



扩大城镇基本养老保险覆盖面的 政治经济学分析

——主要制约因素的计量检验

李 薇

1. 引言

90年代初以来,中国致力于建立以公共支柱为主体的多支柱体系,采取社会统筹和个人账户相结合的部分积累制;但个人账户“空账”运行的养老保险制度实际为现收现付制(陈建奇,2006)。国际上也认为1999年以后的中国养老保险制度仅有第一支柱(NDC)。^[1]要维持现有的养老金支付水平不变,当参保职工人数的增长未能超过同期领取养老金的离退休退职人数的增长时,短期内唯有提高保险覆盖率,才能实现部分积累制。因而,扩大现有社会保障整体框架和项目覆盖面(扩面)被认为是我国养老保险制度结构性改革的前提。从分散风险和扩大社会公平角度看,扩面又是改革的重要目标之一。但从目前的国际经验看,在包括中国在内的许多国家,建立多支柱养老金体系的结构性改革并未能显著扩大劳动人口覆盖范围。(表1)由于NDC同时具备代际和代内再分配功能,引发的政治冲突更为复杂,为改革和扩面带来了不可忽视的障碍。近年来,虽然国内理论界侧重于实现社会公平的政治经济学研究不乏对制约扩面的非经济因素尤其是政治因素的分析,但多为制度分析和定性分析。本文尝试通过建立经济计量模型和统计性描述,以中国城镇职工养老保险改革为例,研究政治因素或经济因素中的政治成分与养老保险覆盖面的静态和动态关系,对相关假设进行实证分析。

2. 养老保险覆盖率的定义及统计范围

世界银行采用广义的覆盖率,即所有参与4种养老保险制度(城镇基

本养老保险 UOI, 农村养老金保险 RP, 国家事业单位养老保险 SO, 国家公务员养老保险 CS) 的劳动者与全体劳动者的比例, 按此统计范围, 2005 年我国养老保险的总覆盖率为 29.5% (Robert Palacio, 2006)。

本文的研究对象限于 UOI。它开始于 1991 年, 为旨在覆盖城市所有劳动者的社会性养老保障机制, 也被 ILO (国际劳工组织) 认为是中国目前覆盖面最广的社会保障项目。ILO 分别采用《中国劳动统计年鉴》和《中国统计年鉴》的数据, 将参保职工人数与城镇从业人员数的比例作为 2000 年的覆盖率, 这个数字为 49%, 考虑到 UOI 还在进行结构性调整, 又按照企业的注册类型分别计算覆盖率, 最高的是国有企业部门, 达到 80%, 最低为非企业部门, 仅为 16% (Drouin&Thompson, 2006)。本文采用《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》中 31 个省、市、自治区的截面数据计算城镇就业人群的覆盖率。这样做的优点是, 国家统计数据能提供与这一人群较为对应的许多宏观指标, 如失业率、平均收入、消费支出结构等; 另外, 虽然结构性调整仍在进行且各地的速度不一, 但制度框架理论上已经把所有城镇就业人群覆盖在内, 样本之间具有一定可比性。缺点是, 很难做到统计对象的完全对应 (比如衡量“流动性”的变量可能高估实际流动人口的比例), 这也是造成结构性差异 (包括不同所有制覆盖率、正规/非政府部门覆盖率等) 被忽略的原因; 一些统计数据不反映真实情况, 如“失业率”一直被认为是被低估的; 无法研究教育、年龄、性别等个人特征对覆盖率的影响; 由于直到 2005 年, 城镇就业人口全覆盖的政策才得以在全国范围内得到统一和明确, 历时数据的样本达不到计量的要求。为了比较改革前后的动态变化过程, 本文将四年的截面数据分别回归, 对相同变量的不同影响作了比较分析, 并参考描述性统计和国内外文献研究成果, 对验证结果作合理解释。

3. 养老保险覆盖率影响因素的文献综述

覆盖率的提高既包含结构性的覆盖面扩大, 又受到已覆盖人群缴费率的影响。因此, 本文将同时考虑阻碍两者的相关政治经济因素。

3.1 政治经济因素的一般假设

Estelle James 等 (2001) 定量分析了影响结构性养老金改革可能性和程度的政治经济力量, 采用了结构性改革的可能性 (PROB) 和私营部门份额 (%PVT) 作为被解释变量, 以隐性债务 (IPD, 按支出 60 岁以上老龄人口分别计算)、公共支出偏好 (政府支出/GDP)、有效政党数量、国内储蓄水平和现存积累计划为解释变量, 对 19 个国家的样本进行计量计算, 验证了

隐性债务的规模是决定公共支柱保留程度的最主要变量。

Robert Holzmann 等 (2001) 根据智利和阿根廷的调查数据, 将扩大养老保险覆盖范围的制约因素归纳为五种: 即贫困人口情况、自由职业情况、体制交易成本、制度设计问题、制度可信度, 并分别采用个人经济特征、家庭人口和地理特征、个人和家庭的福利特征、以合同的存在以及工作时段度量的雇用正规度等变量, 对上述假设作初步的计量验证。

刘庸 (2006) 通过对德国、法国、意大利三国福利制度的比较分析发现, 家庭养老制度是影响人们对养老金改革态度的关键因素, 当家庭养老制度较低时, 代际冲突更有可能显露; 他还发现代际分裂对养老金缩减的阻力要远大于阶级冲突对改革的影响。

3.2 关于中国的制约因素

郑功成 (2002) 认为, 地区间发展不平衡, 缴费率畸高畸低, 恶化竞争环境; 分散决策、分割管理导致决策权责模糊, 不能保证强力推进; 隐性债务显性化等, 都是覆盖面难于进一步扩大的原因。

姜向群 (2005) 认为覆盖面小的原因包括, 管理部门执法不够; 在企业转制、岗位转换过程中, 原来的某些国营和集体企业参保人员流失, 中断缴费和保险关系, 以及下岗失业、买断工龄; 由于制度设计不合理、操作困难, 难以吸引包括农村、外来劳动力临时工, 非公有制企业职工、城镇个体工商户及其雇工、城镇自由职业者等在内的非正规就业人员加入养老保险; 就业压力使得企业漠视临时就业人员的社会保障权益; 临时就业人员对政策不理解等。

ILO 报告 (Drouin &Thompson, 2006) 则认为, 中国各地政府可以自主选择保险金基础部分比率使保险政策碎片化严重、覆盖率低; 雇主故意拖延城市流动工人的试用期, 不签订正式合同, 就很难被注册或统计, 或者即使签订, 也忽略保险金项目; 虽然原则上养老金可以异地转移, 工人的权益可以积累, 但实际操作情况并不明朗, 使他们参与保险的积极性不高, 因此, 实践中很难把流动劳动者始终覆盖在养老金保险中。

3.3 关于中国的支持因素

中国的社会保障体系已经有了很好的根基, 城市社保体系有较完善的制度 (Drouin &Thompson, 2006)。国民经济的持续高速增长正使整个国家国民养老保险的承受能力持续增长, 乡村人口参与工业化进程后大规模地走向非农化、城市化, 亦为建立普惠式的养老保险制度扫除了城乡二元社会结构的重大障碍。已经确定的基本养老保险社会统筹部分与个人账户部分分账管

理和独立运行制度，以基本养老保险制度中的社会统筹部分作为建立国民养老保险的制度平台，逐步将公务员和其他工薪劳动者及自我雇佣者纳入这一制度实施范围，并不存在政策及技术障碍（郑功成，2002）。

4. 被解释变量及描述性统计 [2]

4.1 城镇基本养老保险覆盖率（COVERAGE）

1991年的国务院改革覆盖国有和集体企业。虽然文件要求对外商投资企业中方职工、城镇私营企业职工和个体劳动者，也要逐步建立养老保险制度，但没有规定细则（国发33号，1991）。

1995年明确了个体工商户本人、私营企业主等非工薪收入者的缴费比例（国发6号，1995）。

1997年，再次规定基本养老保险制度要逐步扩大到城镇所有企业及其职工，并涵盖了企业化管理的事业单位（国发26号，1997年）。

1999年，明确养老保险金的征缴范围包括国有企业、城镇集体企业、外商投资企业、城镇私营企业和其他城镇企业及其职工，实行企业化管理的事业单位及其职工（国务院令第259号，1999）。

2000年，国务院发布42号文，指出公务员及参照国家公务员制度管理的事业单位工作人员，现行养老保险制度仍维持不变，全部由财政拨款的事业单位，仍维持现行养老保险制度，由财政部分拨款的事业单位的养老保险办法，在调查研究的基础上另行制定。

综上，2000，2001，2003，2004年的养老金应保范围包括城镇国有、城镇集体、城镇私营企业、外资企业、个体工商户和灵活就业人员的全部，以及机关事业单位的部分人员。

从历年覆盖率与制度改革的关系看（表1），制度建立初期，覆盖率突然上升并稳定增加（1991年）；随着制度的推进，扩面遇到了阻力（1996年）；改革向统一的、强制性制度构建曲线迈进，覆盖率从低潮逐步回升（1999年）；扩面进程再次放缓乃至停滞（2000年至2004年）。

4.2 解释变量的初步假设

4.2.1 政治因素

保险福利合同争议率（ARGUMENTS）。这是所有解释变量中政治性成份最高的一个。国际经验证明，工会是养老金改革政治中关键的利益相关者，特别是公共部门的工会，由于劳动力需求弹性小，往往力量更强。因而，许多国家在改革时先将这部分群体排除在外（James, etc., 2001）。目前，中国工会组织行政化、工会经费拨缴制度不合理、工会会员身份混乱等

现状阻碍了不当劳动行为制度的建立，使劳动者还不具有与雇主抗争的能力（章群，朱悦衡，2006）劳动者既无法通过基层集体谈判机制解决劳动纠纷，不得不转向信访、劳动仲裁和民事法庭等行政和司法途径。近年的官方统计数据表明，养老保险成为信访热点（王剑辉，2006）。养老保险制度改革以来，集体劳动争议数量显著增长（表2）。

遗憾的是，虽然大量文献证明企业拖欠员工养老保险费的争议为集体劳动争议中的重要一项，但并不适合本文的计量，因而采用有关保险福利的争议率，以确定劳动关系中雇员与雇主抗争的能力。

劳动市场环境（UNEMPLOYED）。采用中国统计年鉴城镇登记失业率作为判断劳动市场环境的指标。假设失业率越高，制度内雇员相对于雇主的谈判力量越弱，加入养老保险制度的可能性越低。

4.2.2 经济因素的政治含义

4.2.2.1 代际政治

制度赡养率（OLDAGE）。21世纪以来中国老年人口依赖率（age dependency rate）不断增长。有关预测表明，2000-2005年60岁以上人口抚养比相对稳定，而2005-2040年间，人口抚养比将乘以3（邬沧萍，杜鹃，2003）。虽然目前的研究并不清楚显性债务对养老金改革的确切影响，一方面，高额的显性债务使政府迫切需要。进行改革以减轻未来的财政负担，另一方面，高水平的债务可能成为进一步改革的障碍（James, etc, 2001）。但有一点是确定的，当制度赡养率比率超过人口赡养率时，养老保险制度将陷入财务困境（World Bank, 1994）。

2000年以来，中国养老保险制度赡养率稳定上升，与老年赡养率的差距逐渐拉大。（图1）高额隐性债务（IPD）显性化已经使政府感到了压力，中国政府自1997年起就致力于建立养老金省级统筹体系，提高个人缴费率，降低企业和灵活就业人员、城镇个体工商户的缴费率，并试图覆盖私营企业、外资企业，千方百计扩大覆盖面。正如James等（2001）指出，高额隐性债务意味着许多领取养老金者和老员工希望获得旧制度下的高待遇，并且担心激进的改革可能不再支持兑现这些承诺，缩减养老金支出的改革将遭遇来自他们的政治压力，管理旧制度的社保机构对大量资金的垄断处理权积累了权力，他们可能反对使其丧失权力的改革。这样一来，短期转型成本可能大于隐性债务显性化的那部分，人们会担心债务的增加使财政进一步恶化。

养老金替代率（SUBSTITUTE）。制度转型期，较高的替代率意味着较高的短期转型成本，从而增加雇员对于政府增加债务的担忧。同时，员工将面

临无法获得规定养老金的高风险，从而抵消加入新制度带来的收益（Holzmann, 2001）。

收入水平（INCOME）。从经济选择看，国际数据表明，正规养老金体制下的覆盖范围和一个经济体的收入水平存在着很高的正相关性（Holzmann, etc, 2001）。但收入水平对个人选择的影响不仅仅是经济上的。数据表明，中国农业就业者比重越高的地区，人均 GDP 就越低的倾向也非常显著，地区差距问题与农村和城市间的差距问题相同。（图 2）因而，中国收入水平越高的地区，城市化、现代化程度也越高。家庭养老随着城市化、现代化进程的推进而失去了经济基础（姜向群，2005）。随着家庭养老制度的弱化，代际政治冲突将成为影响个人选择的主要因素（刘庸，2006）。与该变量相关的其他因素包括：城市化水平高的地区流动性强，降低了人们加入不利于流动社会的正规制度安排的意愿；收入水平高的地区老龄化更迅速，制度依赖率高。综上，通过收入水平表现出来的各种非经济因素极有可能抵消甚至超过经济因素的正面效应。

4.2.2.2 制度设计

雇佣正规度（FORMAL）。1997 以来，养老保险制度向私营部门推进，但直到 2002 年，私营企业养老保险覆盖率仅为 6%，随着私营经济规模的扩大，这将大大影响总体覆盖率的提高。非正规就业主要指广泛存在于非正规部门和正规部门中的，有别于传统典型的就业形式，包括非正规部门里的各种就业门类和正规部门里的非正规就业（胡鞍钢，杨韵新，2002）。本文采用私营企业从业人员和个体就业者的总和与城镇就业人员数的比例来度量雇佣正规度，但由于近年来，私营企业规模不断增大，正规部门中的非正规就业人员也大幅上升，加上大量进城农民无法纳入统计，该数据是较为粗略和保守的。该变量从多方面影响制度实施的效果。从结构看，中国养老保险制度主要在国有和集体企业等正规部门强制推行。

从制度设计看，包括个体劳动者在内的非正规就业人员认为，现有的制度缴费固定，实际上又无法提前提取或者在地区间转移，不适合他们收入不稳定、流动性强的职业特点；同时，参照企业 20% 的缴费率（其中仅 8% 入个人账户）被认为是不公平的制度设计（张超，2006）。从管理看，政府难以监管是非正规部门的定义所内涵的。国际研究表明，非正规部门的规模很可能与不按时向退休账户缴费的劳动人口比例之间存在着很高的正相关性。高的雇主与员工缴费比例会在更大程度上驱使雇主采取逃避办法，即使员工完全认识到改革的未来效用，而很想从参加正规体制中受益。但是缴费的决

定也不是他或她能够做出的。(Holzmann, etc., 2001) 综合起来, 该变量很可能与 COVERAGE 正相关。

劳动者流动性 (MIGRANT)。中国养老保险制度设计的碎片化 (Drouin & Thompson, 1994) 使人们无法在流动性日益加强的经济体中从该制度中得益, 甚至有损失的预期, 故流动性越大的区域, 参保率可能越低。选取该变量的假设前提是, 人口流动性高的地区劳动者流动性也高, 它的缺陷是将非劳动人口也包含在内, 从而与真实数据有偏差。

公众对政府的态度。个人账户比例的降低意味着未来的养老金收入更依赖统筹账户, 某种意义上说更依赖政府的财政状况 (Caijing Magazine, 2005)。因此, 公众的态度成为影响改革可能性和速度的重要因素。

公共支出偏好 (EXPENDITURE)。财政支出比重越高, 经济的市场化程度越低。James 等 (2001) 研究政治经济因素对结构性养老金改革速度的影响时, 假设某些社会支持公共部门对经济进行更多干预的偏好或政治理念将会降低结构性改革的可能性, 并在计量模型中采用了政府的商品和劳务支出占 GDP 的百分比这一变量。比重越高, 结构性改革的障碍越大。公共支出比例越高, 政府规模越大; 如果该规模尚未达到满足公共信任度的最优点, 支出比重的增加将减少人们对政府不履行承诺的忧虑; 反之, 如果政府是低效的, 规模的增加将降低公众对政府的信任度 (孙亚平, 2005)。此外, 如果政府支出结构的公平性也将影响公众的态度。因此, 该变量与 COVERAGE 的相关性不确定。

准公共品的个人负担 (MEDIEDU)。有关调查显示, 养老、医疗和子女教育位居储蓄目的前列 (国家统计局《城市家庭财产调查》, 2002)。因此, 以个人支出中医疗和教育的比重间接度量个人对准公共品的分担意愿。研究表明, 政府补贴比例与准公共品支出的个人负担比例正相关 (魏众, B. 古斯塔夫森, 2005)。假设这一比例越高, 公众对政府的信任度越高, 从而参与养老保险的意愿也越强。

5. 初步的计量检验: 对覆盖面的 OLS 分析

5.1 多元线性单方程模型

$$\begin{aligned} \text{COVERAGE} = & A1 * \text{ARGUMENTS} + A2 * \text{EXPENDITURE} + A3 * \text{OLDAGE} \\ & + A4 * \text{SUBSTITUTE} + A5 * \text{MEDIEDU} + A6 * \text{MIGRANT} + A7 * \text{INCOME} \\ & + A8 * \text{UNEMPLOYED} + A9 * \text{FORMAL} + C \quad (1) \end{aligned}$$

选取 2004 年 31 个省级行政区域的统计数据 (《中国 2005 年统计年鉴》、《中国 2005 年劳动统计年鉴》)。满足普通最小二乘法的样本大小基本

要求。但由于解释变量多且是横截面数据，有可能出现多重共线性和异方差。进行试模拟，剔除不显著变量，并进行 WHITE 异方差检验。

EVEIWS 软件运行的 OLS 估计结果显示，方程的总体线性关系显著，解释变量的总和解释了 COVERAGE 的 74%。为判定各个解释变量对 COVERAGE 的单独影响，逐个考察 Akaike info criterion 或 Schwarz criterion 是否因为解释变量的增多而减少，以及是否通过 t 值的显著性检验。

经过上述步骤，最后的方程为：

$$\text{COVERAGE} = 0.64 * \text{OLDAGE} - 0.64 * \text{FORMAL} - 1.19 * \text{EXPENDITURE} + 11.44 \quad (2)$$

$$(\text{s.e.} = 0.25, t = 2.57 **) (\text{s.e.} = 0.24, t = -2.59 **) (\text{s.e.} = 0.19, t = -6.31 *)$$

$$(\text{s.e.} = 1.95, t = 5.85 *)$$

调整后的 $R^2 = 0.69$, $F = 23.35$, 0.01 的水平上显著。White 检验值为 $F = 1.57$ ($p = 0.20$), 存在异方差的可能性不大。（* 表示显著性水平为 0.01, ** 表示显著性水平为 0.05, *** 表示显著性水平为 0.10, 以下同）

与上述类似的方法，选取方程（1）中的变量模拟 2000 年、2001 年、2003 年的数据，分别得到以下方程：

2003 年——

$$\text{COVERAGE} = -0.77 * \text{FORMAL} - 1.03 * \text{EXPENDITURE} + 14.13 \quad (3)$$

$$(\text{s.e.} = 0.31, t = -2.47 **) (\text{s.e.} = 0.16, t = -6.39 **) (\text{s.e.} = 2.34, t = 6.03 *)$$

调整后的 $R^2 = 0.58$ 。

2001 年——

$$\text{COVERAGE} = 0.24 * \text{ARGUMENTS} - 0.83 * \text{EXPENDITURE} + 7.65 \quad (4)$$

$$(\text{s.e.} = 0.10, t = 2.4 **) (\text{s.e.} = 0.18, t = -4.7 *) (\text{s.e.} = 0.45, t = 17.1 *)$$

调整后的 $R^2 = 0.50$ 。

2000 年——

$$\text{COVERAGE} = -0.78 * \text{EXPENDITURE} + 5.5 \quad (5)$$

$$(\text{s.e.} = 0.23, t = -3.37 *) (\text{s.e.} = 0.40, t = 13.84 *)$$

调整后的 $R^2 = 0.26$

上述方程均通过 WHITE 异方差检验。

5.2 计量检验的初步结论

如表 4 所示，随着年份的前推，EXPENDITURE 在四个年份的方程中都

与 COVERAGE 呈显著负相关，但系数不断减小；FORMAL, OLDAGE 和 ARGUMENTS 与 COVERAGE 或出现相关性，但关系的强弱演变无法用严格的多元回归方程找出；四个解释变量用其他年份数据模拟，将有助于我们找出一些规律。

5.2.1 公共支出偏好

最强大的影响来自地方政府支出占 GDP 的比重。变量 EXPENDITURE 与 COVERAGE 四个年度均呈显著负相关，相关系数逐年提高，表示政府支出/GDP 每增高一个百分点对应下降得更低的保险覆盖率。这与罗伯特等人的假设相符合，即公共支出偏好越强，结构性改革的阻碍越大。James 等 (2001) 人对拉美各国的研究分析表明，公共部门人群往往在改革的起步阶段被排除在外。中国迟迟无法将国家机关、事业单位等公共部门中的人群纳入社会养老保险制度，成为又一个例证。

负向关系的另一个可能原因在于，人们对政府规模的满意度已经超出了最佳规模。为得出确切的结论，有必要对支出结构作进一步考察。

设 RATEINSURANCE = 政府社会保障补贴支出/地方政府财政总支出，在 EVIEWS 中将该变量的 31 个地区值与对应的 COVERAGE 线性模拟，不存在线性相关。(图 3)

随着个人账户比例的降低，未来的养老金支付越来越依赖政府的财政 (Caijing Magazine, 2005)。但地方政府并没有加大财政补贴投入，而是通过个人账户的空帐运行应对现收现付制度下的支付压力，特别是历史负担重的老工业基地 (郑功成, 2002)。当前缴费的人们不禁担心，转型成本将转嫁到自己身上，从而加剧了代际政治冲突。综上所述，公共部门的阻碍以及人们对政府转嫁成本的不满使 EXPENDITURE 与 COVERAGE 呈显著负相关。

5.2.2 非正规就业的扩大

FORMAL 与 COVERAGE 在 2004 年和 2003 年都呈现不同水平的显著负相关性，仅 2000 年与 COVERAGE 呈较弱的正相关关系。对于正相关关系，可能的解释是，改革前期，正规经济部门是强制性养老保险制度的主要推广对象，因此 FORMAL 与 COVERAGE 成正比，从历年数据看，非正规部门比重增长较快的年份，覆盖面急速缩小 (1995 - 1999 年) 或者停滞 (2000 - 2004 年) (图 4)；改革后期，老工业基地的历史负担只能依靠畸高的缴费率来自我消化 (郑功成, 2002)，过高的费率加重了企业负担，降低了保险费收缴率 (姜向群, 2005)。

有意思的结果是两者显著的负向关系。统计数据中的国有单位包括了国

家机关、事业和社会团体，随着政府规模的迅速扩张（孙亚忠，2005），FORMAL 中被排除在改革之外的人群所占比例就越高；随着私营经济规模的扩大、就业人数的增多，FORMAL 愈加无法显示真实的雇佣正规度。

另一种解释是，如前文所述，FORMAL 越高的地区，企业承担的养老费率越高。雇工/员工缴费比例过高的地区也会导致正规体制的加入比率下降（Holzmann, etc., 2001）。调查显示，由于中国省市级社会保障部门定期用缴费来支付国有企业的养老金债务，以弥补现收现付制养老体系的赤字，使得逃避缴费的现象四处泛滥（CSIS& Prudential Foundation, 2004）。

5.2.3 制度赡养率的不确定影响

我们看到，OLDAGE 与 COVERAGE 存在微弱的负相关性。如果以我们的假设为基础，即变量显示了政府通过结构转型化解显性债务努力的效果，那么 90 年代后期以来逐年提高的个人缴费率（从 4% 上升到 8%）以及辽宁省试点中（始于 2001 年）降低的个人账户比例（从 11% 降到 8%），加上养老金保险个人账户越来越大的“空账”规模，使人们开始怀疑并抵制政府把转型成本强加于自己身上。目前中国政府慷慨的养老金支付以及承诺未来略有上升的养老金收益减弱了高制度赡养率对 COVERAGE 的负面冲击；市场化取向的经济改革带来个人养老意识的提高可能也加强了正面作用（伊志宏，2000）。

5.2.4 劳动关系中的对抗

2001 年，ARGUMENTS 与 COVERAGE 显著正相关，2003、2004 年，相关性逐渐下降。从历年数据看，有关保险福利合同的劳动争议率大幅度上升，2004 年是 2000 年的 280%（《中国劳动统计年鉴》，2001，2005）这是因为，一方面，老工业基地由计划体制向市场经济体制转型的过程中，国有集体企业和传统产业职工规模急剧缩小，私营企业、新兴产业职工及自由职业者队伍迅速扩大，加之城乡之间的劳动力转移加速，职工内部也形成了多元化利益主体；另一方面，随着市场化、契约化、法律化为特征的劳动关系的形成，职工参与民主管理的意识都大大增强（余凡，2006）。但从劳动争议的胜诉率来看，用人单位完全胜诉/劳动者完全胜诉的比例 2000 年约为 1:5.15，2004 年仅为 1:3.45，某种程度上表明，雇员相对于雇主的谈判力量的降低。

现有的制度不利于雇员维护享有保险福利的权利。虽然 1994 年以来，社会保险法就成为国家的立法重点，但直到 2004 年才正式纳入全国人大立法计划（人民网，2004），但该法至 2007 年初仍未能出台。有学者认为，

社会保障制度改革以来的分散决策、分割管理使养老保险主管部门的权力实际上受到其他部门的极大制约，中央政府也受到地方政府的牵制，有关政令不得畅行（郑功成，2002）。法律的缺位，使实践中的许多问题无法可依；而各地规章的不尽协调，甚至相互矛盾，缺少必要的衔接，使得社会保险制度既无法保持稳定和连贯，导致法规应有权威的失落（新京报，2004）。综上，整体性法律框架建设滞后于养老保险制度改革，使得职工增强的维权意识无法转化为有效的谈判力量，阻碍了覆盖率的进一步扩大。

6. 被剔除变量相关关系的总体考察（表3）

6.1 收入水平（INCOME）

INCOME 与 COVERAGE 的偏相关系数约为 0.10。前文假设中的非经济因素（代际冲突等）影响显著，但并未完全抵消收入效应，即收入水平高的地区，覆盖率更高一些。

INCOME 与正规度 FORMAL 的系数为 -0.38，与流动性 MIGRANT 的系数为 0.52，可见收入高的地区中相当一部分属于非正规就业或私营企业比重较大、就业流动性高的地区，包括北京、福建、青海等。现有的制度设计难以强制要求或吸引这一部分人群加入，也是养老保险收入效应不十分明显的重要原因。另外，地区间的绝对收入差异并不反映相对收入差异，平均工资低的地区并不意味着该地区更贫困，从而使得变量与 COVERAGE 的相关系数偏低。

6.2 养老金替代率（SUBSTITUTE）

SUBSTITUTE 与 COVERAGE 的偏相关系数约为 -0.22，与收入 INCOME 的系数为 -0.46，与前文的假设相符。收入低的地区企业历史负担重，养老保险基金甚至当年收不抵支，个人账户空帐化运营，使人们视未来的养老金兑现为高风险，从而逃避缴费。但近年来中央对社会保障的财政支持不断增加，并规定严格做实个人账户，使相关系数较小。此外，高替代率对应低流动性，并伴随着低收入，对于这些相对贫困地区（包括甘肃、青海等）的人来说，传统的非正规养老保障体制能提供更好的风险管理，从而降低了缴费的意愿（Holzmann, etc. 2001）。

6.3 准公共品的个人负担（MEDIEDU）

MEDIEDU 与 COVERAGE 的偏相关系数（CORRELATION）约为 0.4，符合我们的假设，即医疗和教育支出中个人支出比例越高的地区政府补贴越高，从而使得人们相信将从地方政府对准公共品（包括养老保险）的补贴中获益；而中央政府对经济落后地区养老保险的补贴支出则弥补了地区差

异，降低了显著性水平；最后，改革后的养老保险制度对正规部门是强制性的，不像智利那样为个人提供制度选择，也减弱了准公共品的个人负担对 COVERAGE 的影响。

MEDIEDU 与 FORMAL 的系数为 0.28。可能的解释是，一般来说，人们对医疗保障的需求更迫切 (Holzmann, etc. 2001)，日益增长的医疗费用使人们更愿意纳入正规部门就业，而养老保险与医疗保险通常是同时享有的福利，因此正规部门比重大的地区（也是养老保险最先推进的区域）覆盖率相对更高，包括黑龙江、辽宁、天津等。

6.4 劳动市场环境 (UNEMPLOYED)

UNEMPLOYED 与 COVERAGE 的偏相关系数约为 0.29，与我们的假设不符。可能的解释是，首先，统计年鉴中的城镇登记失业率不包含多进入非正规部门就业的农村劳动力，使得变量值偏高；其次，与 FORMAL 的相关系数为 -0.34，表明登记失业率越高的地区非传统正规部门（国有、集体企业）的比重越大，根据前文假设，企业的历史负担越小，从而对覆盖率产生正向影响；最后，失业率越高的地区反而收入水平越高（系数为 0.52），流动性越低（与 MIGRANT 的系数为 -0.31），也对覆盖率产生正向影响。

6.5 劳动者流动性 (MIGRANT)

MIGRANT 与 COVERAGE 的偏相关系数约为 0.25，与我们的假设不符。但由于流动性高的地区，收入水平高（与 INCOME 的相关系数为 0.52），收入效应超过了流动性大带来的负面影响。此外，由于 MIGRANT 统计的是乡、镇、街道层面的人员流动，将高估人口密度高、经济总量大区域流入流出量，从而使得本文的结论出现偏差。

综上所述，由于各种原因，上述变量并没有显示假设的各种政治因素对覆盖率的影响。

7. 补偿政治措施与建议

特殊群体、地域利益不平衡、劳动关系中的不平等、代际政治冲突以及公众对政府的信用度是阻碍养老保险扩大覆盖面和进一步改革的主要因素。通过排除在外的补偿、直接的经济补偿、非直接的横向补偿、转移分配的经济补偿以及政治支持等，以获得各利益群体的支持。

7.1 特殊群体的排除在外、直接经济补偿和横向补偿

将决策权下放到直接相关利益群体的主管部门，以政治补偿的方式使机关事业单位养老金改革在最初阶段进展相对顺利。早在 1991 年，国务院下

发 33 号文，将机关、事业单位养老保险制度改革的决策权交给人事部。1992 年，人事部下发通知，决心建立国家统一的、有利于人员流动的养老保险制度。但实际上，1993 年前后的试点却是由各省政府下发文件开始，以致各地改革步调快慢不一。有的地区，直到 2006 年的个人缴费比例仅为 3% 单位缴费比例则超过 30%；从内部改革速度来看，财政全额拨款的单位比部分拨款的单位慢，部分拨款的单位比自收自支的事业单位慢。但毕竟，到 1997 年全国机关事业单位参保人数已达到三分之一。

1997 年，人事部向国务院征求全国统一方案的意见。方案中明确要与企业养老保险制度衔接，单位缴费比例不超过 20%，个人从 4% 逐年提升至 8%。为了使方案得到利益受损群体的支持，规定了各种补偿措施：除基本养老金外，设置退休金贴和过渡性养老金；离休人员不缴纳养老保险金并享受国家规定的待遇；明确了国家与单位、个人共担责任，以政府预算和统筹基金共同保障养老金支付。

但当时，机关事业单位与企业单位的养老金差距并不大，加上养老金制度实际上碎片化的现状，方案并未通过。决策者不得不先将这部分人群排除在外（国发〔2000〕42 号规定全额拨款的事业单位仍按照现行养老金保险政策），并辅之以直接经济补偿（劳社部发〔2001〕13 号规定公务员进入企业时会得到一笔一次性补偿金）。

近年来，企业职工要求缩小与机关事业单位的养老金待遇差距的呼声越来越大，机关事业单位显性债务不断增加，加上劳动市场的流动性加快，决策者面临的改革压力日益加大。在直接经济补偿效果有限的情况下，采取横向的改革措施，以税收优惠、完全积累制等鼓励设置企业年金制度（劳社部 20 号，2004），缩小企业职工与机关事业单位的养老金待遇差距。未来，仍应尽快出台机关事业单位统一的改革方案，将这部分人群纳入覆盖范围。

对于个体工商户和灵活就业人员，改变不公平的制度设计，与企业养老保险制度统一，且明确要求纳入正规制度。为了激励他们加入，采取养老金与缴费年限部分挂钩的方式，给予直接的经济补偿，并统一各地缴费政策，便于跨省流动时的对接（国发 38 号，2005）。

未来的改革应给与小型私营企业、个体工商户和灵活就业人员以费率或税收优惠，鼓励其积极纳入正规制度的覆盖范围（ILO，2006）。

7.2 代际政治补偿

2005 年的养老保险新政策将改革涉及到人群分为三种：“老人”、“中人”和“新人”，分别设计不同的养老金计发方法。（国发 38 号，2005）对

于“老人”，维持原有规定；对于受影响最大的“中人”和“新人”，政府公开承诺职工退休后领取的养老金不会降低。对于“中人”，设置过渡性养老金进行衔接；对于“新人”则在降低个人账户比例的同时，将养老金领取与缴费年限部分挂钩，并承诺要加大财政投入。

7.3 劳动关系中的政治支持

1990年以来，企业、政府和工会在全国、大部分省级甚至市、县级建立了三方协调机制，对涉及劳动关系的重大问题进行沟通 and 协商（中国青年报，2005）。但有学者认为，我国现有的工会体制不健全，缺乏独立性，并没有发展成为能与雇主组织相抗衡的组织体，难以独立履行切实维护劳动者合法权益的职责（章群，朱悦衡，2006）。因此，强化基层企业集体协商谈判机制，转变工会组织职能，应成为保障雇员在劳动关系中谈判地位的基础。

当前我国劳动争议处理机制的不完善，不利于处于弱势地位的劳动者维护自身的权益，从而成为以政府上访、突发性事件为表现形式的集体劳动争议案件大幅度上升的重要的制度原因。为此，要建立独立的社会调解制度、中立的仲裁裁决制度和专业的诉讼审判制度，为雇员维护自身的权益提供政治支持。

7.4 转移分配补偿

养老保险制度的碎片化很大程度上源于各地发展不均衡，反过来却酿成了制度本身的缺陷。90年代后期，中央决策者逐渐认识到地域差异对养老保险实现再分配功能的不利，开始实行省级统筹、建立省内调剂金制度（国发〔1998〕28号、劳社部发〔1999〕3号），希望以此提高老工业基地的养老保险覆盖率和养老金发放率。但来自富裕地区的改革阻力显然要比决策者想象中的大得多。直到2001年底，虽然官方的报道称绝大多数地区实现了省级统筹或调剂金制度，但研究者的数据表明，直到2004年，全国1000多个养老保险基金仍由最低层次的行政机构控制（Drouin & Thompson, 2006），一些利益受损地区的缴费率甚至因此大幅度下降。

仅仅依靠省级统筹或省内调剂也无法实现省际或东、中、西部、东北部之间的转移分配补偿，在中国，最高收入省与最低收入省的收入之比高达2.3:1，全国统筹被认为是最理想的方案，但实施起来难度太大。虽然，对于中国政府的最终保障人地位和偿付历史债务的责任，学术界已经形成了共识，目前，中央和地方财政也实际成为各地养老金缺口的融资来源；2000年以来，中央财政每年拨款给国家社保基金，为未来人口老龄化时的养老金支出融资；同时，已有11个省级地区试行个人账户做实8%，其中的5%部

分中央财政予以 75% 的补贴，地方政府补贴 25%，其余由目前的缴费收入补充；2007 年 9 个省级基金委托给国家社保基金投资运营。这一切都表明，政府实际上偿还着部分的历史债务。但在劳动与社会保障部 2006-2010 的规划纲要中，仍没有明确具体的转移分配制度，人们对未来的政策还无法形成稳定的预期。

8. 研究不足与未来的改进

扩大养老保险覆盖率面临的障碍很多，比如各种技术和信息条件等，但政治经济因素的阻力更难在短期内消除。本文参考了国际国内文献，初步假设公共部门的利益高低、雇员在劳动关系中的弱势地位、非正规就业人数的扩大、劳动者流动性增加、制度设计的不合理、代际冲突的加剧、对政府的不信任等因素阻碍了养老保险覆盖范围的扩大。采用中国统计年鉴和劳动统计年鉴中城镇人口的就业、消费、参加基本养老保险的 31 个地区 4 个年份的数据，建立了计量模型，对假设进行了检验。虽然现有数据还不能验证所有假设，但大部分检验结果还是支持了假设，即政治经济因素对覆盖面的扩大起到明显的作用。

本论文的不足之处在于：

——模型中的一个解释变量往往度量了多个假设因素（如公共支出偏好），仍无法精确衡量各个因素的单独影响，未来的研究应使用能描述个人特征的专业社保调查数据，以明确各个因素对个人选择的细微影响。

——本文在运算其他年份的模型时，直接剔除了 2004 年模型中不显著的变量，仅保留了公共支出偏好、制度赡养率、保险付率争议率和雇佣正规程度这 5 个解释变量。这些模型的解释度偏低也许与此有关。未来更加严格的做法应该是把 2004 年的试算变量在其他年份中分别运算，并据以剔除。

以下则有待进一步研究：

——虽然中国的国情特殊，但与类似制度结构、经济发展水平的国家进行比较，将有助于确认或改进本文的假设。

——OLS 方法假设各个地区间的改革步调一致、费率差异为零（即随机误差项的零均值假定）。但实际上，改革遇到的阻力可能直接通过各地费率政策差异及调整速度表现出来，两者的关系有待进一步验证。

——省级统筹主要损害了养老保险基金有结余的次级行政地区；另外，由于统筹后省级政府财政必须承担责任，但在大多数省份收不抵支的情况下，也缺乏统筹的积极性（第一财经日报，2005）。各个地区的统筹层次与覆盖率的相关关系需要进一步得到实证支持。

注释：

[1] . 第一支柱为在代际、代内再分配的大规模强制性公共或半公共制度。NDC 指以名义固定缴费办法确定待遇。Loise. Fox & Edward . Palmer, " New Approaches to Multi - pillar Pension Systems: What in the World Is Going On?", in Robert Holzmann and Joseph E. Stiglitz, eds. *New Ideas About Old Age Security* , Washington: World Bank, 2001

[2] . 变量的数据来源和计算方式：

城镇基本养老保险覆盖率 (COVERAGE) = 参保职工人数/城镇就业人员总数

保险福利合同争议率 (ARGUMENTS) = 保险福利合同争议涉及劳动者当事人人数/城镇职工总数

制度赡养率 (OLDAGE) = 年末参保退、离休及退休人员/年末参保职工

雇佣正规度 (FORMAL) = $[1 - (\text{城镇私营企业就业人员} + \text{个体就业人员}) / \text{城镇就业人员}] * 100\%$

养老金替代率 (SUBSTITUTE) = 企业人均退休工资/平均工资

收入水平 (INCOME) = 报告期实际支付的全部职工工资总额/报告期全部职工平均人数 (年鉴数据)

劳动者流动性 (MIGRANT) = 住本调查小区户口在本乡、镇、街道人数/总调查人口

财政支出偏好 (EXPENDITURE) = 地方财政支出/当地 GDP

准公共品的个人负担 (MEDIEDU) = 人均医疗和教育支出/人均总消费支出

劳动市场环境 (UNEMPLOYED) = $\{ \text{城镇登记失业人数} / (\text{城镇单位就业人员} - \text{使用的农村劳动力} - \text{聘用的高退休人员} - \text{聘用的港澳台及外方人员}) + \text{不在岗职工} + \text{城镇私营业主} + \text{城镇个体户主} + \text{城镇私营企业及个体就业人员} + \text{城镇登记失业人数} \} * 100\%$

数据来源：《中国劳动统计年鉴》，《中国统计年鉴》)

参考文献：

[1] . Anne, Drouin & Lawrence, H. Thompson, "Perspectives on the social security system of China", Geneva: Sub - regional Office for East Asia, Bangkok International Labour Organization Social Security Department, 2006

[2] . "Averting the Old Age Crisis: Policies to Protect the Old and Promote Growth", Washington D. C: World Bank, New York: Oxford University Press, 1994

[3] . Estelle James & Sarah Brooks, " Political Economy of Structural Pension Reform", in Robert Holzmann and Joseph Stiglitz, eds. , *New Ideas About Old Age Security*, Washington DC: World Bank. 2001

[4] . Loise. Fox&Edward . Palmer, " New Approaches to Multi - pillar Pension Systems:

- What in the World Is Going On?", in Robert Holzmann and Joseph E. Stiglitz, eds. *New Ideas About Old Age Security*, Washington: World Bank, 2001
- [5] . Ren Bo, Measures? to? Tackle? Pension? Fund? Deficit [J] *Caijing Magazine*, 2005 (12)
- [6] . Richard Jackson & Neil Howe, "The Graying of the Middle Kingdom: The Demographics and Economics of Retirement Policy in China", Center for Strategic and International Studies & Prudential Foundation, April, 2004.
- [7] . Robert Holzmann, Truman Packard, and Jose Cuesta, "Extending Coverage in Multipillar Pension Systems: Constraint and Hypotheses, Preliminary Evidence and Future Research Agenda," in Robert Holzmann and Joseph E. Stiglitz, eds. *New Ideas About Old Age Security*, Washington: World Bank, 2001
- [8] . Robert Palacios, "The pension coverage gap: issues and options", World Bank: 2006
- [9] . 姜向群, 老年社会保障制度—历史与变革 [M] 北京: 中国人民大学, 2005
- [10] . 伊志宏, 养老金改革: 模式选择及其金融影响 [M] 北京: 中国财政经济出版社, 2000, 5
- [11] . 世界银行编写组, 防止老龄危机——保护老年人及促进增长的政策, 中国劳动部社会保险研究所译 [M] 北京, 中国财政经济出版社, 1995, 12
- [12] . 章群, 朱悦衡, 我国不当劳动行为控制的制度构建 [J] *天府新论*, 2006 (5)
- [13] . 郑功成, 中国社会保障制度变迁与评估 [M] 北京: 中国人民大学出版社, 2002
- [14] . 孙亚忠, 适度政府规模的数量和质量分析 [J] *南京社会科学*, 2005 (7)
- [15] . 胡微微, 李凯, 中国城市非正规就业与收入差距分析 [DB/OL] 中国经济学教育科研网 (www.cenet.org.cn), 2006
- [16] . 余凡, 中共重庆市委党校科社与政治学教研部 [J] *探索*, 2006 (6)
- [17] . 《国务院关于企业职工养老保险制度改革的决定》 [Z] 国发〔1991〕33号, 1991
- [18] . 《关于深化企业职工养老保险制度改革的通知》 [Z] 国发〔1995〕6号, 1995
- [19] . 《关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》 [Z] 国发〔1997〕26号, 1997
- [20] . 《社会保险费征缴暂行条例》 [Z] 国务院令第259号, 1999
- [21] . 《关于完善城镇社会保障体系的试点方案》 [Z] 国发42号, 2000
- [22] . 王剑辉, 《劳动保障信访的热点问题》 [J] *中国劳动*, 2006 (12)
- [23] . 邬沧萍, 杜鹏, 《中国人口老龄化国际比较研究报告》 [R] 转引自: 姜向群, 老年社会保障制度—历史与变革 [M] 北京: 中国人民大学, 2005
- [24] . 胡鞍钢, 杨韵新, “就业模式转变: 从正规化到非正规化——我国城镇非正规

- 就业状况分析” [J] 《管理世界》2001 (2)
- [25] . 《国务院关于实行企业职工基本养老保险省级统筹和行业统筹移交地方管理有关问题的通知》 [Z] 国发 28 号, 1998
- [26] . 张超, 从主体选择到制度激励——个体劳动者养老保险的制度建构 [J] 黑龙江社会科学, 2006 (3)
- [27] . 魏众, B. 古斯塔夫森, 《中国居民医疗支出不公平性分析》 [J] 经济研究, 2005 (12)
- [28] . 《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》 [Z] 国发 38 号, 2005
- [29] . 《王东进: 社会保险法已纳入全国人大立法计划》 [EB/OL] 人民网, 2004 - 09 - 04
- [30] . 关志雄, 《地区差距已经超过了允许范围——走向“全面小康社会”的道路依然漫长》 [DB/OL] 独立行政法人 (RIETI), 经济产业研究所, 2005
- [31] . 王琳, 《出台社会保险法关乎全民福祉》 [N] 新京报, 2004 - 09 - 08
- [32] . 《城市家庭财产调查》 [R] 国家统计局, 2002
- [33] . 《关于职工在机关事业单位与企业之间流动时社会保障关系处理意见的通知》 [Z] 劳社发 13 号, 2001
- [34] . 《企业年金基金管理试行办法》 [Z] 劳社部令 23 号, 2004
- [35] . 《协调劳动关系三方机制有望纳入〈劳动合同法〉》 [N] 《中国青年报》, 2005
- [36] . 《“十一五”将实现省级统筹, 8000 亿空账有望缓解》 [N] 《第一财经日报》, 2005
- [37] . 陈建奇, 《养老保险制度安排的模型分析与评价》 [J] 华东师范大学学报 (哲学社会科学版), 2006 (5)

附录：

表1 各年度养老覆盖面及其结构

年份	覆盖率	结构性扩面的制度建设					
		国有企业	集体企业	国内私营企业	外资企业	个体工商户、灵活就业人员	国有机关事业单位
1990	0.31						
1991	0.32	M	M	O	O		
1992	0.44	M	M	O	O		
1993	0.44	M	M	O	OP		
1994	0.46	M	M	O	OP		
1995	0.46	M	M	O	O	O	P
1996	0.44	M	M	O	O	O	P
1997	0.42	M.S	M.S	O.S	O.S	O	P
1998	0.39	M.S	M.S	O.S	O.S	O	P
1999	0.42	M.S	M.S	M.S	M.S	O	P
2000	0.45	M.S	M.S	M.S	M.S	O	P
2001	0.45	M.S	M.S	M.S	M.S	O	P
2002	0.45	M.S	M.S	M.S	M.S	O	P
2003	0.45	M.S	M.S	M.S	M.S	O	P
2004	0.46	M.S	M.S	M.S	M.S	O	P

M: 强制性规定参加

O: 可选择是否加入或者未规定具体费率

M.S: 强制并建议费率上限或下限

O.S: 可选择并建议费率

数据来源: 作者根据《2005年中国统计年鉴》数据计算, 根据中国劳动和社会保障部、中国国务院等官方机构公布的政策法规整理

表2 1994-2001年全国集体劳动争议数量及人数情况

年度	集体争议数量(件)	集体争议年增长率(%)	集体争议人数(人)	集体争议总人数(人)	集体争议人数占劳动争议总人数比例(%)
1994	1482	-	52637	77794	67.66
1995	2588	74.63	77340	122512	63.13
1996	3150	21.72	92203	189120	48.75
1997	4109	30.44	132647	221115	59.99
1998	6767	64.69	251268	358531	70.08
1999	9043	33.63	319241	473957	67.36
2000	8247	-8.80	259445	422617	61.39
2001	9847	19.4	287000	467000	61.46

数据来源: 朱超《群体性劳动争议的预防消解与机制建设研究》, 南京师大学报社会科学版, 2004(4)

表 3
2004 年各变量间的相关关系

	COVERAGE	UNEMPLOCOVERAGED	SUBSTITUTE	OLDAGE	MIGRANT	MEDIEDU	INCOME	FORMAL	EXPENDITURE	ARGUMENTS
COVERAGE	1.000	0.289	-0.218	-0.527	0.246	0.405	-0.098	-0.169	-0.752	0.424
UNEMPLOYED	0.289	1.000	-0.037	0.138	-0.314	-0.050	-0.166	-0.337	-0.022	0.181
SUBSTITUTE	-0.218	-0.037	1.000	-0.135	-0.401	0.071	-0.456	0.287	0.046	-0.189
OLDAGE	-0.527	0.138	-0.135	1.000	-0.190	-0.115	0.385	-0.029	0.626	-0.065
MIGRANT	0.246	-0.314	-0.401	-0.190	1.000	0.181	0.522	-0.046	-0.293	0.167
MEDIEDU	0.405	-0.050	0.071	-0.115	0.181	1.000	-0.188	0.281	-0.527	0.092
INCOME	-0.098	-0.166	-0.456	0.385	0.522	-0.188	1.000	-0.382	0.430	0.351
FORMAL	-0.169	-0.337	0.287	-0.029	-0.046	0.281	-0.382	1.000	-0.165	-0.280
EXPENDITURE	-0.752	-0.022	0.046	0.626	-0.293	-0.527	0.430	-0.165	1.000	-0.269
ARGUMENTS	0.424	0.181	-0.189	-0.065	0.167	0.092	0.351	-0.280	-0.269	1.000

数据来源:作者采用《2005 年中国统计年鉴》、《2005 年中国劳动统计年鉴》数据,运用软件计算所得

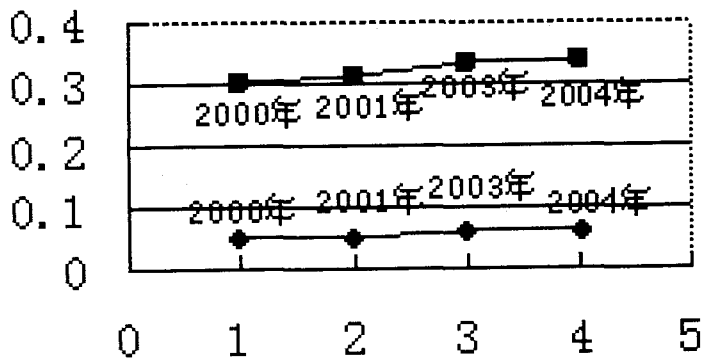
表 4

不同年份计量特征比较

Variable	2004			2003			2001			2000		
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
OLDAGE	-0.16	0.26	-0.63	-0.20	0.26	-0.75	-0.15	0.33	-0.44	-0.22	0.16	-1.32
FORMAL	-0.56	0.29	-1.97**	-0.69	0.32	-2.18**	-0.26	0.22	-1.17	0.13	0.34	0.37
EXPENDITURE	-1.17	0.27	-4.4*	-0.89	0.21	-4.34*	-0.75	0.22	-3.46*	-0.83	0.23	-3.53*
ARGUMENTS	0.11	0.08	1.32	0.18	0.11	1.64	0.23	0.11	2.11**	--	--	--
C	12.61	2.23	5.66*	13.60	2.36	5.76*	9.88	1.75	5.66*	5.01	2.74	1.81**
调整后的 R ²	0.63			0.59			0.50			0.25		

数据来源：作者采用《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》相应年份数据，运用软件计算所得

图 1：中国养老保险制度成熟度（注）

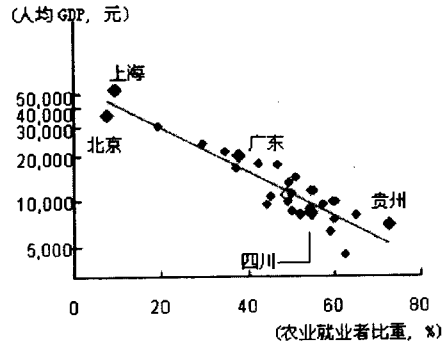


注：老年赡养率 = 退休职工人数 / 在职职工人数

制度赡养率 = 参保退休职工人数 / 参保在职职工人数

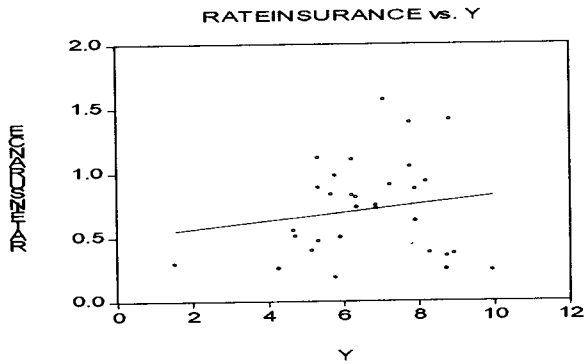
以制度赡养率 / 老年赡养率的比值衡量制度成熟度，比值越高，制度越成熟。(World Bank, 1994)

图 2:



数据来源：关志雄 根据中国统计年鉴绘制《地区差距已经超过了允许范围——走向“全面小康社会”的道路依然漫长》，2005年，RIETI

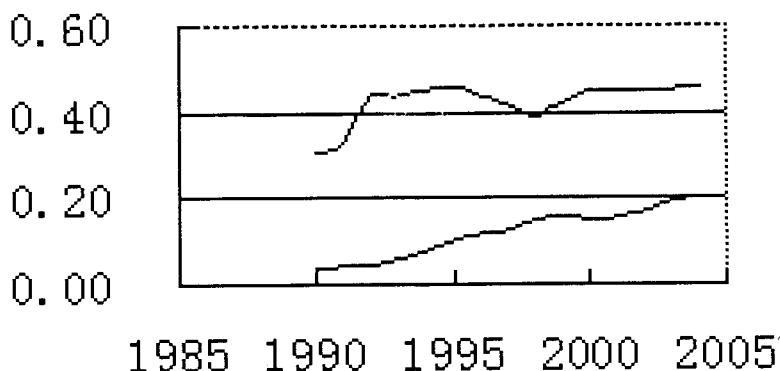
图 3:



注：RATEINSURANCE = 政府社会保障补贴支出/地方政府财政总支出
 (数据来源，作者采用《2005年中国统计年鉴》数据，运用 Eviews4.0 计算)

图 4:

制度覆盖面与非正规部门比重 (1990-2004年)



注：制度覆盖面 = 参保的在职职工人数 / 城镇就业人员总数
 雇佣正规度 = 私营企业和个体就业人员数 / 城镇就业人员
 数据来源：《2005 年中国统计年鉴》数据，运用软件计算所得

(作者系：复旦大学经济学硕士研究生)

调查与研究

天津市和平区老年人生活现状与社会需求调查报告

天津市和平区老龄工作委员会办公室

为进一步了解和把握全区老年人基本生活状况和社会需求，继续深化“居家养老”社会化服务创建活动，天津市和平区投入大量人力物力，从