

保障与分化：财险市场发展与城乡收入差距

摘要：本文将青海省保险市场发展对城乡收入差距的长期和中短期影响关系进行了探讨。具体而言，通过 Johansen 协整检验来考察长期影响关系、在建立 VEC 模型的基础上进行脉冲响应分析和方差分解来实证研究中短期影响关系，并通过 VEC 模型对未来期的青海省城乡收入差距和保险市场发展变化进行了预测。结果表明，在长期上，保险深度的提高会加大城乡收入差距，而保险密度的提高能有效减小城乡收入差距；在中短期上，保险深度和保险密度的作用效果均具有延迟性，保险深度的正向冲击会在 6 期后对城乡收入差距产生稳定的拉大作用，而保险密度的正向冲击在 3 期后对城乡收入差距产生稳定的缩小作用。无论长期还是中短期，保险密度的对城乡收入差距的影响均大于保险深度。这说明随着保险市场占 GDP 比重的不断增大在一定程度上会带来城乡收入差距的加大，而通过不断扩大保险的覆盖面则可以有效缩小城乡收入差距。最后文章基于本文的结论提出了相关的政策建议。

关键词：保险深度；保险密度；城乡收入差距；泰尔指数；Johansen 协整检验；VEC 模型

一、研究背景

青海省具有丰富的自然资源和独特的地理环境，是西部地区的重要省份之一，其经济和社会发展一直备受关注。然而由于青海独特的地理、气候条件和战略导向，农牧业依然是该省主要的经济支柱，经济发展总体缓慢。在这一背景下，青海省农村地区相对滞后的金融体系和社会保障制度将会导致城乡收入差距的不断扩大。

在过去的几十年里，中国保险市场取得了显著的发展。保险市场作为金融体系的一部分，有望可以为青海这一地区提供了一种新的经济支持和风险管理手段，但现有的研究对于其如何影响城乡居民收入差距十分空缺。因此，深入研究保险市场的发展在当前经济背景下对城乡收入差距的影响，评估其对城乡收入差距的潜在作用是一个值得深入挖掘的题材。

本文根据青海省 2001-2021 年的历史数据，通过协整分析和建立 VEC 模型考察青海省保险市场发展对城乡收入差距的长期和中短期影响，同时提出相应的政策建议，以望有助于政府和相关机构更全面地了解保险市场发展在地区经济发展中的作用和更好地制定相关政策，促进保险业更好地服务城乡居民，推动资源优化配置，推动青海省乃至整个西部地区的经济均衡发展，实现全面协调可持续发展。

二、保险市场发展对城乡收入差距的影响机理

保险业作为现代金融服务业的一部分，除了集散风险和补偿损失的基础职能以外，还具有融通资金、防灾防损、调节资源配置和进行社会管理等派生职能，可以对社会收入分配产生特殊的影响。本文参照以往学者的研究梳理出了保险市场对城乡收入差距的主要影响渠道。

(一) 信息和市场渠道

信息不对称会导致市场失灵，使得仅通过市场机制并不能完美实现资源配置，从而影响资源配置效率，这在保险市场初期的发展中尤为显著：保险人与投保人在专业知识、经营信息、私有信息等诸多方面拥有的信息并不相同，从而易引发逆向选择和道德风险问题。

信息不对称在保险市场上呈现出“双向性”。一方面，投保人掌握更多有关保险标的的信息，导致保险公司只能基于平均损失率定价。这导致高风险投保人购买更多保险，而低风险者由于认为保费过高而放弃，从而增加市场风险。为谋求成本利益，保险公司提高费率，提升市场门槛，淘汰急需保险服务的客户，导致社会效率下降。

另一方面，保险人在产品方面拥有更多信息，而低收入者由于专业知识匮乏，难以与保险人抗衡。随着保险产品复杂度的增加，信息不对称变得更为显著，导致低收入者因不了解产品而放弃投保，或者盲目投保导致不必要的索赔和纠纷。

总体而言，信息不对称提高了保险市场的门槛，高昂的保费和复杂的产品会将农村地区的低收入者、低文化水平者排挤在外，而城市地区的高收入者、高文化者凭借其收入和知识水平的优势得以减小信息不对称的负面影响，从而导致保险资源被优势方独占，进一步扩大城乡收入差距。

(二) 产品和销售渠道

随着保险市场竞争的不断加剧，在一方面保险公司将加大产品的开发与创新，这样做的结果不仅能加强保险公司自身的竞争力，更重要的是会促使保险公司根据城乡居民的不同需求和风险特征，开发符合不同群体实际情况的保险产品，从而针对低收入者创新出保费低廉、保障全面、条款易懂的保险品种，满足低收入者的需求，降低其进入门槛，提高保险服务的质量。

另一方面，随着保险公司通过多元化的销售渠道来不断扩大保险的销售，将会使得农村居民更容易获得和购买保险产品，从而提高农村居民的保险覆盖率，缩小城乡收入差距。

(三) 政府渠道

现代经济理论普遍认同资源配置主要仰赖市场机制和政府财政机制两者结合。政府在金融资源管理中扮演关键角色，常被形容为一种“看得见的手”。在保险市场上，政府通过政策性保险进行调节，与以市场机制和追求最大利润为导向的商业保险有所区别。

鉴于低收入者通常难以负担或不愿支付高额保险费用，商业保险更偏向为城市中的高收入人群提供服务，导致针对低收入者的保险品种运营成本高、利润较少。而政策性保险由政府资助运营，旨在维护经济协调发展和社会安定和谐。

在社会保险和农业保险等市场，通常无法依赖市场机制和商业保险来有效配置资源，因此必须采用非商业的经营模式。在这些市场中，为低收入者提供有效、长足的保险服务是其首要目标。缺乏这些服务可能使低收入者面临沉重的生活负担和致贫的风险，直接影响其经济状况。同时，由于缺乏基本的保险服务，低收入者难以投入更多资金改善自身职业技能和

子女教育,从而加剧与高收入者的人力资本差距。农业保险和社会保险等政策性保险的出现,就降低了低收入者享受保险收益的成本,从而能缩小城乡收入差距。

三、保险市场发展对城乡收入差距影响的实证分析

在厘清保险市场发展对城乡收入差距的影响机制后,本节将以城乡收入差距(GAP)、保险深度(IP, Insurance Penetration)、保险密度(ID, Insurance Density)作为核心研究变量,通过Johansen协整检验来考察长期影响关系、在建立VEC模型的基础上进行脉冲响应分析和方差分解分析来实证研究中短期影响关系,并通过建立的VEC模型对未来期的青海省城乡收入差距和保险市场发展变化进行预测。

(一) 变量的选取与数据的处理

1. 城乡收入差距

在通常的研究中,城乡收入差距(GAP)一般有三种衡量方法,包括城乡居民收入比、泰尔指数和基尼系数。相较于基尼系数,泰尔指数计算结果不易受中间阶层变化的影响,而且在计算过程中考虑到了城镇与农村人口比例变化和城镇与农村居民可支配收入变化情况,可以更为全面地测算城乡收入差距。因此本文采用公式(1)测算的泰尔指数对城乡收入差距进行衡量,泰尔指数越接近0表明城乡收入差距越小。

$$GAP = \sum_{i=1}^2 \frac{Y_{(i,t)}}{Y_t} \times \ln \left[\frac{Y_{(i,t)}}{Y_t} / \frac{X_{(i,t)}}{X_t} \right] \quad (1)$$

其中, Y 代表总可支配收入, X 代表总人口数量, t 代表年份, $i = 1$ 代表城市, $i = 2$ 代表农村。

2. 保险市场发展

我国保险业的发展状况主要考察两个核心指标:保险深度(IP)和保险密度(ID)。保险密度是按照一国或地区的全部人口计算的人均保费收入,它反映了一个国家或地区保险的普及程度。保险深度是指保费收入占GDP的比重,它是反映一个国家或地区的保险业在其经济中的地位的一个重要指标。本文采用青海省的保险深度和保险密度作为青海省保险市场发展的衡量指标。

3. 城镇化水平

城镇化水平(UL)是指某地区城镇常住人口占总人口的比重。许多研究表明,城镇化水平对城乡收入差距、保险密度和保险深度均有显著和复杂的影响,比如城镇化水平提高,更多的农村人口流向城市,可以提高劳动收入进而减小城乡收入差距,同时也会提高保险密度和保险深度。在协整分析与VEC模型分析的过程中为了防止因为遗漏重要变量而导致的内生性问题,同时为了得到保险深度和保险密度对城乡居民收入的真实影响,分析中加入城镇化水平作为控制变量。

其中，保险深度和保险密度来源于《中国保险年鉴》，城镇化水平和测算城乡收入差距泰尔指数所需的数据来自于《中国统计年鉴》，鉴于数据可得性，采用 2001-2022 年的相关数据。由于对时间序列数据取对数并不会改变数据的特征，且能使得数据趋势线性化，同时在一定程度上减轻异方差的影响，使得模型的设定更为合理，因此对所选取的数据均取自然对数，用 \lnGAP 、 \lnIP 、 \lnID 和 \lnUL 分别表示对数化的城乡收入差距、保险深度、保险密度和城镇化水平。

（二）平稳性检验和协整分析

本部分对选取的数据先进行平稳性检验，在平稳或同阶单整的基础上进行协整分析，以得到保险市场发展对城乡居民收入的长期影响关系。

1. 数据的平稳性检验

根据现代计量经济学的观点认为传统模型所采用的时间序列数据应当具备平稳性，否则易出现虚假回归，同时只有变量序列都是平稳的或者是同阶单整的，才能建立有效的协整模型。为了后续协整分析和 VECM 的建立，本部分对模型所选取的时间序列数据进行 ADF 检验。

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

如果对某变量序列进行 ADF 检验时，模型 (2) - (4) 中任何一个模型的单位根检验结果拒绝了存在单位根的原假设，则认为该变量序列平稳，否则就认为序列是不平稳的。检验结果如下表 1 所示。

表 1 各序列单位根检验结果

序列	检验类型	ADF 检验统计量	临界值	P 值	结论
$\ln G A P$	(C,T,4)	-2.8169	-4.6679	0.2117	不平稳
$\Delta \ln G A P$	(0,0,0)	-1.1163	-2.6924	0.2302	不平稳
$\Delta^2 \ln G A P$	(C,T,0)	-5.1213	-4.5716	0.0036	平稳
$\ln I P$	(C,T,1)	-3.2564	-4.5326	0.1036	不平稳
$\Delta \ln I P$	(0,0,0)	-2.1704	-2.6924	0.0322	不平稳
$\Delta^2 \ln I P$	(C,0,0)	-4.0922	-3.8574	0.0062	平稳
$\ln I D$	(C,T,1)	-2.5945	-4.5326	0.2859	不平稳
$\Delta \ln I D$	(0,0,0)	-1.2367	-2.6924	0.1907	不平稳
$\Delta^2 \ln I D$	(0,0,3)	-3.6740	-2.7283	0.0012	平稳
$\ln U L$	(C,T,1)	-3.0351	-4.5326	0.1489	不平稳
$\Delta \ln U L$	(C,0,0)	-2.8846	-3.8315	0.0658	不平稳
$\Delta^2 \ln U$	(C,T,0)	-5.5729	-4.5716	0.0016	平稳

注：检验形式中 C,T,K 分别表示检验模型中含有的常数项、趋势项和滞后阶数，其中 K 的选择以 AIC 值最小为准则，每个序列仅列出三个检验模型中的最优检验类型或通过了单位根检验的检验类型的结果，对数序列 ADF 检验的临界值和平稳性结论都是基于 1% 的显著性水平，残差序列 ADF 检验的临界值（公式算得）和平稳性结论基于 10% 的显著性水平。

从表 1 中可以看出，在 1% 的显著性水平下， $\ln G A P$ 经过两次差分后得到的序列 $\Delta^2 \ln G A P$ 是平稳的，则 $\ln G A P$ 是二阶单整序列，同理我们可知 $\ln I P$ 、 $\ln I D$ 和 $\ln U L$ 也都是二阶单整序列。因此，虽然 $\ln G A P$ 、 $\ln I P$ 、 $\ln I D$ 和 $\ln U L$ 本身并不平稳，但却是同阶单整，满足存在协整关系的前提条件，可以继续进行协整分析。

2. 变量的协整检验

协整检验可以检验各变量之间是否存在稳定的线性组合。对于不满足平稳性但满足同阶单整的多个时间序列，可进行检验多变量之间协整关系的扩展的 E-G 检验或 Johansen 检验，若变量序列通过了协整检验，则仍可以用于传统计量模型的分析。EG 两步法是基于回归残差的检验，Johansen 检验是基于回归系数的检验。相较于扩展的 E-G 检验，Johansen 检验适用范围更广且操作更简便，因此在此使用 Johansen 检验来进行变量序列间的协整分析，结果如下表 2 所示。

表 2 Fisher 协整检验结果

原假设(协整个数)	最大特征根统计量	迹统计量	5% 临界值	P 值	结论
0 个	0.9590	109.9578	47.85613	0.0000	拒绝原假设
最多 1 个	0.7838	52.4758	29.79707	0.0000	拒绝原假设
最多 2 个	0.7168	24.9098	15.49471	0.0014	拒绝原假设
最多 3 个	0.1152	2.2036	3.841465	0.1377	接受原假设

从上表可知，在 5% 的显著性水平下，拒绝了无协整关系、最多 1 个协整关系和最多 2 个协整关系的原假设而接受了最多 3 个协整关系的原假设，因此变量序列之间存在协整关系且协整关系数为 3。通常我们只关注其中包含了所有变量的协整关系，由检验结果可知协整方程式如下式（5）：

$$\ln G A P = 0.1343 \ln I P - 1.1194 \ln I D - 4.8647 \ln U L - 13.72097 \quad (5)$$

在得到协整方程式后，我们需要对所得出的协整关系是否准确进行验证，即对非均衡误差（残差）序列进行单位根检验，如果存在非均衡误差序列不平稳则说明协整关系不稳定，那么之后运用该协整关系所做的结果也就无效。非均衡误差的 ADF 检验结果如表 1 中 Resid01 序列所在行所示，可知在 10% 的显著性水平下，非均衡误差的 ADF 检验统计量值-4.2247 小于通过公式计算得到的协整检验临界值-4.2188($p=0.10, N=4, T=21$)，因此可以拒绝存在单位根的原假设，即认为非均衡误差是平稳序列，所求得的协整关系准确，协整方程可以后续使用。

3. 协整结果分析

从协整方程 (5) 可知，保险深度和城乡收入差距之间具有正向长期均衡关系，而保险密度和城乡收入差距之间具有负向长期均衡关系。从长期看，保险深度每增加 1%，城乡收入差距会平均增加 0.1343%，这说明随着保险市场这些年在青海省 GDP 中占比的不断提高以及规模的不断扩大，反而拉大了城乡收入差距。从长期看，保险密度每增加 1%，城乡收入差距会平均减少 1.1194%，这说明可以通过提高保险密度，使更多的农村居民享受保险服务能够起到缩小城乡收入差距的作用。从长期看，保险密度对城乡收入差距的影响程度要大于保险深度，说明当保险深度和保险密度同步提高时，保险市场的发展整体能起到缩小城乡收入差距的作用。

（三）VEC 模型的建立与估计

协整方程式只能说明各个变量之间的长期均衡关系和趋势，为了明确变量之间长期均衡机制和中短期动态变化对城乡收入差距的影响，本部分将具有协整关系的 $\ln G A P$ 、 $\ln I P$ 、 $\ln I D$ 和 $\ln U L$ 用于构建 VEC 模型以探讨其中短期动态关系。

1. 最佳滞后阶数的确定

在建立 VEC 模型前，需要确定模型的最佳滞后阶数，由于 VEC 模型是有协整约束的 VAR 模型，而 VEC 模型其实使用了 VAR 模型的一阶差分形式，相当于已经滞后了一阶，因此 VEC 模型最佳滞后阶数可通过先确定 VAR 模型最佳滞后阶数再减去一得到。而 VAR 模型的最佳滞后阶数的确定准则如下：比较每个滞后期阶数下 AIC 与 SC 准则的值，找出使得 AIC 和 SC 最小数值对应的阶数即为最优滞后阶数，若 AIC 和 SC 中最小数值所对应的阶数不一样，可以选择信息准则带星号更多的阶数。VAR 模型各滞后阶数下各信息准则值如下表 3 所示：

表 3 VAR 模型各滞后阶数下各信息准则值

滞后期	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	78.63346	NA	2.94E-09	-8.29261	-8.09475	-8.26532
1	188.7319	159.0311*	8.99E-14	-18.748	-17.7587	-18.6116
2	213.2883	24.55637	2.50e-14*	-21.4888*	-17.918	-19.4532
3	245.3992	17.83939	4.86E-14	-19.6987	-18.9166*	-21.1341*

由结果可知, AIC 和 SC 值对应的滞后阶数分别为 2 和 3, 并且 2 阶和 3 阶下所带星号个数相同, 但考虑到由于样本容量只有 21, 如果滞后期太大, 就会导致自由度不够, 影响到模型的估计和检验, 使得模型可靠性降低, 因此可判断此 VAR 模型的最优滞后期为 2, 则 VEC 模型的最优滞后期即为 1。

2. VECM 的建立与估计

误差修正模型 (VECM) 是由 Engle 和 Granger 建立的是含有协整约束的 VAR 模型, 它适用于具有协整关系的非平稳时序建模, VEC 模型的矩阵表示形式为:

$$\Delta \mathbf{y}_{i,t} = \boldsymbol{\alpha}_i + \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\alpha} \mathbf{ecm}_{i,t-1} + \sum_{p=1}^{P-1} \boldsymbol{\Gamma}_p \Delta \mathbf{y}_{i,t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (6)$$

(6) 式中的每一个方程都是一个误差修正模型。 \mathbf{ecm}_{t-1} 是误差修正项向量, 反映变量之间的长期均衡关系, 系数矩阵 $\boldsymbol{\alpha}$ 反映了变量之间偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的调整速度。所有作为解释变量的差分项的系数反映各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响。VECM 的估计结果如下表 4:

表 4 VEC 模型参数估计结果

	$\Delta lnGAP_t$	$\Delta lnIP_t$	$\Delta lnID_t$	$\Delta lnUL_t$
ecm_{t-1}	-0.2506 (-0.0711) [-3.5253]	-0.1218 (-0.2428) [-0.5017]	-0.0207 (-0.2119) [-0.0978]	0.1162 (-0.0170) [6.8578]
$\Delta lnGAP_{t-1}$	0.6650 (-0.2880) [2.3090]	-0.7255 (-0.9839) [-0.7374]	-0.0155 (-0.8586) [-0.0180]	-0.2263 (-0.0687) [-3.2951]
$\Delta lnIP_{t-1}$	-0.2003 (-0.0980) [2.0453]	0.3221 (-0.3346) [0.9627]	-0.2566 (-0.2920) [-0.8787]	0.0771 (-0.0234) [3.3017]
$\Delta lnID_{t-1}$	0.4155 (-0.1679) [-2.4753]	0.6127 (-0.5734) [1.0685]	0.9121 (-0.5004) [1.8228]	-0.1384 (-0.0400) [-3.4580]
$\Delta lnUL_{t-1}$	1.1575 (-0.5841) [1.9816]	-1.9199 (-2.8414) [-0.6757]	-0.6279 (-2.4796) [-0.2532]	-0.3653 (-0.1983) [-1.8416]
C	-0.0855 (-0.0261) [-3.2712]	-0.0514 (-0.0893) [-0.5756]	0.0300 (-0.0779) [0.3858]	0.0446 (-0.0062) [7.1575]
R-squared	0.7109	0.3749	0.3943	0.8642
Adj. R-squared	0.6076	0.1517	0.1779	0.8157
F-statistic	6.8840	1.6796	1.8225	17.8152

上表 4 估计结果可表示为 VEC 模型的矩阵形式:

$$\begin{bmatrix} \Delta lnGAP_t \\ \Delta lnIP_t \\ \Delta lnID_t \\ \Delta lnUL_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.2506 \\ -0.1218 \\ -0.0207 \\ 0.1162 \end{bmatrix} ecm_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.6650 & -0.2003 & 0.4155 & 1.1575 \\ -0.7255 & 0.3221 & 0.6127 & -1.9199 \\ -0.0155 & -0.2566 & 0.9121 & -0.6279 \\ -0.2263 & 0.0771 & -0.1384 & -0.3653 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta lnGAP_{t-1} \\ \Delta lnIP_{t-1} \\ \Delta lnID_{t-1} \\ \Delta lnUL_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0855 \\ -0.0514 \\ 0.0300 \\ 0.0446 \end{bmatrix} \quad (7)$$

其中，我们重点关注以城乡收入差距为因变量的方程:

$$\Delta lnGAP_t = -0.2506 * ecm_{t-1} + 0.6650 * \Delta lnGAP_{t-1} - 0.2003 * \Delta lnIP_{t-1} + 0.4155 * \Delta lnID_{t-1} + 1.1575 * \Delta lnUL_{t-1} - 0.0855 \quad (8)$$

方程(8)中误差修正系数为-0.2506, 体现了模型在中短期内系统偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的调整速度。这里估计出的误差修正系数为负值, 符合反向修正机制, 说明了影响效应中, 长期效应对短期波动具备的调节作用。

同时方程(8)表明, 滞后1期的城乡收入差距对当期的城乡收入差距影响为正, 影响

系数为 0.6650。这说明，在发展过程中，已有的城乡收入差距对于当期的城乡收入差距有着重要的影响，青海的城乡收入差距的提升具有惯性作用。保险深度的短期波动影响对于经济增长的短期影响系数为 -0.2003，而从之前的协整分析中我们已知保险深度对城乡收入差距具有长期的正向影响关系，二者的矛盾说明保险深度对城乡收入差距的影响有一定的延迟性，在短期内作用效果不明显，更充分详细的影响效果将在脉冲响应分析部分展示。保险密度的短期波动影响对于经济增长的短期影响系数为 0.4155，而从之前的协整分析中我们已知保险密度对城乡收入差距具有长期的负向影响关系，二者的矛盾说明保险密度对城乡收入差距的影响有一定的延迟性，在短期内作用效果不明显，更充分详细的影响效果将在脉冲响应分析部分展示。

(四) VEC 模型的检验

本部分对建立的 VEC 模型进行残差的检验和平稳定性检验，以确保其准确性和有效性，从而保证后续分析的可靠性。

1. 残差的自相关性、正态性和异方差性检验

在 VEC 模型建立好以后，还必须对模型建立的有效性进行检验。首先要对其残差进行自相关性、正态性和异方差性的检验，以确保估计的结果符合 VEC 模型的经典假设。相关检验结果如下表 5：

表 5 自相关 LM 检验结果

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	17.32239	16	0.3650	1.124462	(16, 19.0)	0.3994
2	22.97772	16	0.1143	1.686511	(16, 19.0)	0.1381
3	13.85549	16	0.6095	0.835767	(16, 19.0)	0.6382
4	24.03769	16	0.0887	1.806167	(16, 19.0)	0.1095
5	18.72534	16	0.2832	1.252694	(16, 19.0)	0.3166

残差自相关性检验结果如上表 5，结果可知 1-5 阶滞后项 LM 检验对应的 P 值均大于 0.05，则说明在 5% 的显著性水平下接受不存在自相关的原假设，即认为本模型的残差不存在自相关。

表 6 残差正态性检验结果

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.1639	2	0.9213
2	3.1919	2	0.2027
3	1.6783	2	0.4321
4	0.7267	2	0.6953
Joint	5.7609	8	0.6740

残差正态性检验输出的结果如上表 6，J-B 统计量对应的 P 值均大于 0.05，说明在 5% 的显著性水平下接受服从正态分布的原假设，即认为本模型的残差是服从正态分布的。

表 7 残差异方差性检验结果

Panel A: Joint test

Joint	Chi-sq	df	Prob.		
	97.16596	100	0.5616		
Panel B: Individual components					
	R-squared	F(10,8)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.3346	0.4024	0.9107	6.3583	0.7843
res2*res2	0.5519	0.9854	0.5186	10.4864	0.3989
res3*res3	0.5653	1.0403	0.4872	10.7405	0.3781
res4*res4	0.7576	2.5003	0.1036	14.3944	0.1558
res2*res1	0.4056	0.5458	0.8176	7.7057	0.6576
res3*res1	0.4075	0.5502	0.8145	7.7427	0.6540
res3*res2	0.6022	1.2111	0.4008	11.4421	0.3241
res4*res1	0.4492	0.6524	0.7411	8.5349	0.5767
res4*res2	0.7801	2.8383	0.0764	14.8222	0.1387
res4*res3	0.7337	2.2044	0.1376	13.9407	0.1757

残差的怀特异方差性检验输出的结果如上表 7，从输出的结果可知，在 5% 的显著性水平下接受不存在异方差的原假设，即认为本模型的残差是不存在异方差的。

因此，模型的残差通过了自相关性检验、正态性检验和异方差性检验，满足 VEC 模型的基本假设前提。

2. 模型的平稳性检验

VEC 模型除了残差检验以外，还需要确保 VECM 整体模型的稳定性，才能进行脉冲响应等后续分析。本部分通过 AR 根图表达来检验 VECM 的稳定性，AR 根判定标准主要看所建立模型中的根倒数是否小于 1，如果小于 1 则在图表中所有的目标点就会落在单位圆中，这就说明原模型平稳，反之则表示模型不平稳，结果如下图 1 所示。

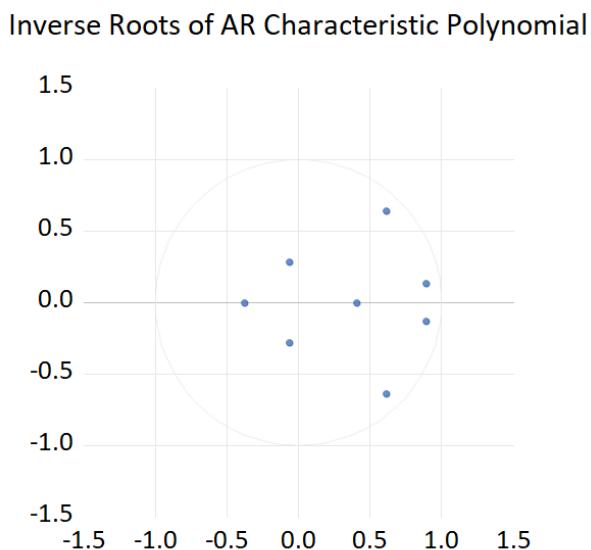


图 1 AR 根图表法检验结果

由图 1 可知，本研究建立的 4 变量滞后 1 期的 VEC (1) 模型共有 8 个特征根，且每个特征根的倒数的均小于 1，说明模型是稳定的，符合接下来进行脉冲响应等分析的基本条件。

(五) VECM 的后续分析

单方程模型结果的分析大部分只需要考虑其参数估计值即可，而 VEC 模型还需要借助格兰杰因果检验、脉冲响应函数等工具才能得到较完备的结果。本部分主要是基于已通过检验的性能良好的 VEC 模型进行格兰杰因果检验、脉冲响应分析、方差分解和动态预测等后续分析与应用。

1. 格兰杰因果关系检验

格兰杰因果检验适用于平稳或具有协整关系的时间序列，通过协整检验我们已知 \lnGAP 、 \lnIP 、 \lnID 和 \lnUL 之间存在着协整关系，在这里通过格兰杰因果关系检验进一步明确这几个变量之间的相互影响关系。

表 8 格兰杰因果关系检验

变量	原假设	F 统计量	P 值	结论
\lnGAP	\lnIP 不是 \lnGAP 的格兰杰原因	4.7642	0.0277	拒绝原假设
	\lnID 不是 \lnGAP 的格兰杰原因	8.5066	0.0038	拒绝原假设
	\lnUL 不是 \lnGAP 的格兰杰原因	6.5627	0.0098	拒绝原假设
\lnIP	\lnGAP 不是 \lnIP 的格兰杰原因	5.6597	0.0158	拒绝原假设
	\lnID 不是 \lnIP 的格兰杰原因	4.7650	0.0264	拒绝原假设
	\lnUL 不是 \lnIP 的格兰杰原因	5.2408	0.0200	拒绝原假设
\lnID	\lnGAP 不是 \lnID 的格兰杰原因	0.9851	0.3979	接受原假设
	\lnIP 不是 \lnID 的格兰杰原因	8.4166	0.0040	拒绝原假设
	\lnUL 不是 \lnID 的格兰杰原因	0.2141	0.8099	接受原假设
\lnUL	\lnGAP 不是 \lnUL 的格兰杰原因	5.4352	0.0179	拒绝原假设
	\lnIP 不是 \lnUL 的格兰杰原因	3.3346	0.0654	接受原假设
	\lnID 不是 \lnUL 的格兰杰原因	25.5803	0.0000	拒绝原假设

可以将上表 8 在 95% 的置信水平下的结果整理得到图 2。在格兰杰因果关系中我们重点关注保险深度和保险密度与城乡收入差距之间是否存在格兰杰因果关系，由图 2 显然可知，在 95% 的置信水平下，保险深度和城乡收入差距之间存在相互影响的格兰杰因果关系（保险深度会影响城乡收入差距，反过来城乡收入差距也会影响到保险深度）；保险密度是城乡收入差距的格兰杰原因，但反过来的影响不成立，因此保险密度和城乡收入差距之间的关系是单向的。

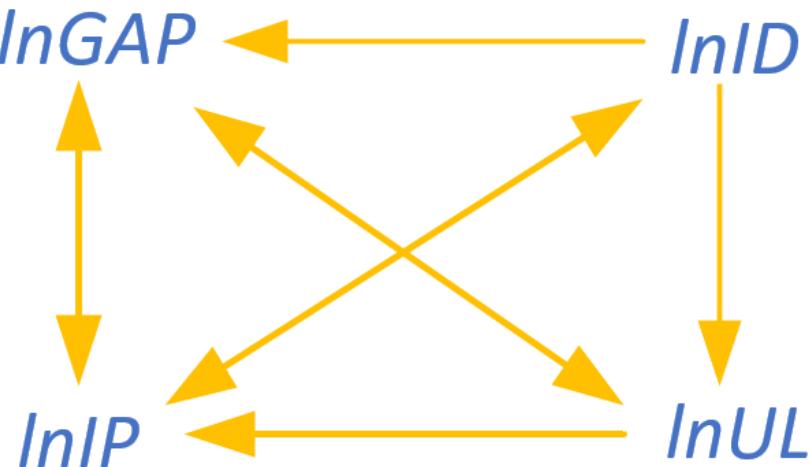


图 2 格兰杰因果关系示意图

2. 脉冲响应

脉冲响应函数是在扰动项上加一个单位标准差大小的信息冲击后，看对内生变量当前值和未来之产生的影响，可以出反映模型受到某种类型的冲击时对系统的动态影响。对于 VEC 模型，强调的不是模型的某个具体参数，而是重点看系统中的各个变量对冲击响应的方向、时滞效应以及稳定过程的分析。以保险深度和保险密度作为冲击变量，以城乡收入差距作为响应变量，得到脉冲响应曲线如下图 3 和图 4：

Response of LNGAP to LNIP Innovation

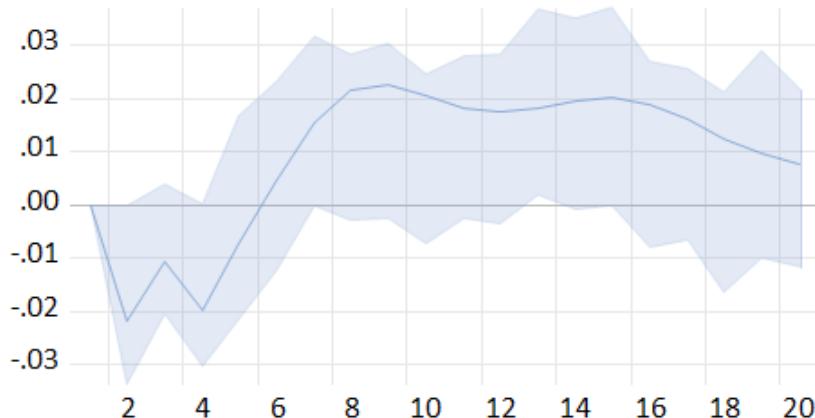


图 3 保险深度冲击引起城乡收入差距的响应函数

从图 3 中可以看出，当在本期给保险深度一个正冲击后，城乡收入差距将会在前 5 期内受到缩小；从第 6 期以后开始转为拉大并呈先增大随后减弱逐渐收敛的态势。这表明保险深度受到的某一冲击会给城乡收入差距带来延迟但持久的同向影响，即保险深度的增长会在 6 期后对城乡收入差距产生稳定的拉大作用。

Response of LNGAP to LNID Innovation

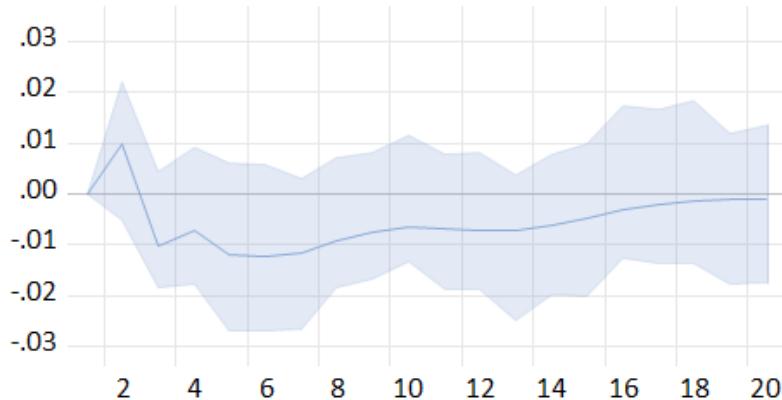


图 4 保险密度冲击引起城乡收入差距的响应函数

从图 4 中可以看出，当在本期给保险密度一个正冲击后，城乡收入差距将在前 3 期内受到拉大，在第 3 期后转为缩小并在第 6 期达到最低点并随后逐渐收敛于 0。这表明保险密度受外部条件的某一冲击后，会对城乡收入差距带来延迟但持久的反向影响，即保险密度的增长会在 3 期后对城乡收入差距产生稳定的缩小作用。

3. 方差分解

方差分解方法通过将不同时点变量的预测方差分解为不同冲击解释的部分并比较大小，来得到每一个冲击对内生变量变化的贡献度和重要性。对城乡收入差距的方差分解结果如下图 5 所示：

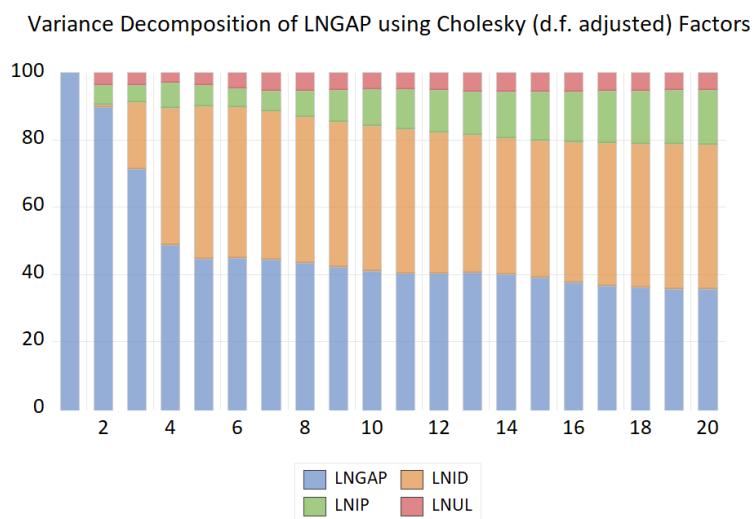


图 5 城乡收入差距方差分解柱形堆积图

从图 5 中可以看出，城乡收入差距对自身的方差贡献率在持续下降，由 100%下降到 36%，而保险密度和保险深度对城乡收入差距的贡献率均有逐步增大的趋势，其中保险密度对城乡收入差距贡献率较大且增长趋势更明显（由 0%上升到 43%），而保险深度对城乡收入差距贡献率较小（由 0%上升到 16%）。

4. 动态预测

预测是建立计量经济模型的目的之一，VEC 模型对于预测具有独特的优势，它可以利用同一系统中存在相互依存关系的几个变量之间的动态关系对相互联系的时间序列系统进行预测，而不必对事先给定解释变量在预测期内的取值，且由于利用了变量之间的动态关系，预测结果通常较单方程预测模型更为准确。本部分对青海省样本外未来五年期的城乡居民收入、保险密度和保险深度实行动态预测，结果如下图 6 所示。

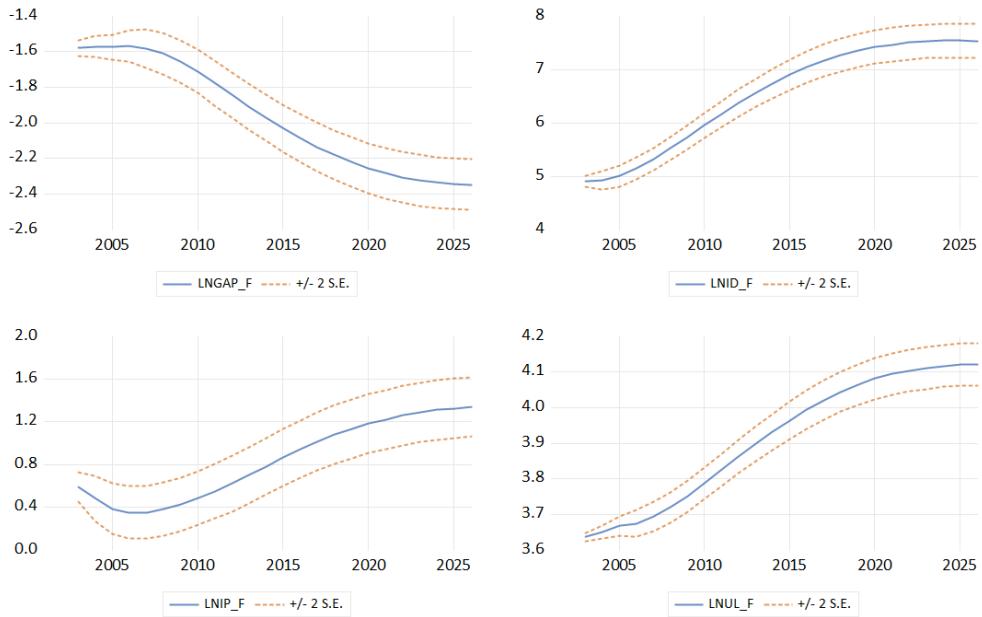


图 6 动态预测结果

在未列表分析中城乡居民收入、保险密度和保险深度的均方根误差(RMSE)均小于 0.07，预测效果良好。从动态预测结果可看出，未来城乡收入差距将持续缩小并缩小速度放缓，保险深度和保险密度将持续增大并增速放缓。

四、结论与对策建议

本部分重述文章的重点结论，并给出相应的政策建议。

(一) 结论

协整检验和格兰杰因果检验结果显示保险深度与城乡收入差距之间存在长期正向影响关系，同时保险深度和城乡收入差距互为格兰杰原因，这说明随着保险市场在 GDP 中的比重不断提高，在一定程度上将会拉大了城乡收入差距，而城乡收入差距的拉大又会反过来带来保险深度的提高。保险密度与城乡收入差距之间存在着长期负向影响关系，同时保险密度也是城乡收入差距的单向格兰杰原因，这表明通过提高保险密度可以有效缩小城乡收入差距。

在基于 VECM 的脉冲响应分析中，我们可知在中短期上保险深度和保险密度的作用效

果均具有延迟性，保险深度的正向冲击会在 6 期后对城乡收入差距产生稳定的拉大作用，而保险密度的正向冲击在 3 期后对城乡收入差距产生稳定的缩小作用。

根据长期均衡系数的对比以及方差分解的结果可知，无论长期还是中短期，保险密度的对城乡收入差距的影响均大于保险深度，在保险深度和保险密度同比增长的情况下，保险市场整体将带来城乡收入差距的缩小。

最后，从模型预测结果来看，存在保险市场在青海省发展健康平稳、城乡收入差距逐渐缩小的趋势。

（二）对策建议

首先，针对保险深度与城乡收入差距存在长期正向影响关系的情况，政府和相关机构可以采取措施来引导和规范保险市场的发展，确保其与经济总体发展的协调，以 GDP 增速为限避免保险深度过激增长，保证保险市场不会因为不合理的过快发展而进一步拉大城乡收入差距。此外，可以考虑通过税收政策等手段，鼓励保险行业更好地服务于农村和城市低收入群体，以缓解城乡收入差距的拉大趋势。

其次，对于保险密度与城乡收入差距存在长期负向影响关系的情况，政府可以通过政策性保险降低低收入者享受保险收益的成本，也可以通过采取激励措施，鼓励更多的人购买和使用保险产品，提高保险的覆盖面。这可以通过推出和完善政策性保险、税收激励、补贴政策、宣传教育等手段实现，通过提高保险的覆盖面，提高保险密度，以有效缩小城乡收入差距。

此外，在长期和中短期分析中均有保险密度对城乡收入差距的影响大于保险深度，因此政府可以通过提高保险密度来缓解保险深度带来的负面影响。通过优化保险市场结构，提高保险业务的普及度，可以更有效地缩小城乡收入差距。政府可以与保险公司合作，推动保险产品创新，满足不同地区和人群的需求，促进保险市场的健康发展，进而对城乡收入差距产生积极的影响。

最后，需要注意的是，城乡收入差距并非单一因素导致的，而是受到多种因素的综合影响。因此，在制定对策时，需综合考虑其他可能影响城乡收入差距的因素，以确保制定的政策更全面、合理。同时，密切关注保险市场的发展趋势，及时调整政策，以确保保险市场的健康发展与城乡收入差距的适度缩小的目标相一致。

参考文献:

- [1]Munshi K, Rosenzweig M. Networks and misallocation: Insurance, migration, and the rural-urban wage gap[J]. American Economic Review, 2016, 106(01): 46-98.
- [2]Sicular T, Ximing Y, Gustafsson B, et al. The urban–rural income gap and inequality in China[J]. Review of Income and Wealth, 2007, 53(1): 93-126.
- [3]Wen S, Xiao Q, Li J, et al. The Impact of Agricultural Insurance on Urban–Rural Income Gap: Empirical Evidence from China[J]. Agriculture, 2023, 13(10): 1950.
- [4]Young A. Inequality, the urban-rural gap, and migration[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2013, 128(4): 1727-1785.
- [5]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013,(04):81-102+206.
- [6]高铁梅.计量经济分析方法与建模: Eviews 应用及实例 (第二版) [M].北京:清华大学出版社,2009:219-224,319-357
- [7]黄宗晔,赵晶晶.如何享有平等的晚年?——养老金与老年人的城乡收入差距[J].人口与经济,2022,(02):74-86.
- [8]李建军,韩珣.普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J].金融研究,2019,(03):129-148.
- [9]王力.我国居民收入差距的测度及其影响因素研究[D].东北财经大学,2012.
- [10]伍安琪.普惠保险对城乡收入差距的影响研究[D].安徽财经大学,2023.
- [11]宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J].财经科学,2017,(06):14-25.
- [12]孙永强.金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J].金融研究,2012,(04):98-109.
- [13]郑军,丁钊颖.普惠保险、三产融合和共同富裕——基于城乡居民收入差距视角[J/OL].软科学,1-17[2023-11-29]
- [14]郑军,易焕欢.共同富裕背景下农业保险能缩小城乡收入差距吗? ——农业劳动力转移的中介效应[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2023,25(03):65-79+147.
- [15]周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020,(05):99-108.

Insurance Market Development and Rural-Urban Income Gap in Qinghai Province - An Analysis Based on Cointegration Test and VECM

Abstract: This paper examines the long-run and short- and medium-run impacts of insurance market development on the urban-rural income gap in Qinghai Province. Specifically, it examines

the long-run impact through Johansen's cointegration test, empirically investigates the short- and medium-term impact through impulse response analysis and variance decomposition based on the establishment of a VEC model, and forecasts the changes in the urban-rural income gap and the development of the insurance market in Qinghai Province in the future period through the VEC model. The results show that in the long run, the increase of insurance depth will increase the urban-rural income gap, while the increase of insurance density can effectively reduce the urban-rural income gap; in the short and medium run, the effects of insurance depth and insurance density are delayed, and the positive shock of insurance depth will have a stable widening effect on the urban-rural income gap after 6 periods, while the positive shock of insurance density will have a stable narrowing effect on the urban-rural income gap after 3 periods. A positive shock to the depth of insurance has a stabilizing effect on the urban-rural income gap after 6 periods, while a positive shock to the density of insurance has a stabilizing effect on the urban-rural income gap after 3 periods. In both the long-run and short- and medium-run, the impact of insurance density on the urban-rural income gap is larger than that of insurance depth. This suggests that as the insurance market accounts for an increasing proportion of GDP to a certain extent will bring about an increase in the urban-rural income gap, while through the continuous expansion of insurance coverage can effectively reduce the urban-rural income gap. Finally, the article puts forward relevant policy recommendations based on the conclusions of this paper.

Keywords: Insurance Depth; Insurance Penetration; Urban-rural Income Gap; Theil Index; Johansen Cointegration Test; VECM;