით, გამოვთვალოთ თითოეული დეცილური ჯგუფის მთლიანი შემოსავალი; ამისთვის მოცემული დეცილური ჯგუფის წევრების საშუალო შემოსავალი უნდა გავამრავლოთ ამ დეცილური ჯგუფის შემადგენელი შინამეურნეობების რაოდენობაზე, რომელიც შინამეურნეობათა საერთო რაოდენობის (1109000) მეათედის, ანუ 10%-ის ტოლია. მიღებული შედეგები იხ. ზემოთ ცხრილ 31-ში.

სამწუხაროდ, საშუალო თვიური შემოსავლების მიხედვით შინამეურნეობათა განაწილების საზღვრები არ არის დეციმილების მთელი ჯერადი. ამიტომ ვისარგებლოთ საშუალო თვიური შემოსავლების მიხედვით შინამეურნეობათა განაწილების შემდეგი შემთხვევითი თვისებებით, რომ გარკვეული ჯგუფების საზღვრების ჯამი არის მიახლოებით დეციმილების ჯერადი:

ცხრილი 32. შინამეურნეობათა განაწილება შემოსავლების მიხედვით

შემოსავალი ლ.	2017	2017	შემოსავალი ლ.
0-200	4.6	19.7	0-200 და 200-400 ჯამი
200-400	15.1		
400-600	16.1	29.4	400-600 და 600-800 ჯამი
600-800	13.3		
800-1000	10.9	19.9	800-1000 და 1000-1200 ჯამი
1000-1200	9		
1200-1400	6.7	18.9	1200-1400, 1400-1600,
1400-1600	5.3		1600-2000 ჯამი
1600-2000	6.8		
2000-2500	4.8	4.8	2000-2500
2500-3500	4.2	4.2	2500-3500
3500 და მეტი	3.1	3.1	>3500

დანართი 3 (საქსტატი)

ამრიგად, შეიძლება მიახლოებით ჩავთვალოთ, რომ ჩვენთვის საინტერესო შუალედებში (რომლებიც მუქი შრიფტითაა გამოყოფილი) 800-დან 1200 ლარამდე ყოველთვიური შემოსავალი აქვს 19.9≈20 პროცენტს, და 1200-დან 2000 ლარამდე ყოველთვიური შემოსავალი აქვს 18.9≈20 პროცენტს. ცხრილი 31-დან გამოდის, რომ ამ ჯგუფების მთლიანი შემოსავალია შესაბამისად მე-6 და მე-7 დეციმილების მთლიანი შემოსავლების ჯამი

$$88993804.7+109646508=198640312.2$$

და მე-8 და მე-9 დეციმილების მთლიანი შემოსავლების ჯამი

$$136580322+178803528=315383850$$

და ორივე ჯგუფში შინამეურნეობათა რაოდენობა ერთნაირია და უდრის შინამეურნეობათა რაოდენობის დაახლოებით 20%-ს, ანუ 220691-ს. ამრიგად, გვაქვს ცხრილი:

ცხრილი 33. შინამეურნეობები - პარამეტრების მოდიფიცირება

2017 შემოსავალი (ლარი)	რაოდენობა %	qt	რაოდენობა Nt	Qt
800-1200	19.9	800	220691	1.99E+08
1200-2000	18.9	1200	209601	4.25E+08

გამოთვლილია ავტორის მიერ

ეს მონაცემები უკვე საკმარისია იმისთვის, რომ გამოვთვალოთ ამ შუალედების შესაბამისი პარეტოს განაწილებების პარამეტრები. ამისთვის გამოვიყენოთ (36) ფორმულა:

$$v = \frac{2Q_t - N_t q_t}{Q_t - N_t q_t}, \quad a = (v - 1) q_t^{v-1} N_t.$$

მაშინ მივიღებთ საბოლოოდ ასეთ ცხრილს პარეტოს განაწილების პარამეტრების ჩათვლით:

ცხრილი 34. შინამეურნეობები - პარეტოს განაწილება

2017 შემოსავალი (ლარი)	რაოდენობა %	qt	რაოდენობა Nt	Qt	niu	a
800-1200	19.9	800	220691	1.99E+08	9.993331	2.54774E+32
1200-2000	18.9	1200	209601	4.25E+08	3.449613	1.79182E+13

გამოთვლილია ავტორის მიერ

დასკვნა

დისერტაციაში *საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა* განხილულია როგორც საზოგადოების ელემენტების (ინდივიდების, შინამეურნეობების და სხვა) განაწილება შემოსავლების მიხედვით დროის ერთეულში. საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა გაგებულია როგორც საზოგადოების წევრების განაწილება დაგროვების მიხედვით, მათ შორის, დამატებითი შეზღუდვებით, მაგალითად, ლიკვიდურობის მიხედვით (მხედველობაში მიიღება მხოლოდ ფულადი დანაზოგები და ფასიანი ქაღალდები და არ მიიღება მხედველობაში უძრავი ქონება), შემოსავლების ხასიათის მიხედვით (ხელფასი, დივიდენდები, რენტა), საზოგადოების წევრების ასაკის მიხედვით, განათლების მიხედვით და სხვა შესაძლო ნიშნების მიხედვით. რადგან საზოგადოების ეკონომიკურ სტრუქტურაზე გავლენას ახდენს მიგრაციის პროცესი, რომლის ერთ-ერთი მთავარი მიზეზი სიკეთის განაწილების მკვეთრი უთანაბრობა შეიძლება იყოს, ამიტომ დისერტაციაში ცალკე ყურადღება ექცევა საქართველოდან მიგრაციის მოდელის აგებას, რომლის ამოსავალ წერტილად მიღებულია მოდელი სტატიიდან (ლევერი..., 2008). როგორც უკვე ვთქვით, მიგრაციასთან უშუალო კავშირშია განაწილების უთანაბრობის საკითხი. მოსახლეობაში სიკეთის არათანაბარი განაწილების რაოდენობრივი შეფასება დიდი ხანია იქცევს მეცნიერების ყურადღებას და ამ მიზნით ყველაზე ხშირად გამოიყენება ჯინის ინდექსი, რომელიც ფარდობითი ერთეულია, რადგან მისი გამოთვლა ხდება ე.წ. თანაბრობის წირის გამოყენებით და მასთან შედარებით, და ამიტომ რიგ მეცნიერთა მხრიდან ხშირად ჯინის ინდექსი კრიტიკის საგანია (პაგლინი, 1965). საქართველოსთვის ჯინის ინდექსის გამოთვლა სისტემატურად ხდება საქართველოს სტატისტიკის ეროვნულ სამსახურში, მსოფლიო ბანკში, მსოფლიო სავალუტო ფონდში, აშშ ცენტრალურ სადაზვერვო სამმართველოში. მაგრამ, შეიძლება ითქვას, რომ უსამართლოდ დავიწყებულია ეკონომიკური უთანაბრობის საზომი სხვა

ინსტრუმენტები, რომელთაგან უპირველეს ყოვლისა, აღსანიშნავია ტეილის ინდექსი, რომელსაც მისი ადგიურობის გამო (სიდიდის ადგიურობა ამ შემთხვევაში ნიშნავს, რომ თუ ვიცით ამ სიდიდის მნიშვნელობა რეგიონებისათვის, შეიძლება გამოვთვალოთ მისი მნიშვნელობა მთლიანად ქვეყნისთვის) ფართოდ გამოიყენებენ ამერიკის შეერთებულ შტატებში. იგივე შეიძლება ითქვას ჯინის განზოგადებულ, ჰუვერის და ატკინსონის უთანაბრობის ინდექსებზე, რომლებსაც ასევე ნაკლებად აქცევენ ყურადღებას უთანაბრობის რაოდენობრივი მაჩვენებლების გამოთვლისას. ამიტომ ამ ინდექსების გამოთვლა საქართველოსთვის და მათი მნიშვნელობების მეცნიერულ ბრუნვაში მოხვედრა ცხადია, ასევე აქტუალურია.

დისერტაციაში გამოყენებულია მათემატიკური ანალიზის და სტატისტიკის სტანდარტული საკითხები, გამოთვლებისას გამოყენებულია MS Excel-ში ჩამენებული მათემატიკური ინსტრუმენტები.

პირველ თავში მოცემულია მიგრაციისა და უთანასწორობის ინდექსების შესახებ უცხოური და ქართული ლიტერატურის მიმოხილვა, რომლის პირველ პარაგრაფში გაანალიზებულია მიგრაციის პროცესების შესწავლაში გრავიტაციული მიზიდულობის კანონის გამოყენების შესახებ არსებული ლიტერატურა, როგორც ქართველი, ასევე უცხოელი მეცნიერების შრომები მე-19 საუკუნიდან დღემდე.

გაანალიზებულ ნაშრომთა შორისაა ციპფის (ციპფი, 1969) მიგრაციის გრავიტაციული მოდელი - ერთ-ერთი პირველი ცდა, ახსნილიყო მიგრაცია მიზიდულობის გრავიტაციული კანონის მსგავსად; ლიის (ლიი, 1966) მიერ შემოთავაზებული მიგრაციის ფაქტორების თეორია, ანუ ე.წ. „მიზიდულობა-განზიდულობის თეორია“; სილარიბის ხაფანგების (ბანერჯი..., 1981) ცნება, ე.ი. როცა ადამიანს აქვს მიგრაციის სურვილი, მაგრამ არა აქვს ფინანსური შესაძლებლობანი. საქართველოში მიგრაციის ერთ-ერთი პირველი სისტემატური სამეცნიერო კვლევა არის დისერტაცია (ზურაბიშვილი, 2007), რომელშიც გამოკვლეულია სოციალური ქსელების (აქ იგულისხმება ემიგრაციაში ადრე წასული ნათესავების, მეგობრების და თანამემამულეების ქსელები, და არა, მაგ., ფეისბუკი)

გავლენა მიგრაციის პროცესზე, თიანეთიდან მიგრირებულთა მაგალითზე. სტატიებში (თუთბერიძე..., 2016 1), (ფიფია, 2015), (თუთბერიძე..., 2016 2) შესწავლილია და განზოგადებულია დროითი და მიგრაციის შემზღუდავი (მიგრაციაში მონაწილე ორი ქვეყნის ერთ სულზე მშპ-ების შეფარდება) პარამეტრების შემოტანით გრავიტაციული მიზიდულობის კანონზე დაფუძნებული მოდელი (გეორგიუ..., 2015)-დან; (ფიფია..., 2020)-ში ახალი „რელიგიის“ ფიქტიური პარამეტრის (ფიქტიური პარამეტრი იღებს მნიშვნელობა 1-ს საერთო რელიგიის შემთხვევაში, თუ არადა უდრის ნულს) შემოტანით განზოგადებულია (ლევერი..., 2008)-ის მოდელი და ამ ახალი მოდელის საფუძველზე გამოკვლეულია მიგრაციის პროცესი საქართველოდან.

აღსანიშნავია რავენშტეინის (რავენშტეინი, 1885) შრომა, სადაც აშშ-ში და ევროპის ქვეყნებში მიგრაციის სტატისტიკურ ანალიზზე დაყრდნობით მან მოახდინა შემჩნეული კანონზომიერების განზოგადება, და მათ „მიგრაციის კანონები“ უწოდა - იხ. ასევე (გრიგი, 1977, The “laws” of migration, გვ. 42-43). ამ კანონების რაოდენობაა თერთმეტი და მათი პრაქტიკული მნიშვნელობა დროთა განმავლობაში უფრო გაიზარდა.

აქვე განხილულია გრავიტაციული მიზიდულობისა და ფიზიკის სხვა კანონების ინტუიციის გამოყენება მიგრაციისგან განსხვავებულ ეკონომიკურ პროცესებში. (რეილი, 1931)-ში განიხილა გრავიტაციის კანონი საცალო ვაჭრობაში, რომლის მიხედვითაც ქალაქის საცალო ვაჭრობა იზიდავს კლიენტურას მის გარშემო არსებული ტერიტორიებიდან “ძალით”, რომელიც ქალაქის სიდიდის პროპორციულია და უკუპროპორციულია მანძილის კვადრატისა ქალაქის ცენტრიდან კლიენტამდე. (ვლასოვი..., 2005: გვ. 137)-ში ნაჩვენებია, რომ გრავიტაციული მოდელი შეიძლება დავუდოთ საფუძვლად ქალაქის განსახლებას, სატრანსპორტო ქსელის გამტარუნარიანობას, მრეწველობის საწარმოების განლაგებას და სხვა. გრავიტაციის კანონი დაუდო ავიაგადაზიდვების მოდელირებას საფუძვლად ნიმიკმა (ნიმიკი, 2003). ეკონომიკისა და დემოგრაფიის რიგი პრობლემების მოდელირებაში გამოიყენება

ფაზური გადასვლები (სლოვოხოტოვი, 2010), თერმოდინამიკა, კვანტური მექანიკა, არაწრფივი დინამიკა (ლამბერტინი, 2000), (ხარიტონოვი..., 2007) და სხვა.

მეორე პარაგრაფში „გამოყენებული მათემატიკური აპარატის და ეკონომიკური ინდექსების მიმოხილვა“, დაწვრილებით გაანალიზებულია ლორენცის წირი, ჯინის, განზოგადებული ჯინის, რობინ ჰუდის (ანუ ჰუვერის), ტეილის პირველი და მეორე, ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსები და პარეტოს და ლოგნორმალური განაწილებები - განმარტებებისათვის იხილეთ შესაბამისი პარაგრაფები. ასევე, მოცემულია ლორენცის კონცეფციის კრიტიკა პაგლინის (პაგლინი, 1965) მიერ. პაგლინის კრიტიკის საგანია ლორენცის თანაბრობის წირი, აღნიშნავს რა, რომ ეს თანაბრობის წირი სინამდვილეში არ უზრუნველყოფს თანაბარ განაწილებას - იხ. პარაგრაფი 1.2.1.

ლორენცის წირი ფუნდამენტალურ როლს თამაშობს ჯინის და ჰუვერის ინდექსების განმარტებაში და გამოთვლაში. იგი ასახავს მოსახლეობის კუმულიატურ განაწილებას რაიმე სიკეთის მოხმარების მიმართ. ჯინის და ჰუვერის ინდექსების განმარტება დამოკიდებულია ლორენცის და ე.წ. თანაბრობის წირზე, რომელიც $y=x$ განტოლების გრაფიკს წარმოადგენს, ანუ წრფეს, რომელიც 45° -ით არის დახრილი აბსცისთა ღერძის მიმართ. მაშინ ჯინის ინდექსი არის თანაბრობის წირსა და ლორენცის წირს შორის მოქცეული ფიგურის ფართობის შეფარდება თანაბრობის წირსა და აბსცისთა ღერძს შორის მოთავსებული ფიგურის ფართობთან. რაც შეეხება ჰუვერის ინდექსს, ის უდრის მთელი სიკეთის იმ ნაწილს, რომელიც უნდა გადაუნაწილდეს ღარიბებს, რომ ადგილი ჰქონდეს თანასწორობას - სწორედ ამიტომ ეძახიან ჰუვერის ინდექსს კიდევ რობინ ჰუდის ინდექსს. ჯინის განზოგადებული ინდექსის მისაღებად ჯინის ინდექსი უნდა ჩაიწეროს ვარიაციების საშუალებით და შემდეგ ვარიაციებით ჩაწერილი ფომულა განზოგადდება შემდეგი სახით:

$$G(v) = -\frac{v}{E(q)} \text{Cov}(q, (1 - F(q))^{v-1}).$$

აქ სადაც ν უთანაბრობის მიუღებლობის (უკმაყოფილების) კოეფიციენტი. როცა $\nu = 2$, მაშინ χ -ის განზოგადებული ინდექსი ემთხვევა χ -ის ინდექსს. ამრიგად, χ -ის განზოგადებული ინდექსი, ასე ვთქვათ, იგივე χ -ის ინდექსია, ოღონდ იქ გათვალისწინებულია ის, თუ საზოგადოება რამდენად რეაგირებს უთანასწორობაზე.

რაც შეეხება ტეილის ინდექსს, როგორც ადრე აღვნიშნეთ, მას ახასიათებს ადიციურობის მნიშვნელოვანი თვისება, რაც ნიშნავს, რომ თუ ვიცით მოცემული რეგიონის ქვერეგიონების ტეილის ინდექსი, მათი საშუალებით შეიძლება გამოვთვალოთ მთელი რეგიონის ტეილის ინდექსიც - ადიციურობა χ -ის ინდექსს არ ახასიათებს. ტეილის ინდექსი არის ორი და ისინი ფართოდ გამოიყენება ამერიკის შეერთებული შტატების სტატისტიკის სამსახურებში:

$$T_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\ln \frac{\bar{x}}{x_i} \right), \quad T_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \cdot \ln \frac{x_i}{\bar{x}} \right),$$

სადაც სადაც x_i არის i -ური ინდივიდის შემოსავალი, $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n x_i$ არის შემოსავლის საშუალო არითმეტიკული, ხოლო n არის პოპულაციაში ინდივიდების რაოდენობა.

ტეილის ინდექსთან მჭიდროდაა დაკავშირებული ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსი:

$$A = \begin{cases} 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, & \varepsilon \in [0,1), \\ 1 - \frac{1}{\mu} \left(\sum_{i=1}^N y_i \right)^N, & \varepsilon = 1 \end{cases}$$

სადაც y_i არის i -ური ინდივიდის ან ჯგუფის, $i = 1, 2, \dots, N$, შემოსავლის დონე, μ არის შემოსავლის საშუალო არითმეტიკული.

ამითი დავასრულეთ ინდექსების მოკლე მიმოხილვა.

ახლა მოკლედ შევხვით დისერტაციისთვის ორ მნიშვნელოვან განაწილებას - პარეტოს განაწილებას და ლოგნორმალურ განაწილებას.

პარეტოს განაწილება არის ერთ-ერთი მძიმე კუდიანი განაწილება ლოგნორმალურ განაწილებასთან ერთად, რაც ნიშნავს, რომ სრულდება

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{ix} dF(x) = 0.$$

მეორე თავში გადმოცემულია ჩვენს მიერ მიღებული და დისერტაციაში ასახული ახალი შედეგები, რომლებიც შეეხება: მიგრაციის დროზე დამოკიდებული მოდელის აგებას, საქართველოდან მიგრაციის სავარაუდო რაოდენობის გამოთვლას, ასევე ჯინის, ჯინის განზოგადებული, ჰუვერის, ტეილის პირველი და მეორე, ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსების გამოთვლას საქართველოსა და კიდევ დაახლოებით ოცი სხვა ქვეყნისათვის; გამოთვლები ჩატარებულია სხვადასხვა წლებისათვის.

. საქართველოდან მიგრაცია ახსნილია ჩვენს მიერ (ლევერი..., 2008) სტატიაში აგებული მიგრაციის ახალი გრავიტაციული მოდელის განზოგადების საფუძველზე. საქმე იმაშია, რომ როდესაც ლევერის მოდელი იმ კოეფიციენტებით, რომელიც არის (ლევერი..., 2008) სტატიაში გამოვიყენეთ საქართველოსთვის, მიგრაციის მიღებული მონაცემები მკვეთრად განსხვავებული აღმოჩნდა იმ მონაცემებისაგან, რომლებიც მიიჩნევა, რომ ახლოს არის რეალურთან. შევნიშნოთ, რომ საქმეს ისიც ართულებს, რომ საქართველოს დიასპორის სამინისტროს არ გააჩნია მეტ-ნაკლებად ზუსტი ოფიციალური მონაცემები საქართველოდან მიგრაციის შესახებ, რის გამოც მკვლევარები იძულებულნი იყვნენ გამოეყენებინათ იგივე დიასპორის სამინისტროს არაოფიციალური მონაცემები (კერძოდ, ამ მონაცემებით საქართველოდან გასულია დაახლ. 1.600.000 კაცი), და არა, ვთქვათ, საკმაოდ კომპეტენტური ამერიკული კვლევითი ორგანიზაციისა Pew Research Center. აღმოჩნდა, რომ ეს მოდელი არ მუშაობს საქართველოსთვის და ამიტომ ავაგეთ საქართველოდან მიგრაციის ორი ახალი განზოგადებული გრავიტაციის მოდელი; მოვიყვანოთ ერთი მათგანი, რომელშიც შევიტანეთ ახალი ფიქტიური პარამეტრი, კერძოდ რელიგიის:

$$\ln(M_{ij}) = -10.458 + 0.683\ln(POP_i \cdot POP_j) - 0.121\ln(dist) - 0.015rel - 0.160\ln(STOCK) + 1.061Link + 2.413Relig.$$

ამ ფორმულაში კოეფიციენტები მიღებულია Ms Excel-ის მრავალცვლადიანი წრფივი რეგრესიის საშუალებით (ცხრილი 8). აღნიშნული მოდელის შედეგად მივიღებთ ცხრილ 9-ს, რომელშიც $\ln(\text{Diasp})$ და M_{ij} სვეტების შედარება გვარწმუნებს ახალი მოდელის შესაბამისობას მიგრაციის სავარაუდო მონაცემებთან. თუმცა ცხრილ 8-ში კოეფიციენტი rel -თან და $\ln(\text{STOCK})$ -თან უარყოფითია, ხოლო საერთო საზღვრის ფიქტიურ პარამეტრთან ნულია, ანუ მეტი შემოსავალი და ემიგრირებულთა უფრო მეტი რაოდენობა ხელს არ უწყობს მიგრაციას, და საერთო საზღვარს არა აქვს მნიშვნელობა, რაც ცხადია, სწორი არაა. ამისი მიზეზი გვგონია ის, რომ მეზობელ ქვეყნებს შორის მანძილის განსაზღვრა მათ დედაქალაქებს შორის მანძილით არაა კორექტული. ამიტომ ჩვენ მიგრაციის გრავიტაციული მოდელი გამოვიყენეთ მხოლოდ არამეზობელი ქვეყნებისთვის, რის შედეგად მივიღეთ უფრო ადექვატური, ინტუიციურ მოსაზრებებთან თავსებადი მოდელი (იხ. ცხრილი 10):

$$\ln(M_{ij}) = -9.713 + 0.604\ln(POP_i \cdot POP_j) - 0.046\ln(dist) + 0.0014rel + 2.219Relig.$$

უთანაბრობის ინდექსების განხილვა იწყება მათი აქსიომატიზაციის მცდელობით, რომლის ავტორია გაეროს საკვებისა და სოფლის მეურნეობის ორგანიზაციის ექსპერტი Bellu (ბელუ..., 2006). კიდევ ერთხელ აღვნიშნოთ, რომ აქ აქსიომატიკა არაა გაგებული ისე, როგორც მათემატიკაში; არამედ დასაშვებია, რომ რომელიმე ინდექსი არ აკმაყოფილებდეს რომელიმე აქსიომას. მაგალითად, ჯინის ინდექსი არ აკმაყოფილებს ადიციურობის აქსიომას, განსხვავებით ტეილის ინდექსისაგან.

2.4 პარაგრაფში გამოთვლილია უთანასწორობის ინდექსები საქართველოსა და დაახლოებით 20 სხვა ქვეყნისათვის, რასაც წინ უძღვის ერთიდაიგივე ინდექსის გამოსათვლელი სხვადასხვა ფორმულის შედარება და დამტკიცება, რომ ისინი ერთმანეთის ექვივალენტურია ან ერთი მათგანი მეორის კერძო შემთხვევაა. ამის შემდეგ აღნიშნული ქვეყნებისათვის გამოთვლილია: ჯინის, განზოგადებული ჯინის, ტეილის პირველი და მეორე, ატკინსონის პირველი და მეორე ინდექსები, რომლებიც შეჯამებულია ცხრილ 20-ში - ამ გამოთვლების დიდი ნაწილი, კერძოდ,

საქართველოსთვის, არის სიახლე. ცხრილი 20 გვაჩვენებს, რომ ეს ინდექსები ხანდახან არ არიან კორელაციაში - მაგალითად, ნორვეგია და შვეცია ჰუვერის ინდექსის მიმართ; ჯინის განზოგადებული ინდექსი, როდესაც უკმაყოფილების მაჩვენებელი უდრის 3-ს და 4-ს შესაბამისად, მოცემულია ცხრილ 18-ში, საიდანაც ჩანს, რომ უკმაყოფილების ზდასთან ერთად ინდექსიც იზრდება. რაც შეეხება უკმაყოფილების მაჩვენებელს, მისი განსაზღვრის რაციონალური ხერხი ალბათ არ არსებობს და მისი სიდიდის განსაზღვრა უფრო ინტუიციის საგანია.

ეკონომიკური უთანაბრობის ინდექსების შესაძლებლობა, წარმოდგენა ვიქონიოთ მოსახლეობაში სიკეთის განაწილებაზე, მაინც ძლიერ შეზღუდულია. სასურველი იქნებოდა ისეთი მოდელების აგება, რომლებიც მოგვცემდნენ საშუალებას, უფრო დეტალურად ყოფილიყო აღწერილი მოსახლეობის განაწილება სიკეთეების მიხედვით.

მესამე თავში „საქართველოს საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა. პარეტოს და ლოგნორმალური განაწილებები“ პარეტოსა და ლოგნორმალური განაწილებების საფუძველზე განხილულია საქართველოს მოსახლეობის განაწილება დეკლარირებული შემოსავლების, მთლიანი შიდა პროდუქტის მოხმარების მიხედვით, შინამეურნეობათა განაწილება ფულადი და სხვა შემოსავლების მიხედვით; შესაბამისი მონაცემები აღებულია ან საქართველოს სახელმწიფო სტატისტიკის სამსახურის ვებგვერდიდან, ან ჩვენს მიერ მოთხოვნის შედეგად მათ მიერ გამოგზავნილი ინფორმაციიდან, ასევე სხვა ღია წყაროებიდან. აქ ძირითადი მათემატიკური აპარატია მძიმე კუდიანი განაწილებანი - პარეტოს და ლოგნორმალური განაწილებანი - პარაგრაფი 1.2.7. ასეთი განაწილებანი დიდ რიცხვთა კანონს არ ემორჩილებიან და მათი კუდის უგულვებელყოფა, მოწყვეტა, შეუძლებელია. მაგალითად, ქვეყანაში შეიძლება იყოს ერთი ან ორი მილიარდერი, რომელთა ქონება წარმოადგენდეს დანარჩენი მოსახლეობის ქონების დიდ ნაწილს. ამ ორი განაწილებიდან უფრო მძიმე კუდი აქვს პარეტოს განაწილებას, და ზუსტად ამიტომ ის გამოიყენება მდიდართა ფენის განაწილების შესასწავლად შემოსავლების მიხედვით.

ჩვენ შევეცადეთ, საქართველოს მაგალითზე შეგვემოწმებინა ჰიპოთეზა, რომ ლოგნორმალური და პარეტოს განაწილებანი ერთობლიობაში აღწერენ მოსახლეობის განაწილებას შემოსავლების მიხედვით, რაც დასტურდება რიგ ქვეყნებში. ჩვენს მიერ მიღებული ეს ახალი შედეგები ძირითადად დაფუძნებულია შრომებზე (ჩერნავსკი..., 2002), (როზანოვი, 2007), (კოლმაკოვი, 2016). შეიძლება ითქვას, რომ საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურა აღიწერება ამ საზოგადოების დამახასიათებელი რაიმე პარამეტრის შესაბამისი ლორენცის წირის განტოლებით - პარაგრაფი 3.1. ამ მიზნით საქართველოსთვის ადაპტირებულია (როზანოვი, 2007) ნაშრომში მიღებული მოდელი პარეტოს განაწილებათვის, რომელიც საშუალებას იძლევა, გამოვთვალოთ, მოსახლეობის შემოსავლების ზრდადობით დალაგების შემთხვევაში, მოსახლეობის ნებისმიერი სეგმენტის წილი, მაგალითად, მთლიანი შიდა პროდუქტის საერთო მოხმარებაში (თუმცა ჩვენ ვხსნით საპირისპირო ამოცანას), რაც, ჩვენი აზრით, შეიძლება ჩაითვალოს საქართველოს მოსახლეობის ეკონომიკური სტრუქტურის აგების პირველ მცდელობად (მოსახლეობის ეკონომიკური სტრუქტურის ვიწრო გაგებით - იხ. შესავალი). როზანოვის მიდგომა საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის ცნების მიმართ, გარკვეული მათემატიკური გარდაქმნების შედეგად, ასე ჩამოყალიბდება - პარაგრაფი 3.1:

ვთქვათ, q_t არის ზედა ჯგუფის მინიმალური შემოსავალი, N_t არის იმ ინდივიდთა რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი მეტია ან ტოლი q_t -ზე: მაშინ საზოგადოების ზედა ფენის იმ მოსახლეობის რაოდენობა, რომელთა შემოსავალი არის q_{n_1} -სა და q_{n_2} -ს შორის, $q_{n_1} < q_{n_2}$, გამოისახება ფორმულით

$$N_{n_1} - N_{n_2} = N_t \left(\left(\frac{q_t}{q_{n_1}} \right)^{v-1} - \left(\frac{q_t}{q_{n_2}} \right)^{v-1} \right) = N_t q_t^{v-1} \left(\frac{1}{q_{n_1}^{v-1}} - \frac{1}{q_{n_2}^{v-1}} \right).$$

როგორც ვხედავთ, ეს დებულება არის ლორენცის წირის აგების დროს გამოყენებული პრინციპის საპირისპირო: თუ ლორენცის წირის აგებისას ვეძებთ ქონებას, რომელსაც სიმდიდრის ზრდის მიხედვით დალაგებული მოსახლეობის გარკვეული ნაწილი ფლობს, როზანოვთან წყდება საპირისპირო ამოცანა: მოსახლეობის რა ნაწილი ფლობს ქონებას,

რომელიც მოცემულ ინტერვალში მდებარეობს. ცხადია, რომ ეს ორი ამოცანა ურთიერთკავშირშია და ერთი მათგანის გადაწყვეტა ნიშნავს მეორის ამოხსნასაც. საქართველოსთვის როზანოვის მეთოდით ეკონომიკური სტრუქტურის გამომსახველი ცხრილია 21, რომლებიც, ცხადია, სიახლეა. ამ ცხრილის კერძო შედეგია, რომ საქართველოში 100.000.000\$-ის შოვნა ფაქტიურად შეუძლებელია.

როგორც ვიცით, პარეტოს განაწილება მოქმედებს მდიდრების ფენაში. ღარიბ და საშუალო ფენაში ეკონომიკური სტრუქტურის ასაგებად ჩვენ საქართველოსთვის პირველად გამოვიყენეთ ლოგნორმალური განაწილება (კოლმაკოვი, 2016), ანუ ისეთი განაწილება, რომლის ლოგარითმი არის ნორმალურად განაწილებული. როგორც ვიცით, ლოგნორმალური განაწილება ასევე მძიმე კუდიანია, ოღონდ პარეტოსთან შედარებით უფრო ნაკლებად მძიმე კუდით. ნაჩვენებია, რომ ნორმალური განაწილება ვერ ასახავს ადექვატურად ღარიბი და საშუალო ფენების ეკონომიკურ სტრუქტურას საქართველოში, როგორც მოსალოდნელი იყო - იხ. ცხრილი 28. მეორეს მხრივ, სტატისტიკურ მონაცემებზე დაყრდნობით თუ საქართველოსთვის გამოვთვლით ლოგნორმალური განაწილების

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

პარამეტრებს - მათემატიკურ ლოდინს და საშუალო კვადრატულ გადახრას, მივიღებთ, რომ ლოგნორმალური განაწილება ღარიბი და საშუალო ფენების გარკვეულ საზღვრებში ადექვატურად აღწერს საქართველოს მოსახლეობის ეკონომიკურ სტრუქტურას - ცხრილი 35.

ამრიგად, დისერტაციაში მიღებული ახალი შედეგები მნიშვნელოვნად შეესაბამებინ ამ მიზნებს, რომლებიც გვქონდა დასახული: აგებულია საქართველოდან მიგრაციის ახალი მოდელი და დასაბუთებულია მისი ადექვატურობა რეალური მიგრაციის მიმართ, რის შედეგად მიგრაციის მოდელის კოეფიციენტების საშუალებით შესაძლებელი ხდება იმ ფაქტორების გამოვლენა, რომლებიც ხელს უწყობენ ან უშლიან მიგრაციას; გამოთვლილია უთანასწორობის რიგი ინდექსებისა, რაც გარკვეულ წარმოდგენას გვაძლევს ქართული საზოგადოების სტრუქტურაზე; და ბოლოს, აგებულია მოდელი,

რომელიც საშუალებას იძლევა, გავარკვიოთ, მოსახლეობის რა ნაწილი ფლობს კონკრეტულ სიკეთეს მოცემულ შუალედში; ამ მოდელს, ჩვენი აზრით, შეიძლება დავუძახოთ ქართული საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის მოდელი.

ლიტერატურა:

1. აბრამიტსკი..., 2012 1 - Abramitzky, R., Boustan, L., Eriksson, K. Europe's Tired, Poor, Huddled Masses: Self-Selection and Economic Outcomes in the Age of Mass Migration. *American Economic Review*, 102(5), p. 1832–1856, 2012.
2. აბრამიტსკი..., 2012 2 - Abramitzky, R., Boustan, L., Eriksson, K. Have the Poor Always Been Less Likely to Migrate? Evidence From Inheritance Practices During the Age of Mass Migration. NBER Working Paper, Issue No. 18298, 2012.
3. ამერიკის ხმა, 2018 - ამერიკის ხმა, ყველაზე მეტი ქართველი ემიგრანტი რუსეთში ცხოვრობს. [Online], 2018. Available at: <https://www.amerikiskhma.com/a/global-migrant-stocks/4276406.html> [Accessed 8 09 2019].
4. ანდერსონი, 1979 - Anderson, J. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *The American Economic Review*, 69(1), pp. 106-116, 1979.
5. ანონი, 2014 - Анон. Измерение бедности и социальной интеграции в ЕС, Нью-Йорк: Европейская экономическая комиссия Организации Объединённых наций, 2014.
6. არნოლდ, 2015 - Arnold, B. C. *Pareto Distributions*. London: CRC Press, 2015.
7. ატკინსონი, 1970 - Atkinson, A. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2(3), pp. 244-263, 1970.
8. ატკინსონი..., 1957 - Aitchison, J., Brown, J. *The Lognormal Distribution*. Cambridge : Cambridge Univ. Press, 1957.
9. აშშ ცსს, 2019 - CIA of USA. the World Factbook. [Online] Available at: <https://www.cia.gov/library/publications/resources/the-world-factbook/geos/wa.html> [Accessed 13 08 2019], 2019.
10. ბანერჯი..., 1981 - Banerjee , B., Kanbur, S. On the specification and estimation of macro rural–urban migration functions: with an application to Indian data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 43, p. 7–29, 1981.

11. ბარდაველიძე..., 2018 - ბარდაველიძე, . ა., ბარდაველიძე , ბ. ექსპერიმენტის დაგეგმვის სტრატეგიული და ტაქტიკური ტექნოლოგიის იმიტაციური მოდელირება Matlab-ის გარემოში. ქუთაისის ა. წერეთლის სახელმწიფო უნივერსიტეტი. ბიზნესისთვის, მ., 2018. <https://m2b.ge>. [Online] Available at: <https://m2b.ge/post/177009-laris-kursis-dinamika-2017-wels-mizezebi-da-molodinebi> [Accessed 7 ივლისი 2019].
12. ბარო..., 1991 - Barro, R., Sala-I-Martin, X., Blanchard, O., HallSource:, R. Convergence Across States and Regions. Brookings Papers on Economic Activity, 1991(1), pp. 107-182, 1991.
13. ბელუ, 2006 - Bellu, L. Inequality Analysis. The Gini Index. New York: FAO, 2006.
14. ბელუ..., 2005 - Bellu , L. & Liberati P. The Lorenz Curve. New York: FAO, 2005.
15. ბელუ..., 2006 - Bellu, L. & Liberati, P. Inequality and Axioms for its Measurment. N.-Y.: FAO, 2006.
16. ბორგერ, 2010 - Borger, S. Self-Selection and Liquidity Constraints in Different Migration Cost Regimes. <http://econ.ucsd.edu/~sborger/Constraint1.pdf>, 2010.
17. ბრეგვაძე, 2016 - ბრეგვაძე, გ. წყალდიდობების რისკების შეფასება კლიმატის ცვლილების ფონზე. თბილისი: თსუ, 2016.
18. ბუკლეი..., 2002 - Buckley, J., Eslami, E. An Introduction to Fuzzy Logic and Fuzzy Sets. New York: Springer-Verlag, 2002.
19. გაერო, 2010 - UN. The Real Wealth of Nations:.. NY: Published for the. United Nations, N. Y., 2010. World Population Prospects (The 2015 Revision). [Online] Available at: <http://esa.un.org/unpd/wpp/Publications/Files/Key Findings WPP 2015.pdf> [Accessed 30 July 2019].
20. გაერო, 2019 - United Nations, N. Y. World Population Prospects. [Online], 2019. Available at: <http://esa.un.org/unpd/wpp/Publications/Files/Key Findings WPP 2015.pdf> [Accessed 13 08 2019].
21. გატაკო..., 2008 - Ghatak, S., Mulhern, A., Watson, J. Inter-regional migration in transition economies: The case of Poland. Review of Development Economics, 12(1), p. 209–222, 2008.

22. გეორგიუ..., 2015 - Gheorghiu, A., Spanoiescu, I. An Econophysics Model of the Migration Phenomena. [Online], 2015. Available at: <http://arxiv.org/ftp/arxiv/papers/1202/1202.0996.pdf> [Accessed 2019].
23. გოლგერი, 2012 - Golgher, A. The Selectivity of Migration and Poverty Traps in Rural Brazil. *Population Review*, 51(1), pp. 9-27, 2012.
24. გოლგერი..., 2008 - Golgher, A., Rosa, C. & de Araújo Junior, A. Determinants of migration in Brazil: regional polarization and poverty traps. *Papeles de Poblacion*, Volume 56, pp. 135-171, 2008.
25. გრიგო, 1977 - Grigg, D. E. G. Ravenstein and the “ laws of migration”. *Journal of Historical Geography*, 3(1), pp. 41-54, 1977.
26. გრიინვუდი, 1969 - Greenwood, M. An Analysis of the Determinants of Geographic Labour Mobility in the United States. *Review of Economics and Statistics*, 51(2), pp. 189-194, 1969.
27. გუპტა, 2017 - Gupta , R. S. *Hydrology and Hydraulic Systems*. Fourth ed. Illinois: Waveland Press, 2017.
28. გუპტა..., 2014 - Gupta, P., Mehlat, M., Inuiguchi, M., Chandra, S. *Fuzzy portfolio optimization*. New York: Springer Verlag, 2014.
- დეი..., 2001 - Day, K. & Winer, S. *Interregional Migration and Public Policy in Canada: An Empirical Study*. Otava: Applied Research Branch Strategic Policy Human Resources Development Canada, 2001.
29. დეიტონი..., 1980 - Deaton, A., Muellbauer, J. *Economics and Consumer Behavior*. New York: Cambridge University Press, 1980.
30. დიასპორის სამინისტრო, 2015 - დიასპორის სამინისტრო. დიასპორის სახელმწიფო მინისტრის აპარატის არაოფიციალური სტატისტიკა. [Online], 2015. Available at: <http://opendata.ge/ka/request/42514> [Accessed 7 10 2019].

31. ევროკომისია, 2014 - Европейская экономическая комиссия. Измерение бедности и социальной интеграции в ЕС. Организации Объединённых наций, Рабочий документ 25, 2014.
32. ეტზო, 2011 - Etzo, I. The determinants of the recent interregional migration flows in Italy: a panel data analysis. *Journal of regional science*, 51(5), p. 948–966, 2011.
33. ვაკულენკო, 2013 – Вакуленко Е. С. Моделирование миграционных потоков на уровне регионов, городов и муниципальных образований (Диссертация), 2103.
34. ვიკიპედია, 2019 - ვიკიპედია. საქართველოს დემოგრაფია. [Online] Available at: https://ka.wikipedia.org/wiki/საქართველოს_დემოგრაფია [Accessed 30 July 2019].
35. ვლასოვი..., 2005 - Власов, М., Шимко, П. Моделирование экономических процессов. Ростов: Феникс, 2005.
36. ზურაბიშვილი, 2007 - ზურაბიშვილი, თ. შრომითი მიგრაცია თიანეთიდან. დისერტაცია, 2007.
37. თუთბერიძე..., 2016 1 - Tutberidze, Gocha; Pipia, Qetevan; Rakviashvili, Giorgi; Kuntchulia, Paata, On Electrostatic Models of Migration .. თსუ პაატა გუგუშვილის სახელობის ეკონომიკის ინსტიტუტი, სამეცნიერო შრომების კრებული, Volume 9, pp. 410-414, 2016.
38. თუთბერიძე..., 2016 2 - თუთბერიძე, გ.; ფიფია, ქ.; რაქვიაშვილი, გ.; კუნჭულია, პ. მოსახლეობის მიგრაციის გრავიტაციული მოდელების შესახებ. გლობალიზაცია და ბიზნესი, ტ. 1, გვ. 53-59, 2016.
39. თუთბერიძე..., 2017 - თუთბერიძე, გოჩა; ფიფია, ქეთევანი; რაქვიაშვილი, გიორგი. საზოგადოების ეკონომიკური სტრუქტურის რაოდენობრივი მაჩვენებლების გამოთვლის თეორიული საფუძვლები. გლობალიზაცია და ბიზნესი, ტ. 3, გვ. 82-90, 2017.
40. თუთბერიძე..., 2018 - Tutberidze, Gocha; Pipia, Qetevan; Rakviashvili, Giorgi. The Measuring of the Gini, Theil and Atkinson Indices for Georgia Republic and Some Other Countries. *Globalization and Business*, Volume 5, pp. 110-118, 2018.

41. იანგი, 1924 - Young, E. The Movement of the Farm Population. Bulletin 426. New York: Agricultural Experiment Station, 1924.
42. იტზაკი, 1998 - Yitzhaki, S. More than a Dozen Alternative Ways of Spelling Gini. Research on Economic Inequality, Volume 8, pp. 13-30, 1998.
43. კაკულია, 2017 - კაკულია მ. ქრონიკული სიღარიბე და შემოსავლების უთანაბრობა საქართველოში (ეკონომიკურ-სტატისტიკური კვლევა).2017.
44. კაკულია, 2018 - კაკულია მ. საშუალო კლასი საქართველოში: რაოდენობრივი შეფასება, დინამიკა და პროფილი. თბილისი, 2018.
45. კახნიაშვილი, 2017 - კახნიაშვილი, ნ. სიღარიბის დაძლევის ფინანსური ასპექტები საქართველოში. თბილისი: საქართველოს ტექნიკური უნივერსიტეტი, 2017.
46. კინფუ..., 2005 - Kinfu, Y., Taylor, J.,. Spatial mobility among Indigenous Australians: Patterns and determinants. Working Papers in Demography 97, Demography & Sociology Program. Canberra,,: Australian National University, 2005.
47. კოველი, 2009 - Cowell, F. A. Measuring Inequality. London: Oxford University Press, 2009.
48. კოკშოტ..., 2005 - Cockshott, P., Coottrel, A. & Michaelson, G., Wright. Classical Econophysics I. s.l.:Wright, 2005.
49. კოლმაკოვი, 2008 - Колмаков, И. Б. Методы прогнозирования показателей уровня бедности с учетом обездоленных групп населения. Проблемы прогнозирования, Issue 5, pp. 95-109, 2008.
50. კოლმაკოვი, 2015 - Колмаков, И. Б. Методология расчетов и анализов интегральных оценок показателей поляризации денежных доходов населения. Вопросы Статистики, pp. 23-36, 2015.
51. კოლმაკოვი, 2016 - Колмаков, И. Б. Сопряжение логарифмически нормального распределения населения по уровню домашних доходов с распределением Парето. Аудит и Финансовый анализ, pp. 124-131, 2016.

52. კრამერი, 1999 - Cramer, H. Mathematical methods of statistics. Princeton : Princeton University Press, 1999.
53. კროზეტი, 2004 - Crozet, M. Do migrants follow market potentials? An estimation of new economic geography model. *Journal of Economic Geography*, Volume 4, pp. 439-458, 2004.
54. კროუ, 1988 - Crow E.L., S. K.,. Lognormal Distributions_ Theory and Applications. New York: Routledge, 1988.
55. ლამბერტინი, 2000 - Lambertini, I. Quantum Mechanics and Mathematical Economics are Isomorphic. University of Bologna, pp. 1-17, 2000.
56. ლანგე, 1964 - Ланге, О. Введение в эконометрику. Москва: Прогресс, 1964.
57. ლევერი..., 2008 - Lewer, J. van den Berg, H. A gravity model of immigration. *Economics Letters*, Volume 99, p. 164–167, 2008.
58. ლეიტაო, 2010 - Leitao, N. The gravity model and united states trade. *European Journal of Economics. Finance and Administrative Sciences*, Volume 20, pp. 92-100, 2010.
59. ლეონტიევი, 1941 - Leontief, W. The Structure of American Economy. New York, 1941.
60. ლიბმანი..., 2011 - Libman, A., Herrmann-Pillath, C. & Yadav, G. Are Human Rights and Economic Well-Being Substitutes? Evidence from Migration Patterns across the Indian States. Frankfurt : Frankfurt School - Working Paper Series 163, Frankfurt School of Finance and Management, 2011.
61. ლიი, 1966 - Lee, E. A Theory of Migration. *Demography*, 3(1), pp. 47-573, 1966.
62. ლოური, 1966 - Lowry, I. Migration and metropolitan growth: two analytical models. San Francisco: Chandler Publishing Company, 1966.
63. მაკენზი..., 2010 - McKenzie, D., Rapoport, H. Self-Selection Patterns in Mexico-US Migration: The Role of Migration Networks. *Review of Economics and Statistics*, 92(4), pp. 811-821, 2010.
64. მალინეცკი, 2000 - Малинецкий, Г. Управление риском. Риск. Устойчивое развитие. Синергетика. Москва: РАН, 2000.

<https://www.keldysh.ru/papers/2003/source/book/gmalin/titul.htm> (წვდომა 3.02.2021).

65. მასეი, 1993 - Massey, D. S. et al. “Theories of International Migration: A review and Appraisal”, in: Population and Development Review 19(3) (1993), p. 431-466.
66. მიხალეკი..., 2010 - Michálek, A., Podolák, P. Socio-economic disparities and migration in Slovakia. Moravian Geographical Reports, 18(2), pp. 36-45, 2010.
67. მოლო, 1986 - Molho, I. Theories of Migration: A Review. Scottish Journal of Political Economy, 33(4), pp. 396-419, 1986.
68. მოლოი..., 2011 - Molloy, R., Smith, C., Wozniak, A. Internal Migration in the United States. Journal of Economic Perspectives, 25(3), p. 173–196, 2011.
69. მსოფლიო ბანკი, 2017 - World Bank. Percentage share of income or consumption. <http://wdi.worldbank.org/table/1.3>, 2017.
70. მსოფლიო ბანკი, 2019 - World Bank. GDP per Capita by Country. Statistics from the World Bank, 1960-2017. [Online] , 2019. Available at: <https://knoema.com/jesqmb/gdp-per-capita-by-country-statistics-from-the-world-bank-1960-2017?country=Spain> [Accessed 24 August 2019].
71. მულერნი..., 2009 - Mulhern , A., Watson, J. Spanish internal migration: Is there anything new to say?. Spatial Economic Analysis, 4(1), p. 103–120, 2009.
72. ნაპოლიტანო..., 2010 - Napolitano, O., Bonasia, M. Determinants of different internal migration trends: The Italian experience. MPRA Paper, 21734, 2010. Available at: <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/21734/>. [Accessed 6 August 2019].
73. ნგუენგ-ჰოანგი..., 2010 - Nguyen-Hoang, P., McPeak, J. Leaving or staying: Inter-provincial migration in Vietnam. Asian and Pacific Migration Journal, 19(4), p. 473–500, 2010.
74. ნედასეკინი, 2006 - Недосекин, А. Оценка риска бизнеса на основе нечетких данных. Москва, 2006.
75. ნიმმიკი, 2003 - Ныммик, А. Использование географических моделей в моделирование сети аэроперевозок. Transport and Telecommunication, 4(1), pp. 39-44, 2003.

76. ოლივერი,1964 - Oliver, F. Inter-Regional Migration and Unemployment, 1951-61. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 127(1), pp. 42-75, 1964.
77. 50 ლექცია მიკროეკონომიკაში...,2004 – 50 Лекций по Микроэкономике (коллектив авторов), т. 2, Санкт-Петербург, 2004.
78. ორტეგა..., 2013 - Ortega, F., Peri, G. The Effect of Income and Immigration Policies on International Migration. *NBER Working Paper*, Issue No. 18322, 2013.
79. პაასი..., 2008 - Paas, T., Scannel, N. & Tafenau, E. Gravity Equation Analysis in the Context of International Trade. *Eastern European Economics*, Volume 46, p. 92–113, 2008.
80. პაგლინი, 1965 - Paglin, M. The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision. *THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW*, 65(4), pp. 598-609, 1965.
81. პაპავა ..., 2018-პაპავა, ვ., სილაგაძე, ა. ერთი საკვანძო ეკონომიკური ტერმინის – “GROSS DOMESTIC PRODUCT”-ის ქართული სახელწოდების შესახებ ,*ეკონომიკა და ბიზნესი* N4 გვ.180-181, 2018.
82. პირასი, 2012 - Piras, R. Internal migration across Italian regions: macroeconomic determinants and accommodating potential for a dualistic economy. *The Manchester School*, 80(4), p. 499–524, 2012.
83. პიუს საკვლევო ცენტრი, 2019 - Pew Research Center. Pew Research Center. [Online] Available at: <https://www.pewresearch.org/>, 2019. [Accessed 8 09 2019].
84. პაუერტი, 2002 - Poverty Measurement and Analysis. World Bank. 2002
85. რავენშტეინი, 1885 - Ravenstein, E. The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, 48(2), pp. 167-235, 1885.
86. რასელი, 2012 – Russell K. Theories and Typologies of Migratio-An Overview and A Primer. *Willy Brandt Series of Working Papers*, 3(12), pp. 3-43, 2012.
87. რეილი, 1931 - Reilly, W. The law of retail gravitation. New York: Knickerbocker Press, 1931.

88. რობიტაშვილი, 2012 - რობიტაშვილი, ნ. მოსახლეობის შემოსავლებისა და ცხოვრების დონის დიფერენციაციის სტატისტიკის აქტუალური საკითხები საქართველოში. ბათუმი: ბათუმის შ. რუსთაველის სახელმწიფო უნივერსიტეტი, 2012.

89. როზანოვი, 2007 - Розанов, В. Б. Экономическая структура Российского общества. (Харитонов В., Ежов А. Экономическая физика. Москва: МИФИ, pp. 560-600, 2007).

90. რუსეთის სახსტატი, 1996 - ГоскомстатРоссии. Методологические положения по статистике. Москва, 1996.

91. სარა..., 2010 - Sarra, A., Signore, M. A Dynamic Origin-constrained Spatial Interaction Model Applied to Poland's Inter-provincial Migration. Spatial Economic Analysis, 5(1), pp. 29-41, 2010.

92. საქართველოს მთავრობა, 2018 - საქართველოს მთავრობა. საქართველოს სოციალურ-ეკონომიკური განვითარების სტრატეგია 2020 (საქართველოს მთავრობის პროგრამა), თბილისი: საქართველოს მთავრობა, 2018.

93. საქსტატი, 2016 - საქსტატი. <http://census.ge/>. 2016, [Online] Available at: http://census.ge/files/results/Census%20Release_GEO.pdf [Accessed 7 ივლისი 2019].

94. საქსტატი, 2018 1 - საქსტატი. geostat. [Online] , 2018. Available at: http://www.geostat.ge/?action=page&p_id=148&lang=geo [Accessed 27 09 2018].

95. საქსტატი, 2018 2 - საქსტატი. ჯინის კოეფიციენტი. [Online] 2018. Available at: http://www.geostat.ge/?action=page&p_id=1459&lang=geo [Accessed 13 08 2019].

96. საქსტატი, 2019 - საქსტატი. geostat/ge. [Online] 2019. Available at: <https://www.geostat.ge/media/20614/mamakacis-saarsebo-minimumi-%28geo%29.pdf> [Accessed 20 სექტემბერი 2019].

97. სბორშჩიკოვი, 2018 - სბორშჩიკოვი, ა. ზოგიერთი სეისმური პროცესის ალბათურ-სტატისტიკური მოდელირება. თბილისი: თსუ, 2018.

98. სილაგი..., 2011 - Silaghi, M., Ghatak, S. Why do they move from rural to urban areas? Inter-regional migration in Romania. Romanian Journal of Economic Forecasting, Volume 1, pp. 143-158, 2011.
99. სლოვობოტოვი, 2010 - Словохотов, Ю. Аналогии фазовых переходов в экономике и демографии. Компьютерные исследования и моделирование, 2(2), p. 209–218, 2010.
100. სორნეტე..., 1996 - Sornette, d., Johansen, j., Bouchaudj. Stock Market Crashes, Precursors and Replicas. J. Phys. I France , Volume 6, pp. 167-175, 1996.
101. სტიუარტი, 1941 - Stewart, J. An Inverse Distance Variation for Certain Social Influences. Science, New Series, 93(2404), pp. 89-90, 1941.
102. სტოუფერი, 1940 - Stouffer, S. Intervening Opportunities: A Theory Relating to Mobility and Distance. American Sociological Review, 5(6), p. 845–867, 1940.
103. სუზავა, 1983 - Suzawa, G. Note on the Kakwani and Podder Method of Fitting Lorenz Curves. In: R. Sato & M. Beckmann, eds. Technology, Organization and Economic Structure_ Essays in Honor of Prof. Isamu Yamada. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems. New York: Springer-Verlag, pp. 122-126, 1983.
104. ტაბულა, 2018 - ტაბულა. საქართველოს მოსახლეობის მხოლოდ 0.6%-ს აქვს თვეში 5,000 ლარზე მეტი შემოსავალი. [Online] 2018. Available at: <http://tbl.ge/2t1g> [Accessed 29 09 2018].
105. ტეხასის უნივერსიტეტი, 2018 - University of Texas. Measuring Inequality Project. <https://utip.lbj.utexas.edu/tutorials.html>. 2018.
106. ფანი..., 2010 - Phan, D., Coxhead, I. Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition. Journal of Development Economics, Volume 91, p. 100–112, 2010.
107. ფიდრმუცი, 2004 - Fidrmuc, J. Migration and regional adjustment to asymmetric shocks in transition economies. Journal of Comparative Economics, 32(2), pp. 230-247, 2004.

108. ფიფია, 2009 - ფიფია, ქ. ახალი მსოფლიო სარეზერვო ვალუტის შესახებ. პაატა გუგუშვილის ეკონომიკის ინსტიტუტი, სამეცნიერო შრომების კრებული, Volume 2, pp. 239-245, 2009.
109. ფიფია, 2015 - ფიფია, ქ. მოსახლეობის მიგრაციის ელექტროსტატიკური მოდელების შესახებ.. თსუ პაატა გუგუშვილის სახ. ინსტიტუტი, ეროვნული ეკონომიკის მდგრადი განვითარების აქტუალური პრობლემები. , გვ. 99-102, 2015.
110. ფიფია, 2019 - Pipia, Q. Study of the Distribution of Wealth in the Middle and Top Segments of the Population of Georgia. Globalization and Business, Volume 7, pp. 130 -141, 2019.
111. ფიფია..., 2020 - Pipia Q., Tutberidze G., Rakviashvili G., Rakviashvili K. About a new migration model for Georgia. Globalization and Business, #10, pp 130-137, 2020.
112. ფოსი..., 2013 - Foss S., Korshunov D., Zachary S. An Introduction to Heavy-Tailed and Subexponential Distributions. Springer-Verlag, 2013
113. ფურთუხია, 2011 - ფურთუხია, ო. ალბათობის თეორია და მათემატიკური სტატისტიკა მაგალითებსა და ამოცანებში. თბილისი: თსუ, 2011.
114. ქვარცხავა, 2016 - ქვარცხავა, მ. აშშ - რატომ ტყუოდნენ საპრეზიდენტო კანდიდატების რეიტინგები? 2016 [Online] Available at: <https://on.ge/story/5494-%E1%83%A0%E1%83%90%E1%83%A2%E1%83%9D%E1%83%9B%E1%83%A2%E1%83%A7%E1%83%A3%E1%83%9D%E1%83%93%E1%83%9C%E1%83%94%E1%83%9C%E1%83%A1%E1%83%90%E1%83%9E%E1%83%A0%E1%83%94%E1%83%96%E1%83%98%E1%83%93%E1%83%94%E1%83%9C%E1%83%A2%E1%83%9D-%E> [Accessed 08 09 2019].
115. შლეგერისი, 2019 - Shlegeris, B. Gini coefficient calculator, 2019 [Online] Available at: <http://shlegeris.com/gini> [Accessed 13 08 2019].
116. ჩაკრაბარტი..., 2006 - Chakrabarti, B., Chakraborti, A., Chatterjee, A. Econophysics and Sociophysics. s.l.:Wiley-VCH, 2006.
117. ჩერნავსკი..., 2002 - Чернавский, Д., Старков, Н. Щербаков, А, О проблемах физической экономики. Успехи Физических Наук, 172(7), pp. 1045-1066, 2002.

118. ჩიქავა, 1997 - ჩიქავა, ლ. ეკონომიკური თეორიი მოკლე კურსი. თბილისი: სიახლე, 1997.
119. ციპფი, 1969 - Zipf, G. Human Behavior and the Principle of Least Effort. Massachusetts: Addison-Wesley Press, 1969.
120. ჭელიძე, 2018 - ჭელიძე, ი. საკრედიტო რისკების შეფასების თანამედროვე მეთოდები. თბილისი: ქართულ-ამერიკული უნივერსიტეტი, 2018.
121. ჭელიძე..., 2015 - ჭელიძე, ი., ცაბაძე, თ. საკრედიტო რისკის შეფასება ფაზი სიმრავლეებით. ეკონომიკა და საბანკო საქმე, 3(1), pp. 45-56, 2015.
122. ხარიტონოვი..., 2007 - Харитонов В.В., Ежов А.А. (ред.)-Экономическая физика, М., 2007.
123. ხაჩატურიანი, 2009 - ხაჩატურიანი, რ. საერთო ეკონომიკური წონასწორობა გარდამავალ პერიოდში. თბილისი: ბასიანი, 2009.
124. ჰარისი..., 1970 - Harris, J., Todaro, M. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. American Economic Review, 2(1), p. 126-142, 1970.
125. ჰაურინი, 1980 - Haurin, D. The regional distribution of population, migration, and climate. The Quarterly Journal of Economics, 95(2), pp. 293-308, 1980.
126. ჰილბრანი, 2010 - Hillebran, E. Poverty, growth, and inequality over the next 50 years. Expert Meeting on How to feed the World in 2050, pp. 1-23, 2010.
127. ჰირსტი, 1976 - Hirst, M. A Markovian Analysis of Inter-Regional Migration in Uganda. Geografiska Annaler, 58(2), pp. 79-94, 1976.
128. ჰორვატი, 2007 - Horváth, R. Inter-regional migration of Czech population: The role of liquidity constraints. Ekonomicky Casopis, 55(8), pp. 731-746, 2007.
129. ჰუვერი, 1984 - Hoover, E. An Introduction to Regional Economics. s.l.:UCEB, 1984.

დანართები

დანართი 1. მშპ-ს განაწილება - მსოფლიო ბანკი

Reference year	Gini Index (World Bank estimate)	Percentage share of income or consumption						
		Lowest 10%	Lowest 20%	Second 20%	Third 20%	Fourth 20%	Highest 20%	Highest 10%
Afghanistan
Albania	2012	29.0	3.7	8.9	13.2	17.3	22.8	37.8
Algeria	2011	27.6	4.0	9.4	13.7	17.5	22.3	37.2
American Samoa
Andorra
Angola	2008	42.7	2.1	5.4	9.6	14.5	21.9	48.5
Antigua and Barbuda
Argentina	2016	42.4	1.8	5.0	9.6	15.0	22.7	47.6
Armenia	2016	32.5	3.3	7.9	12.1	17.0	22.8	40.2
Aruba
Australia	2014	35.8	2.4	6.8	12.0	16.1	22.1	43.0
Austria	2015	30.5	3.0	7.9	13.2	17.6	22.9	38.4
Azerbaijan	2005	26.6	4.8	10.8	13.9	16.6	20.9	37.8
Bahamas, The
Bahrain
Bangladesh	2016	32.4	3.7	8.6	12.4	16.1	21.4	41.4
Barbados
Belarus	2016	25.3	4.2	9.9	14.4	17.9	22.3	35.5
Belgium	2015	27.7	3.4	8.6	14.0	18.1	22.7	36.5
Belize	1999	53.3	0.9	3.2	7.7	12.0	19.4	57.7
Berlin	2015	47.8	1.0	3.2	9.6	14.2	20.8	52.1
Bermuda
Bhutan	2012	38.8	2.7	6.7	10.8	15.0	21.4	46.1
Bolivia	2016	44.6	1.1	3.9	9.5	14.9	22.8	49.0
Bosnia and Herzegovina	2011	33.0	2.9	7.5	12.3	16.7	22.9	40.7
Botswana	2015	53.3	1.5	3.9	7.0	11.1	19.5	58.5
Brazil	2016	53.7	1.0	3.2	7.3	12.0	19.2	58.3
Brunei Darussalam
Bulgaria	2014	37.4	2.0	6.0	11.8	16.2	22.1	43.9
Burkina Faso	2014	35.3	3.6	8.3	11.7	15.0	20.6	44.3
Burundi	2013	38.6	2.8	6.9	11.0	15.0	20.8	46.3
Cambodia
Cameroon	2014	46.6	1.7	4.5	8.5	13.7	21.6	51.7
Canada	2013	34.0	2.4	6.6	12.3	17.0	23.3	40.7
Cabo Verde	2007	47.2	2.0	5.0	8.7	13.0	20.0	53.3
Cayman Islands
Central African Republic	2008	56.2	1.2	3.3	7.0	11.1	17.7	60.9
Chad	2011	43.3	1.8	4.9	9.7	14.8	21.8	48.8
Channel Islands
Chile	2015	47.7	1.7	4.8	8.9	13.0	19.7	53.6
China	2015	38.6	2.6	6.4	10.6	15.3	22.3	45.4
Hong Kong SAR, China
Macao SAR, China
Colombia	2016	50.8	1.3	3.9	8.0	12.6	19.9	55.7
Comoros	2013	45.3	1.6	4.5	9.1	13.9	22.2	50.4
Congo, Dem. Rep.	2012	42.1	2.1	5.5	10.0	14.5	21.6	48.4
Congo, Rep.	2011	48.9	1.6	4.2	8.2	13.2	20.7	53.7
Costa Rica	2016	48.7	1.5	4.2	8.3	12.8	20.6	54.0
Cote d'Ivoire	2015	41.5	2.1	5.7	10.2	14.6	21.6	47.8
Croatia	2015	31.1	2.7	7.3	13.1	17.8	23.5	38.4
Cuba
Curaçao
Cyprus	2015	34.0	3.2	7.9	12.1	16.2	21.7	42.1
Czech Republic	2015	25.9	3.9	9.7	14.7	17.8	21.9	35.9
Denmark	2015	28.2	3.7	9.4	13.9	17.2	21.8	37.7
Djibouti	2013	44.1	1.7	4.9	9.7	14.6	20.9	50.0
Dominica
Dominican Republic	2016	45.7	1.8	4.9	9.0	13.8	20.8	51.5
Ecuador	2016	45.0	1.6	4.7	9.4	14.1	21.4	50.5
Egypt, Arab Rep.	2015	31.8	3.9	9.1	12.8	16.0	20.6	41.5
El Salvador	2016	40.0	2.3	5.9	10.6	15.2	21.9	46.4
Equatorial Guinea
Eritrea
Estonia	2015	32.7	2.7	7.5	12.5	16.4	23.2	40.4
Ethiopia	2015	39.1	2.6	6.6	11.0	15.0	20.6	46.7
Faroe Islands
Fiji	2013	36.7	3.1	7.5	11.3	15.2	21.3	44.7
Finland	2015	27.1	3.9	9.4	14.0	17.5	22.4	36.7

France	2015	32.7	3.1	7.9	12.8	16.7	21.7	40.9	26.6
French Polynesia
Gabon	2005	42.2	2.3	5.8	10.1	14.4	21.1	48.7	33.1
Gambia, The	2015	35.9	3.0	7.4	11.6	15.7	21.8	43.6	28.7
Georgia	2016	36.6	2.6	6.7	11.5	15.9	22.2	43.7	28.1
Germany	2015	31.7	3.1	7.8	12.9	17.0	22.6	39.7	24.8
Ghana	2016	43.5	1.6	4.7	9.6	14.8	22.3	48.6	32.2
Greece	2015	36.0	1.9	5.9	11.8	17.0	23.5	41.8	26.2
Greenland
Grenada
Guam
Guatemala	2014	48.3	1.7	4.5	8.6	13.2	20.1	53.6	38.0
Guinea	2012	33.7	3.0	7.6	12.2	16.4	22.4	41.5	26.4
Guinea-Bissau	2010	50.7	1.6	4.5	8.3	12.2	18.3	56.7	42.0
Guyana	1998	44.6	1.5	4.5	9.7	14.7	21.5	49.6	34.1
Haiti	2012	41.1	2.1	5.5	10.3	15.2	21.9	47.1	31.2
Honduras	2016	50.0	1.0	3.2	7.8	13.3	21.5	54.2	36.8
Hungary	2015	30.4	3.0	7.8	13.3	17.6	22.9	38.4	23.8
Iceland	2014	27.8	3.9	9.4	13.8	17.6	21.9	37.3	23.5
India	2011	35.7	3.5	8.1	11.7	15.2	20.5	44.4	30.1
Indonesia	2016	38.6	2.9	6.9	10.6	15.1	21.6	45.8	30.4
Iran, Islamic Rep.	2016	40.0	2.4	6.1	10.5	14.9	21.7	46.7	30.9
Iraq	2012	29.5	3.7	8.8	13.1	17.1	22.5	38.5	23.7
Ireland	2015	31.8	3.1	8.0	12.9	16.9	22.1	40.2	25.4
Isle of Man
Israel	2016	38.9	1.9	5.2	10.7	16.4	23.6	44.2	27.7
Italy	2015	35.4	1.8	5.9	12.1	17.2	23.5	41.3	25.7
Jamaica	2004	45.5	2.1	5.3	9.2	13.2	20.6	51.6	35.8
Japan	2008	32.1	2.7	7.4	12.9	17.3	22.7	39.7	24.7
Jordan	2010	33.7	3.5	8.2	12.1	15.8	21.5	42.4	27.5
Kazakhstan	2016	27.2	4.2	9.8	13.6	17.2	22.2	37.2	22.7
Kenya	2015	40.8	2.4	6.2	10.3	14.6	21.5	47.5	31.6
Kiribati	2006	37.0	2.6	6.6	11.6	16.0	21.9	43.9	29.3
Korea, Dem. People's Rep.
Korea, Rep.	2012	31.6	2.6	7.3	13.0	17.5	23.2	39.0	23.8
Kosovo	2016	26.7	3.8	9.4	14.0	17.6	22.7	36.3	21.8
Kuwait
Kyrgyz Republic	2016	26.8	4.4	10.0	13.9	17.1	21.8	37.2	22.9
Laos PDR	2012	36.4	3.2	7.6	11.5	15.3	21.0	44.6	29.8
Latvia	2015	34.2	2.5	7.1	12.3	16.4	22.8	41.5	26.1
Lebanon	2011	31.8	3.1	7.9	12.7	17.0	22.5	40.0	24.8
Lesotho	2010	54.2	0.9	2.8	6.8	11.9	20.3	58.2	40.9
Liberia	2016	35.3	2.9	7.2	11.6	16.0	22.3	42.8	27.1
Libya
Liechtenstein
Lithuania	2015	37.4	2.1	6.1	11.6	15.9	22.1	44.1	28.6
Luxembourg	2015	33.8	2.8	7.2	12.1	16.7	23.1	41.0	25.4
North Macedonia	2015	35.6	1.7	5.6	11.7	17.4	24.2	41.1	24.8
Madagascar	2012	42.6	2.2	5.7	10.0	14.1	20.7	49.4	33.5
Malawi	2016	44.7	2.6	6.4	9.8	13.3	18.8	51.7	38.1
Malaysia	2015	41.0	2.3	5.8	10.1	14.8	22.0	47.3	31.3
Maldives	2009	38.4	2.5	6.4	11.0	15.7	21.9	45.0	29.9
Mal	2009	33.0	3.3	8.0	12.1	16.2	22.5	41.3	25.7
Malta	2015	29.4	3.5	8.5	13.4	17.5	22.5	38.1	23.6
Marshall Islands
Mauritania	2014	32.6	3.0	7.5	12.4	16.9	23.0	40.2	24.9
Mauritius	2012	35.8	3.0	7.4	11.8	15.7	21.2	43.9	29.0
Mexico	2016	43.4	2.2	5.7	9.8	14.0	20.4	50.1	34.8
Micronesia, Fed. Sts.	2013	40.1	1.9	5.5	10.7	15.3	22.5	46.0	29.7
Moldova	2016	26.3	4.3	10.0	14.1	17.4	21.9	36.6	22.7
Monaco
Mongolia	2016	32.3	3.3	8.0	12.4	16.6	22.3	40.6	25.6
Montenegro	2014	31.9	3.5	8.5	12.3	16.6	22.1	40.5	25.7
Morocco	2013	39.5	2.7	6.7	10.7	14.7	20.9	47.0	31.9
Mozambique	2014	54.0	1.6	4.2	7.6	11.2	17.4	59.5	45.5
Myanmar	2015	38.1	3.0	7.3	11.3	15.0	20.6	45.7	31.7
Namibia	2015	59.1	1.0	2.8	5.8	9.8	17.9	63.7	47.3
Nepal	2010	32.8	3.5	8.3	12.1	16.2	21.8	41.5	26.4
Netherlands	2015	28.2	3.5	8.9	13.9	17.5	22.4	37.3	23.0
New Caledonia
New Zealand
Nicaragua	2014	46.2	2.0	5.1	9.2	13.7	20.0	52.1	37.2

Niger	2014	34.3	3.2	7.8	11.8	16.0	22.0	42.4	27.0
Nigeria	2009	43.0	2.0	5.4	9.7	14.4	21.6	49.0	32.7
Northern Mariana Islands
Norway	2015	27.5	3.5	9.0	14.1	17.7	22.7	36.5	22.3
Oman
Pakistan	2015	33.5	3.9	8.9	12.2	15.6	20.5	42.8	28.9
Palau
Panama	2016	50.4	1.1	3.3	8.0	12.9	21.0	54.8	37.9
Papua New Guinea	2009	41.9	1.9	5.1	10.0	15.2	22.4	47.3	31.0
Paraguay	2016	47.9	1.6	4.5	8.6	13.2	20.6	53.1	37.3
Peru	2016	43.6	1.6	4.6	9.7	14.8	22.1	48.8	32.6
Philippines	2015	40.1	2.7	6.6	10.2	14.5	21.4	47.3	31.3
Poland	2016	30.8	3.6	8.5	12.8	16.8	22.4	39.5	24.6
Portugal	2015	35.5	2.4	6.7	12.0	16.3	22.3	42.7	27.3
Puerto Rico
Qatar
Romania	2015	35.9	1.7	5.1	11.8	17.7	24.7	40.7	24.7
Russian Federation	2015	37.7	2.8	6.9	11.1	15.2	21.5	45.3	29.7
Rwanda	2016	43.7	2.4	6.0	9.8	13.6	19.8	50.8	35.6
Samoa	2013	38.7	2.7	6.8	11.1	14.9	20.8	46.4	31.3
San Marino
Sao Tome and Principe	2010	30.8	3.5	8.4	12.7	16.8	22.6	39.5	24.2
Saudi Arabia
Senegal	2011	40.3	2.3	6.1	10.3	15.0	21.7	46.9	31.0
Serbia	2015	28.5	3.7	9.0	13.5	17.3	22.5	37.7	23.1
Seychelles	2013	46.8	1.9	5.4	9.8	13.3	18.4	53.0	39.9
Sierra Leone	2011	34.0	3.3	7.9	11.9	15.8	21.9	42.4	26.9
Singapore
Sint Maarten (Dutch part)
Slovak Republic	2015	26.5	3.1	8.5	14.6	18.7	23.2	35.0	20.9
Slovenia	2015	25.4	3.9	9.6	14.5	18.2	22.6	35.1	21.0
Solomon Islands	2013	37.1	2.8	7.0	11.4	15.5	21.5	44.6	29.2
Somalia
South Africa	2014	63.0	0.9	2.4	4.8	8.2	16.5	68.2	50.5
South Sudan	2009	46.3	1.3	3.9	8.6	14.2	22.8	50.6	33.2
Spain	2015	36.2	1.9	5.8	11.7	17.0	23.5	42.1	26.2
Sri Lanka	2016	39.8	2.9	7.0	10.7	14.5	20.3	47.6	32.9
St. Kitts and Nevis
St. Lucia	2016	51.2	0.9	3.1	7.9	13.0	20.6	55.4	38.6
St. Martin (French part)
St. Vincent and the Grenadines
Sudan	2009	35.4	2.6	6.8	11.7	16.3	22.9	42.4	26.7
Suriname	1999	57.6	..	1.0	6.3	12.6	19.9	60.2	42.7
Swazini	2009	51.5	1.5	4.0	7.5	11.8	19.9	56.7	40.0
Sweden	2015	29.2	3.0	8.2	13.9	17.6	22.8	37.6	22.9
Switzerland	2015	32.3	3.2	7.8	12.5	16.8	22.6	40.2	25.2
Syrian Arab Republic	2004	35.8	3.2	7.6	11.6	15.4	21.4	44.0	28.7
Tajikistan	2015	34.0	3.0	7.4	12.0	16.4	22.4	41.7	26.4
Tanzania	2011	37.8	3.1	7.4	11.1	14.9	20.7	45.8	31.0
Thailand	2016	36.9	3.1	7.3	11.1	15.3	21.8	44.5	28.9
Timor-Leste	2014	28.7	4.0	9.4	13.4	16.9	21.8	38.4	24.0
Togo	2015	43.1	1.9	5.0	9.5	14.4	22.4	48.6	31.6
Tonga	2015	37.6	2.8	6.8	11.4	15.2	21.2	45.4	29.7
Trinidad and Tobago
Tunisia	2015	32.8	3.2	7.8	12.3	16.5	22.5	40.9	25.6
Turkey	2016	41.9	2.2	5.7	9.9	14.5	21.6	48.3	32.1
Turkmenistan	1998	40.8	2.6	6.1	10.1	14.7	21.5	47.5	31.7
Turks and Caicos Islands
Tuvalu	2010	39.1	2.7	6.6	10.8	15.0	21.3	46.4	30.7
Uganda	2016	42.8	2.5	6.1	9.8	13.8	20.4	49.8	34.2
Ukraine	2016	25.0	4.3	10.1	14.4	17.9	22.4	35.1	21.2
United Arab Emirates
United Kingdom	2015	33.2	2.9	7.5	12.2	16.8	23.0	40.6	25.4
United States	2016	41.5	1.7	5.0	10.2	15.3	22.6	46.9	30.6
Uruguay	2016	39.7	2.2	5.8	10.5	15.4	22.4	45.9	29.7
Uzbekistan	2003	35.3	2.9	7.4	12.0	15.8	21.4	43.4	28.3
Vanuatu	2010	37.6	2.7	6.7	11.1	15.5	21.8	44.8	29.4
Venezuela, RB	2006	46.9	0.5	3.2	9.2	14.5	22.3	50.7	34.1

		Lowest 10%	Lowest 20%	Second 20%	Third 20%	Fourth 20%	Highest 20%	Highest 10%	
Reference year									
Vietnam	2016	35.3	2.6	6.9	11.9	16.3	22.4	42.5	27.1
Virgin Islands (U.S.)
West Bank and Gaza	2016	33.7	2.9	7.3	11.9	16.6	23.2	41.1	25.2
Yemen, Rep.	2014	36.7	3.0	7.3	11.5	15.3	21.2	44.7	29.4
Zambia	2015	57.1	1.0	2.9	6.0	10.6	19.3	61.3	44.4
Zimbabwe	2011	43.2	2.5	5.8	9.5	14.0	21.0	49.7	33.8

Please see the online table at <http://wdi.worldbank.org/table/1.3> for observation-level metadata, which can be downloaded in Excel.

დანართი 2. დიასპორის სამინისტრო

IDFI



დიასპორის საკითხებში საქართველოს სახელმწიფო მინისტრო
STATE MINISTER OF GEORGIA FOR DIASPORA ISSUES

378-01-10-2-201504291015

N 01-10/378



29/04/2015

ინფორმაციის თავისუფლების განვითარების

ინსტიტუტის დირექტორს

მატონ გიორგი კლდიაშვილს

მატონო გიორგი,

თქვენი 2015 წლის 26 მარტის NOPD03/15-216 წერილის პასუხად, გიგზავნით არაოფიციალურ მონაცემებს საზღვარგარეთ მცხოვრები თანამემამულეების რაოდენობის შესახებ ადგილსამყოფელი ქვეყნების მიხედვით.

დანართი: 2 ფურცელი.

პატივისცემით,

ზაალ სარაჯიშვილი

სახელმწიფო მინისტრის მოვალეობის შემსრულებელი

IDFI

დიასპორის არაოფიციალური სტატისტიკა

№	ქვეყანა	რაოდენობა
1.	აშშ	არაოფიციალური მონაცემები: 80 000
2.	კანადა	არაოფიციალური მონაცემები: 1000-მდე
3.	ავსტრალია	არაოფიციალური მონაცემებით: 20-მდე
4.	დიდი ბრიტანეთი	არაოფიციალური მონაცემები: 15 000-მდე
5.	ირლანდია	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000-ზე მეტი
6.	გერმანია	არაოფიციალური მონაცემებით: 25 000
7.	ავსტრია	არაოფიციალური მონაცემებით: 10 000
8.	ნიდერლანდების სამეფო	არაოფიციალური მონაცემებით: 5 000-მდე
9.	დანია	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000
10.	ნორვეგია	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000
11.	ფინეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000
12.	შვედეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 3000
13.	საფრანგეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 20 000-მდე
14.	შვეიცარია	არაოფიციალური მონაცემებით: 2000
15.	ბელგია	არაოფიციალური მონაცემებით: 20 000-მდე
16.	იტალია	იტალიის ოფიციალური მონაცემებით: 12 124
17.	ესპანეთი	არაოფიციალური მონაცემები: 30 000-მდე
18.	პორტუგალია	არაოფიციალური მონაცემები: 3000-მდე
19.	საბერძნეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 250 000 მათ შორის 100 000-მდე ეთნიკური ბერძენი
20.	კვიპროსი	არაოფიციალური მონაცემები: 7 000-მდე ეთნიკური ბერძენი: 10 000-მდე
21.	ისრაელი	არაოფიციალური მონაცემები: 10 000-მდე ქართველი ებრაელები: 70-80 ათასამდე
22.	თურქეთი	შრომითი მიგრანტი: 100 000 ისტორიული დიასპორა: 1 მილიონზე მეტი
23.	ლატვია	არაოფიციალური მონაცემებით: 500-მდე

IDFI

24.	ლიტვა	არაოფიციალური მონაცემებით: 300
25.	ესტონეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 500-მდე
26.	პოლონეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 2000-მდე
27.	უნგრეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000-მდე
28.	ჩეხეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000-მდე
29.	სლოვაკეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 500-მდე
30.	ბულგარეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 1000-მდე
31.	რუმინეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 500-მდე
32.	მოდლოვა	არაოფიციალური მონაცემებით: 500
33.	ბელორუსი	არაოფიციალური მონაცემებით: 5000
34.	უკრაინა	არაოფიციალური მონაცემებით: 150 000-მდე
35.	ყაზახეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 7000
36.	უზბეკეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 4000
37.	ტაჯიკეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 500
38.	ყირგიზეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 200
39.	სომხეთი	არაოფიციალური მონაცემებით: 1 000
40.	რუსეთის ფედერაცია	არაოფიციალური მონაცემები: 800 000-მდე; რუსეთის მოქალაქეობა მიიღო – 285 915 (2009წ.)
41.	აზერბაიჯანი	ქართველი ეროვნების აზერბაიჯანის მოქალაქეები: მთლიანად 14 877 (1999 წ.) არაოფიციალური მონაცემები: 35 000-მდე ქართველი არაოფიციალური მონაცემები: 100 000-მდე საქართველოს მოქალაქე აზერბაიჯანელი
42.	ირანი	ისტორიული დიასპორა: 35 000-მდე
43.	იაპონია	არაოფიციალური მონაცემებით: 100

დანართი 3. საქსტატი

1. საქართველოს შინამეურნეობების განაწილება შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების და წლების მიხედვით (%) ¹									
შემოსავლის ჯგუფი (ლარი თვეში) ¹	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
0-დან 200-მდე	25.8	23.1	20.9	14.8	10.2	7.8	6.9	6.7	7.3
200-დან 400-მდე	27.8	27.3	25.9	25.2	21.8	19.2	19.6	18.6	16.8
400-დან 600-მდე	17.5	17.5	18.2	19.1	19.5	18.2	17.3	17.1	16.6
600-დან 800-მდე	10.7	11.1	11.9	12.3	14.0	14.2	14.3	12.9	13.8
800-დან 1000-მდე	6.7	7.0	7.1	8.7	9.8	10.9	10.1	11.1	10.7
1000-დან 1200-მდე	4.0	4.5	5.0	6.2	7.8	8.3	8.6	8.5	8.7
1200-დან 1400-მდე	2.4	2.9	3.3	3.9	4.5	5.7	6.0	6.2	6.2
1400-დან 1600-მდე	1.6	1.8	2.2	2.9	3.3	3.6	3.9	4.1	4.9
1600-დან 2000-მდე	1.6	2.0	2.6	3.0	3.7	5.0	5.3	5.6	6.0
2000 და მეტი	2.0	2.9	3.1	3.9	5.5	7.1	8.0	9.1	8.9

2. საქართველოს შინამეურნეობების განაწილება შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების და წლების მიხედვით (%) ¹					
შემოსავლის ჯგუფი (ლარი თვეში) ¹	2014	2015	2016	2017	
0-დან 200-მდე	7.8	6.9	6.7	7.3	
200-დან 400-მდე	19.2	19.6	18.6	16.8	

400-დან 600-მდე	18.2	17.3	17.1	16.6	
600-დან 800-მდე	14.2	14.3	12.9	13.8	
800-დან 1000-მდე	10.9	10.1	11.1	10.7	
1000-დან 1200-მდე	8.3	8.6	8.5	8.7	
1200-დან 1400-მდე	5.7	6.0	6.2	6.2	
1400-დან 1600-მდე	3.6	3.9	4.1	4.9	
1600-დან 2000-მდე	5.0	5.3	5.6	6.0	
2000-დან 3000-მდე	4.8	5.2	6.2	6.0	
3000 და მეტი	2.3	2.8	2.9	2.9	

¹ მონაცემები გაანგარიშებულია შინამეურნეობის მთლიანი საშუალო თვიური შემოსავლების მიხედვით

3. საქართველოს შინამეურნეობების განაწილება შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების და წლების მიხედვით (%)²

შემოსავლის ჯგუფი (ლარი თვეში) ²	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
0-დან 200-მდე	23.1	20.1	18.1	11.8	7.5	5.6	4.9	4.5	4.6

200-დან 400-მდე	27.1	25.9	24.3	23.9	19.9	18.0	18.1	17.2	15.1
400-დან 600-მდე	17.7	17.5	17.7	18.7	18.9	17.4	16.4	16.4	16.1
600-დან 800-მდე	10.9	11.6	12.1	12.4	14.0	13.4	13.9	12.9	13.3
800-დან 1000-მდე	7.0	7.5	7.7	9.2	10.1	11.2	10.6	11.3	10.9
1000-დან 1200-მდე	4.5	5.0	5.3	6.8	8.1	8.7	8.5	8.6	9.0
1200-დან 1400-მდე	2.7	3.3	3.8	4.1	5.4	6.1	6.6	6.7	6.7
1400-დან 1600-მდე	1.9	2.2	2.6	3.5	3.8	4.1	4.2	4.8	5.3
1600-დან 2000-მდე	1.9	2.6	3.5	3.9	4.2	5.8	6.0	6.4	6.8
2000 და მეტი	3.0	4.4	4.7	5.7	8.2	9.7	10.6	11.3	12.1

4. საქართველოს შინამეურნეობების განაწილება შინამეურნეობების შემოსავლის ჯგუფების და წლების მიხედვით (%) ²						
შემოსავლის ჯგუფი (ლარი თვეში) ¹	2014	2015	2016	2017		
0-დან 200-მდე	5.6	4.9	4.5	4.6		

200-დან 400- მდე	18.0	18.1	17.2	15.1		
400-დან 600- მდე	17.4	16.4	16.4	16.1		
600-დან 800- მდე	13.4	13.9	12.9	13.3		
800-დან 1000- მდე	11.2	10.6	11.3	10.9		
1000-დან 1200- მდე	8.7	8.5	8.6	9.0		
1200-დან 1400- მდე	6.1	6.6	6.7	6.7		
1400-დან 1600- მდე	4.1	4.2	4.8	5.3		
1600-დან 2000- მდე	5.8	6.0	6.4	6.8		
2000-დან 2500- მდე	4.0	4.0	4.6	4.8		
2500-დან 3500- მდე	3.4	4.0	4.0	4.2		
3500 და მეტი	2.3	2.6	2.7	3.1		
<p>² მონაცემები გაანგარიშებულია შინამეურნეობის მთლიანი საშუალო თვიური ფულადი და არაფულადი სახსრების მიხედვით</p>						

5. შინამეურნეობების საშუალო თვიური შემოსავალი დეცილურ ჯგუფებში, წლების მიხედვით (ლარი)პ								
დეცილური ჯგუფი ³	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
1	12.3	22.0	15.7	17.6	25.8	34.9	37.9	45.8
2	39.7	54.7	46.8	54.3	68.9	79.2	84.8	96.3
3	67.0	84.8	79.0	89.4	107.0	119.6	128.0	138.5
4	94.9	115.3	110.2	124.7	147.5	160.2	173.0	186.2
5	125.7	149.2	145.1	161.7	189.2	203.3	219.3	240.4
6	165.8	189.4	184.4	203.9	234.9	252.4	275.5	302.6
7	216.1	234.8	230.5	254.4	288.1	312.5	344.1	377.6
8	277.1	296.4	290.2	319.2	359.0	391.3	433.4	476.7
9	374.8	383.5	384.4	422.6	468.7	509.7	577.5	633.1
10	661.7	701.1	750.2	830.3	837.8	933.7	1084.2	1216.5

5. შინამეურნეობების საშუალო თვიური შემოსავალი დეცილურ ჯგუფებში, წლების მიხედვით (გაგრძელება) (ლარი)პ									
2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
65.2	67.7	75.7	81.7	113.4	142.8	159.6	165.9	166.1	155.8
130.7	137.7	148.4	159.0	202.4	243.9	272.4	282.2	289.5	290.4
183.5	194.6	211.0	224.3	276.4	334.5	376.5	382.2	397.4	409.8
240.6	255.8	280.3	299.2	355.2	427.8	481.1	493.0	505.9	525.8
302.6	326.3	354.5	382.2	445.3	527.5	596.4	610.8	634.4	652.1
378.9	411.5	445.5	479.2	551.0	645.6	729.4	749.4	790.0	802.5
472.6	516.0	560.2	602.5	684.5	792.0	894.7	931.6	969.3	988.7

600.7	662.6	716.3	765.9	868.4	991.8	1107.8	1152.0	1207.4	1231.6
802.3	888.5	970.4	1039.2	1150.9	1293.4	1450.3	1513.3	1590.9	1612.3
1520.0	1725.5	1926.8	2019.4	2137.1	2407.0	2617.6	2839.4	2885.1	2871.5
დეცილური ჯგუფები გაანგარიშებულია მთლიანი შემოსავლების მიხედვით ერთ შინამეურნეობაზე								საშუალო შემ.	9540.6
წყარო: შინამეურნეობების ინტეგრირებული გამოკვლევა, შინამეურნეობების შემოსავლებისა და ხარჯების კვლევა									954.06