

解雇规制对就业稳定性的影响

——基于《劳动合同法》实施效果的实证研究

蒋帆 于大川*

内容提要 解雇规制是提高劳动者就业稳定性的重要手段，但其实际效果常常受到质疑。本文基于 2012 年中国劳动力动态调查的工作史数据，以《劳动合同法》的实施为准自然实验构建双重差分模型，实证检验了解雇规制对就业稳定性的影响。研究发现，《劳动合同法》有关无固定期限劳动合同的规定，显著提高了在职时间接近但不足 10 年的雇员的离职概率，说明解雇规制对部分劳动者的就业稳定性造成了负面影响。进一步研究表明，这种影响在人力资本较低、私有部门以及小型单位的雇员中间表现得更加显著，这可能加剧中国现有的就业不平等问题。研究认为，劳动保障立法应充分考虑市场主体的能动性对法律实施效果的影响，以精准实现“稳就业、保民生”的政策目标。

关键词 解雇规制 就业稳定性 劳动合同法 无固定期限劳动合同 劳动保障

一 引言

解雇规制 (dismissal legislation) 是指立法规定解雇条件，以限制解雇行为、稳定雇佣关系的劳动保障措施。尽管实施解雇规制的目的在于减少不合理的解雇行动，但由于相关规定也可能对正常的用工决策造成干扰，此类规制的实际效果常常受到质疑

* 蒋帆，广东金融学院公共管理学院，电子邮箱：47-253@gdulf.edu.cn；于大川（通讯作者），广东金融学院公共管理学院，电子邮箱：30-014@gdulf.edu.cn。本文是广东省基础与应用基础研究基金区域联合基金青年项目“城镇雇员就业稳定性变迁及影响研究：理论机制与经验证据”（项目编号：2019A1515110354）的阶段性成果。研究数据来自中国劳动力动态调查（CLDS），作者向数据提供单位中山大学社会科学调查中心表示感谢。

(Lazear, 1990; Krueger, 1991; Kalleberg, 2009; 唐跃军、赵武阳, 2009; 张建武、高松茂, 2009; 姚先国, 2011)。在中国, 这种情况集中体现在有关《中华人民共和国劳动合同法》(以下简称《劳动合同法》) 实施效果的争论中。很多人认为, 2008 年开始实施的《劳动合同法》通过更加严格的解雇规制提高了雇员群体的就业稳定性 (employment stability), 这不仅有助于提升在职人员的单位归属感与工作满意度, 也致使用人单位有相对充裕的时间进行专用性人力资本投资, 劳资双方的状况因此均会得到改善 (常凯, 2008; 杜鹏程等, 2018; 李波、蒋殿春, 2019; 丁从明等, 2020)。但也有人认为, 《劳动合同法》的解雇规制在提高就业稳定性的同时降低了用工灵活性, 这不仅不利于提高生产效率, 也会使用用人单位在招工变得更加谨慎, 从而增加了劳动者的就业难度, 劳资双方的利益因此均会受到损害 (董保华, 2007; 王光荣、李建标, 2013; 章元等, 2019)。

尽管争议双方对《劳动合同法》的实施效果有截然不同的判断, 但他们都将解雇规制对就业稳定性的影响作为组织论证的重要一环。遗憾的是, 与上述争议相关的学术研究大多都将“解雇规制会提升雇员群体的就业稳定性”视为一种先验事实, 因此很少对这种影响进行实证检验, 这无疑降低了相关推断的可靠性。这种选择性的忽视主要源于下述两个原因: 首先, 从研究内容来看, 现有的《劳动合同法》研究主要关注法律实施对生产效率与劳动权益的影响, 它们的因变量要么是企业投资水平、企业生产率、企业创新等与生产效率直接相关的变量 (刘媛媛、刘斌, 2014; 倪骁然、朱玉杰, 2016; 潘红波、陈世来, 2017; 李波、蒋殿春, 2019; 李建强、赵西亮, 2020), 要么是工资水平、工作时长、合同签订率、社保参与率或工作满意度等与劳动权益直接相关的变量 (李小瑛、Freeman, 2014; 屈小博, 2017; 杜鹏程等, 2018; 丁从明等, 2020)。在这些研究中, 就业稳定性往往被视为一种相对次要的中间变量, 因此未得到太多关注。其次, 从研究方法来看, 由于国内现存的劳动力调查很少追踪个体的工作经历, 因此雇员群体的就业稳定性并不容易测量, 这也是导致相关研究不直接考察就业稳定性的重要原因。

那么, 解雇规制对就业稳定性的影响是否真实存在? 如果存在, 它是否仅表现为对就业稳定性的提升作用? 这种影响的发生机制又是什么? 对这些问题的分析有助于更加客观地评估《劳动合同法》的实施效果, 为中国的劳动保障制度改革提供更加科学的理论依据与数据支持。为此, 本文以 2012 年中国劳动力动态调查 (China Labor-force Dynamic Survey, 以下简称 CLDS) 提供的个体工作史数据为统计依据, 以《劳动合同法》的实施为准自然实验, 以该法律对解雇成本的影响与在职时间相关为切入点

构建双重差分模型 (Difference-in-Difference Model, 以下简称 DID 模型), 实证检验了解雇规制对就业稳定性的影响。研究表明, 由于用人单位会理性规避对自己不利的法律条款, 以无固定期限劳动合同制度为核心的解雇规制不仅无法有效达到其预期效果, 还会对部分人的就业稳定性造成负面影响, 并加剧中国现有的就业不平等问题。这一方面说明《劳动合同法》的内容设计存在不足之处, 还有改进空间; 另一方面说明在有关劳动保障立法效应的讨论中, 不能武断地认为解雇规制可以提升就业稳定性, 而是要充分考虑市场主体的能动性对法律实施效果的调节作用。

本文的研究贡献主要有以下几点: 第一, 我们实证检验了以无固定期限劳动合同制度为代表的解雇规制对就业稳定性的影响, 为有关《劳动合同法》实施效果的争论提供了更加丰富的参考材料; 第二, 我们从理论层次论证了解雇规制影响就业稳定性的可能机制, 揭示了法律约束与市场规律之间的张力及其对法律实施效果的调节作用; 第三, 我们设计了一个基于工作史数据分析个体离职概率的方案, 为就业稳定性测量提供了新的思路; 第四, 我们基于雇员的在职时间区分 DID 分析的参照组与处理组, 为《劳动合同法》实施效果检验提供了新的思路。下文将首先通过文献回顾分析解雇规制对就业稳定性的影响机制, 再基于《劳动合同法》的具体内容提出研究假设, 然后围绕研究假设进行实证分析, 并以实证结果为依据提出政策建议。

二 文献回顾

(一) 就业稳定性与解雇规制

就业稳定性用于衡量雇佣关系维系时间的长短, 是决定就业质量的重要因素 (赖德胜, 2017)。稳定的就业可以为劳动者提供可靠的经济来源, 这不仅有助于提升他们的生活质量, 也会对他们的工作效能产生积极影响, 因此很多国家都将提高就业稳定性作为劳动保障的关键目标 (田野、焦艳玲, 2011)。市场经济条件下的劳动保障制度主要通过解雇成本的调控来约束雇主的行为, 相关立法因此常常被称为“解雇规制”。实施解雇规制的核心目的是对抗传统资本主义社会奉行的“雇佣自由” (employment-at-will) 原则 (Krueger, 1991; Autor, 2003; 王显勇, 2018)。按照这一原则, 雇主可以出于任何正当或不正当的理由解雇员工, 而不用承担经济或道德成本。在这种观念的影响下, 劳动者的就业权几乎完全掌握在雇主手中, 他们的就业稳定性因此得不到必要保障。

为保护劳动者的就业权, 当代大部分国家的劳动保障制度都包含解雇规制, 此类规制主要通过以下几种方法限制雇主的解雇行为: 第一, 要求雇主在解雇员工时对后

者进行必要的经济补偿，即支付一定的遣散费。这种要求可以直接增加解雇成本，从而抑制雇主的解雇决策（Bauer et al., 2007; Kugler & Pica, 2008; Marinescu, 2009）。第二，要求雇主提前一段时间将解雇决定告知被解雇对象，由于后者可能对该决定提出异议并提起诉讼，或是在离职前以消极怠工的形式表达不满，此类措施会间接增加雇主的解雇成本（Addison & Blackburn, 1994）。第三，对劳动合同的订立形式、适用条件、签订次数以及时间长度等进行规定，以保证雇佣关系的持续时间超过指定期限（田野、焦艳玲，2011；王显勇，2018）。第四，对大规模的裁员行动进行限制，要求雇主在裁员前向政府主管部门提出正式申请，只有当裁员理由符合法律规定时，雇主才有权落实裁员行动（Van Audenrode, 1994）。

（二）解雇规制的积极作用与消极影响

尽管解雇规制得到了各国政府的支持，但与之相关的学术争论却一直存在。支持者认为，解雇规制明确了劳动者的就业权，这不仅可以在一定程度上减少不合理的解雇行为，也为解雇纠纷的处理提供了更加清晰的法律依据。Krueger（1991）基于对美国劳动保障制度发展史的研究发现，通过立法界定什么是“合理的解雇行为”不仅可以降低雇员的失业风险，也可以降低雇主在采取解雇行动时承担的法律成本，劳资双方因此都可以获益。另一方面，从相对宏观的角度来看，解雇规制能够在经济下行时期降低用工规模对生产规模的弹性，从而减小经济波动对就业的消极影响（Fay & Medoff, 1985; Aizcorbe, 1992）。Hamermesh（1989）的研究显示，在经济波动幅度较小时，解雇规制的存在可以显著降低就业规模的变化，其“稳就业”的效果十分显著。一些国际比较研究显示，相对严格的解雇规制使欧洲劳动者的就业稳定性高于美国劳动者，前者因此具有更高的生活安定感与工作满意度（Van Audenrode, 1994）。

而反对者则认为，尽管解雇规制名义上增加了雇主的解雇成本，但只要市场允许劳资双方交易就业权，那么根据科斯定理，雇主很容易将上述成本转嫁给雇员，当这种情况发生时，相关规定将不会对雇佣结果造成任何实质影响（Krueger, 1991）。例如，雇主可以通过降低当前工资的方式转移未来的解雇成本，如果雇员期望获得就业机会，他们就会接受这种安排，这相当于用部分收入购买就业权。由于解雇成本已经通过这种方式得到补偿，当解雇需求出现时，雇主不会因成本问题改变解雇决策。另一方面，如果雇主不能通过市场交易将解雇成本转嫁给雇员，那么解雇规制将显著增加边际用工成本，这将降低劳动力市场的总需求，最终导致就业人口萎缩的后果。Lazear（1990）、Addison & Grosso（1996）基于经济合作与发展组织（OECD）成员国数据的研究发现，要求雇主支付遣散费或提前公布解雇计划会显著降低一国的劳动参

与率与就业人口规模，从而对国民经济的发展造成不利影响。而 Autor (2003) 以及李爽等 (2009) 的研究则表明，解雇规制可能促使雇主采用间接雇佣的方式——如使用劳务派遣工——满足用工需求，从而使正式就业的雇员规模下降，非正式就业的雇员规模上升，劳动者的就业稳定性因此更加无法得到保障。

三 制度背景与研究假设

与西方国家不同，中国实施解雇规制的初衷不是为了对抗“雇佣自由”的原则，而是为了解决在市场经济改革的进程中出现的现实问题 (刘斌等, 2015)。在 20 世纪 80 年代以前，中国在城镇地区实行的是与计划经济体制高度适应的固定用工制度，国家按统包统配的原则为适龄人口分配工作，用人单位一般不能辞退职工，职工也不能按自己的意愿离职或更换工作，劳动者因此具有极高的就业稳定性。这种就业模式建立在行政管控而非契约关系的基础之上，因此很难满足市场经济改革的需要。为解决这个问题，中国在 1986 年颁布了《国营企业实行劳动合同制暂行规定》，其目的就是为了推行与市场经济相适应的劳动合同制度。这种制度在随后颁布的《中华人民共和国劳动法》(以下简称《劳动法》) 中得到进一步确认，城镇就业就此进入了以劳动合同为基础的市场化时代。

这一变迁的结果是用工灵活性战胜了就业稳定性 (李小瑛、赵忠, 2012; 孟凡强、吴江, 2013; 王显勇, 2018)。由于《劳动法》并未对劳动合同的订立条件做太多限制，用人单位普遍采取了“劳动关系长期化与劳动合同短期化”的用工策略。基于这种策略，即使用户单位与劳动者的劳动关系会维持很长时间，双方也只会签订 1~2 年的短期合同。这种做法在提高用工灵活性的同时降低了就业稳定性，使就业短期化成为这一时期影响社会和谐稳定的重要问题。《劳动合同法》正是在这样的背景下登上历史舞台，其重要使命就是改进劳动合同制度、提升劳动者的就业稳定性 (田野、焦艳玲, 2011)。

相比于《劳动法》，《劳动合同法》的特点是明确提出了多项规定以限制用人单位的解雇行为 (廖冠民、陈燕, 2014; 刘媛媛、刘斌, 2014)。在这些规定中，最有影响也最受争议的内容是对无固定期限劳动合同制度的修订。该法第十四条规定，如果劳动者在“用人单位连续工作满十年”，那么当他“提出或者同意续订、订立劳动合同”时，用人单位应与其签订无固定期限合同。在这种合同签订以后，除非有正当理由——如雇员“严重失职，营私舞弊，给用人单位造成重大损害”或“不能胜任工作，经过培训或者调整工作岗位，仍不能胜任工作”等等，用人单位原则上不能单方面采取解雇行动。

与《劳动法》实行当事双方协商订立无固定期限合同的劳动保障策略不同，《劳动

《劳动合同法》实行的是强制用人单位与满足要求的劳动者缔结无固定期限合同的策略，其目的是让雇佣双方在经过一段时间的磨合之后，建立相对稳定性的雇佣关系（唐跃军、赵武阳，2009；张建武、高松茂，2009；王显勇，2018）。尽管这一目标符合主流社会的期待，但由于用人单位可以通过各种方法规避上述规定，该立法的实际作用受到了学术界的质疑。很多学者担心，相关规定会促使用人单位采取各种措施控制雇员的连续在职时间，从而造成与立法目标完全相反的后果（李爽等，2009；姚先国，2011；王光荣、李建标，2013）。为回应上述质疑，本文试图借鉴 Marinescu（2009）的研究方案，利用无固定期限合同的订立条件与雇员在职时间相关这一特点构建 DID 模型，实证检验这种类型的解雇规制对就业稳定性的影响^①。本文认为，由于《劳动合同法》要求用人单位与在职时间超过 10 年的雇员签订无固定期限合同，该法律的实施将使上述雇员的解雇成本出现阶跃式的上升（图 1 简单模拟了这种变化）。

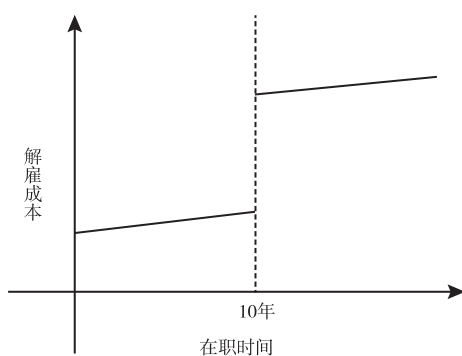


图 1 无固定期限劳动合同制度对解雇成本的影响

资料来源：作者绘制得到。

这种情况将促使用人单位改变用工策略，他们将采取更加严格的选拔手段控制在在职时间超过 10 年的雇员规模。如果这种选拔集中在阈值到来之前进行，那么对于那些在职时间接近但不足 10 年的雇员而言，《劳动合同法》的实施将显著提高其离职概率，从而降低他们的就业稳定性。而对于那些在职时间超过 10 年的雇员而言，一方面由于

^① Marinescu（2009）关注的是 1999 年英国劳动保障制度改革对劳动者就业稳定性的影响。在 1999 年以前，该国雇主可以不受限制地解雇入职时间不超过 24 个月的雇员。而从 1999 年开始，不受限制的解雇期被缩短至 12 个月。Marinescu（2009）认为这一改革会降低入职时间在 12~23 个月之间的雇员离职率，但不会对在职时间超过 24 个月的雇员造成显著影响。该研究基于上述事实构建 DID 模型检验制度改革的效果，本文借鉴了这种做法。

此类雇员已经是与工作岗位匹配程度较高的劳动者，他们的离职概率本来就比较低，另一方面由于用人单位很容易找到方法规避订立无固定期限合同的责任——如先暂时解聘再重新签订劳动合同或将雇员的劳动关系转移到利益关联公司等等，因此上述规定的实施对这部分雇员的影响会相对较小。

基于以上逻辑，如果将在职时间超过 10 年的雇员作为参照组，将在职时间接近但不足 10 年的雇员作为处理组，我们可以做出以下两个推断：第一，由于参照组的在职时间较长，无论从劳动力—工作匹配还是从专用性人力资本投资的角度来看，这组人的离职概率均应低于处理组。第二，由于《劳动合同法》的实施会显著提升处理组的离职概率，而不会对参照组造成太大影响，因此两组雇员在离职概率方面的差距在法律实施以后会显著扩大，由此我们做出第一个假设：

假设 1：在《劳动合同法》实施以后，在职时间超过 10 年的雇员与在职时间接近但不足 10 年的雇员在离职概率方面的差距显著扩大。

如果上述假设成立，则可初步证明《劳动合同法》的实施影响了部分劳动者的就业稳定性，但这一论据并不可靠。因为在《劳动合同法》开始实施的 2008 年，受全球金融危机的影响，中国的经济发展速度明显放缓，这同样可能影响雇员群体的就业稳定性。而且过往的经验表明，相对于在职时间较短的雇员，经济增速放缓对资深雇员的影响较小，因此假设 1 描述的现象也可能源于宏观经济形势的变化，而非解雇规划的影响。

鉴于以上问题的存在，本文将另一组雇员——也就是在职时间远低于 10 年的雇员，纳入分析范围。我们认为，相对于那些在职时间接近但不足 10 年的人而言，这一组人的在职时间离获得无固定期限合同的法定期限较远，《劳动合同法》的实施对其就业稳定性的影响因此相对较小。同时，由于这一部分人与工作岗位的匹配程度及其接受的专用性人力资本投资比其他两组人都低，因此他们在经济波动期更有可能被用人单位裁撤。由此我们做出如下推断：第一，如果假设 1 描述的现象主要是经济波动的后果，那么在职时间超过 10 年的雇员与在职时间远低于 10 年的雇员在离职概率方面的差距在 2008 年之后也会显著扩大。第二，如果假设 1 描述的现象主要是《劳动合同法》实施的后果，那么上述两组人在离职概率方面的差距在 2008 年前后则不会有显著的变化。基于以上分析我们提出以下两个对立假设：

假设 2a：在《劳动合同法》实施以后，在职时间超过 10 年的雇员与在职时间远低于 10 年的雇员在离职概率方面的差距显著扩大。

假设 2b：在《劳动合同法》实施以后，在职时间超过 10 年的雇员与在职时间远低于

于10年的雇员在离职概率方面的差距无显著变化。

进一步考虑法律影响的群体异质性，本文认为由于在职时间不是决定解雇成本的唯一因素，如果《劳动合同法》的解雇规制对就业稳定性的影响真实存在，那么这种影响在不同类型的雇员群体之间应存在程度上的差异。首先，从劳动者的个体特征来看，相对于那些教育水平较高的雇员来说，教育水平较低的雇员更容易被替代。因此，《劳动合同法》对就业稳定性的负面影响在后一类人群中会表现得更加显著。其次，从劳动者所在单位的部门性质来看，由于公共部门的用人单位——如党政机关、事业单位以及国有企业等等，承载着稳定就业的重要使命，它们对于解雇成本的敏感性必定会低于私有部门的用人单位——如私营企业等等。因此，本文认为相对于公共部门，《劳动合同法》对就业稳定性的负面影响在私有部门的表现更加显著。最后，从劳动者所在单位的劳动力规模来看，由于雇员数量越少的用人单位调整用工计划的难度越低，因此本文认为相对于雇员规模较大的单位，《劳动合同法》对就业稳定性的负面影响在小型单位中的表现更加显著。由此我们做出以下几个推断：

假设3：相对于高等教育雇员，假设1描述的现象在非高等教育雇员中更显著。

假设4：相对于公共部门，假设1描述的现象在私有部门中更显著。

假设5：相对于雇员规模较大的单位，假设1描述的现象在雇员规模较小的单位中更显著。

四 研究设计

（一）研究数据

本文以2012年CLDS数据为基础进行实证研究。CLDS项目由中山大学社会科学调查中心组织实施，从中国的29个省级行政区中抽样，调查样本具有对应地区15岁以上人口的总体代表性。本文选择该数据作为统计依据的主要原因是它对受访者的非农工作史进行了调查，调查内容包括每一份工作的起始时间、中止时间、部门性质以及行业类型等等^①。我们首先根据这些信息生成了由受访者的所有工作经历构成的事件史(event history)数据(Blossfeld et al., 2007)，然后通过对事件史数据的再抽样生成了《劳动合同法》实施前后3年——即2005-2011年的混合横截面数据。基于该数据可估计雇员群体在指定年份的离职概率，并进一步分析其就业稳定性的变化趋势。

^① 这里以工作单位发生变化作为工作转换的依据。

上述数据处理方案的操作实例如图 2 所示。假设基于 2012 年 CLDS 数据生成的事件史数据总共包括 3 个劳动者 (A、B、C) 的 5 段工作经历 (A_1、A_2、B_1、B_2、C_1)，每段工作经历可以表示为时间轴上的一条线段，线段的起点对应工作开始时间，终点对应工作终止时间。如果我们在 2005 年对事件史数据进行抽样，那么对应样本包括 A、B、C 三人所从事的三份工作 (A_1、B_1、C_1)，其中 B_1 这份工作在当年结束。如果在 2011 年进行抽样，那么对应样本包括 A、B、C 三人所从事的四份工作 (A_1、A_2、B_2、C_1)，其中 A_1 在这一年结束，而 A_2 则在这一年开始。为确保个体在同一年份只与一份工作经历相对应，我们删除了所有延续时间小于 2 年的工作，这样在 2011 年的样本中就只剩下 A_1、B_2、C_1 三份工作。由此我们可以根据两次抽样结果生成两个横截面数据，在每个数据中，个体与工作之间均保持一一对应的关系。基于相同的方法在其他年份抽样，即可形成一组以个体为分析单位的混合横截面数据，抽样结果如表 1 所示。

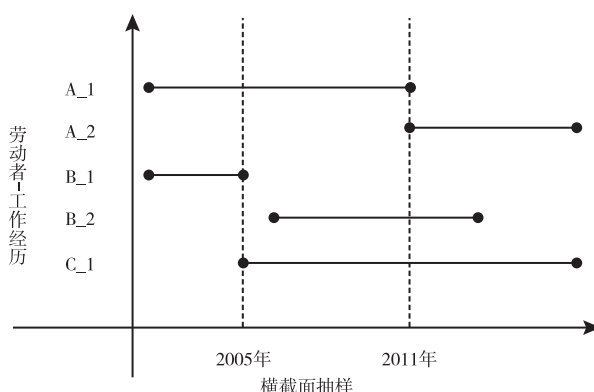


图 2 对事件史数据进行横截面抽样的思路

资料来源：作者绘制得到。

对于上述数据处理方法，有以下几点需要重点说明：第一，由于 2012 年 CLDS 数据具有 15 岁以上人口的总体代表性，因此除非有部分潜在的受访者因死亡或迁移等原因被排除在抽样框之外，通过再抽样的方式得到的横截面数据具有对应年份对应地区从事非农工作的雇员群体的总体代表性。第二，由于事件史数据是根据受访者的主观回忆收集而来，因此可能受到记忆误差的影响。从表 1 的统计结果来看，抽样时间越早，样本规模越小，这正是记忆误差的反映，因为越早的工作经历越有可能被受访者遗忘。本文认为，由于回忆误差是随机的，且样本规模在 2005 - 2011 年的变化并不是很

表 1 研究样本的统计特征

变量定义	2005 年 (1603)		2006 年 (1620)		2007 年 (1620)		2008 年 (1714)		2009 年 (1741)		2010 年 (1788)		2011 年 (1805)	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
当年离职	0.085	0.280	0.102	0.303	0.073	0.260	0.100	0.301	0.084	0.277	0.088	0.284	0.119	0.323
在职时间远低于 10 年	0.473	0.499	0.441	0.497	0.455	0.498	0.476	0.500	0.469	0.499	0.475	0.500	0.467	0.499
在职时间接近但不足 10 年	0.256	0.436	0.286	0.452	0.265	0.441	0.261	0.440	0.269	0.443	0.243	0.429	0.260	0.439
法律实施	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
性别	0.476	0.500	0.483	0.500	0.483	0.500	0.481	0.500	0.493	0.500	0.489	0.500	0.477	0.500
年龄	32.604	7.242	32.895	7.270	33.210	7.247	33.302	7.299	33.617	7.386	34.060	7.436	34.562	7.494
教育水平	2.878	1.208	2.884	1.214	2.909	1.222	2.936	1.236	2.992	1.246	3.006	1.260	3.038	1.269
部门性质	2.812	1.148	2.828	1.149	2.817	1.160	2.852	1.146	2.858	1.144	2.874	1.142	2.874	1.146
产业类型	2.542	0.606	2.552	0.592	2.565	0.585	2.579	0.569	2.594	0.559	2.596	0.561	2.612	0.550
单位规模	2.984	1.165	2.979	1.170	2.965	1.177	2.974	1.171	2.966	1.165	2.958	1.171	2.937	1.175

注：年份下方括号内数字代表当年的有效样本数，M 代表均值，SD 代表标准差。
资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

大,因此上述误差不会对样本代表性造成实质影响。第三,由于在职时间超过 15 年的雇员样本较少,为保障统计结果的可靠性,本文删除了这部分样本。

(二) 变量设置

本文的因变量 ($Separation_{i,t}$) 表示个体是否在对应该年份离职。该变量为虚拟变量,变量值取 1 表示个体在当年离职,变量值取 0 表示个体没有在当年离职,我们可以基于该变量估计个体在指定年份的离职概率。对于在职时间相同的雇员而言,离职概率越高说明就业稳定性越低,反之亦然。

为满足 DID 分析的要求,本文设置了以下两类核心自变量。第一类变量用于描述雇员在当前工作的在职时间。为此我们设置了两个虚拟变量 ($Tenu2_5_{i,t}$ 、 $Tenu6_9_{i,t}$), $Tenu2_5_{i,t}$ 取 1 代表在职时间在 2~5 年之间,对应在职时间远低于 10 年的样本组; $Tenu6_9_{i,t}$ 取 1 代表在职时间在 6~9 年之间,代表在职时间接近但不足 10 年的样本组。第二类自变量为法律实施变量,用于区分横截面数据的抽样时间是否在《劳动合同法》实施之后。为此我们设置了一个虚拟变量 ($Aflaw_{i,t}$), $Aflaw_{i,t}$ 取 1 代表抽样时间在 2008 年之后。

为排除其他因素对研究结果的影响,本文还设置了以下几个控制变量,包括个体的性别 $Gende_{i,t}$ (0 = 男, 1 = 女); 年龄 $Age_{i,t}$ (抽样年份 - 出生年份); 教育水平 $Edu_{i,t}$ (1 = 小学及以下, 2 = 初中, 3 = 高中或中专, 4 = 大专, 5 = 本科及以上); 工作单位的部门性质 $Orgtyp_{i,t}$ (1 = 机关事业单位, 2 = 国有企业, 3 = 私营企业, 4 = 其他); 产业类型 $Indtyp_{i,t}$ (1 = 第一产业, 2 = 第二产业, 3 = 第三产业); 单位规模 $Orgsiz_{i,t}$ (1 = 雇员数量小于等于 10 人, 2 = 雇员数量大于 10 人小于等于 80 人, 3 = 雇员数量大于 80 人小于等于 400 人, 4 = 雇员数量大于 400 人)。上述各变量的统计特征如表 1 所示。

(三) DID 模型

为分析个体的离职概率与在职时间的相关性 (第一次差分), 以及这种相关性在《劳动合同法》实施前后的变化 (第二次差分), 我们基于“在职时间远低于 10 年” ($Tenu2_5_{i,t}$) 与“在职时间接近但不足 10 年” ($Tenu6_9_{i,t}$) 两个虚拟变量, 将在职时间超过 10 年的雇员设为参照组, 将在职时间在 2~5 年及 6~9 年之间的雇员作为两个处理组 (分别对应“在职时间远低于 10 年”以及“在职时间接近但不足 10 年”的雇员), 并以“法律实施”变量 ($Aflaw_{i,t}$) 作为处理效应生效的标识, 建立了如下所示的 Logit 回归模型:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(\text{Separation}_{i,t} = 1)] = & \beta_0 + \beta_1 Tenu2_5_{i,t} + \beta_2 Tenu6_9_{i,t} + \beta_3 Aflaw_{i,t} \\ & + \beta_4 Tenu2_5_{i,t} \times Aflaw_{i,t} + \beta_5 Tenu6_9_{i,t} \times Aflaw_{i,t} + X_{i,t} + Year_t \end{aligned} \quad (1)$$

在该模型中，下标 i 代表一个具体的雇员个体，下标 t 代表抽样年份。式 (1) 的左侧代表“当年离职”变量 ($Separation_{i,t}$) 取 1 的对数发生比 (log odds ratio)；式 (1) 的右侧包括在职时间变量、法律实施变量及其交互项； $X_{i,t}$ 代表一系列控制变量， $Year_t$ 代表抽样年份的固定效应。根据 DID 原理，如果在以上模型的回归结果中， $Tenu6_9_{i,t}$ 与 $Afilaw_{i,t}$ 的交互项显著而另一个交互项不显著，则可证明本文的基本假设。

五 实证结果

(一) 描述性统计分析

为分析《劳动合同法》对就业稳定性的影响，本文首先基于 2005 - 2011 年的横截面数据，以在职时间为分组统计依据，计算了雇员群体的离职率在 2008 年前后的变化情况。图 3 的统计结果显示，对于在职时间小于等于 5 年以及大于等于 10 年的样本组而言，其对应的离职率曲线在 2008 年前后纠缠在一起，没有出现明显的位移；而对于在职时间大于 5 年但小于 10 年的样本组而言，2008 年后的离职率曲线则整体位于 2008 年前的曲线之上。也就是说，在职时间接近但不足 10 年的雇员离职率在 2008 年以后有明显的上升趋势，而在在职时间远低于或超过 10 年的雇员离职率在 2008 年前后则并未出现明显的变化。这些结果支持了假设 1 与假设 2b 的推论，而假设 2a 的推论则被证伪，初步证明了本文的基本假设。

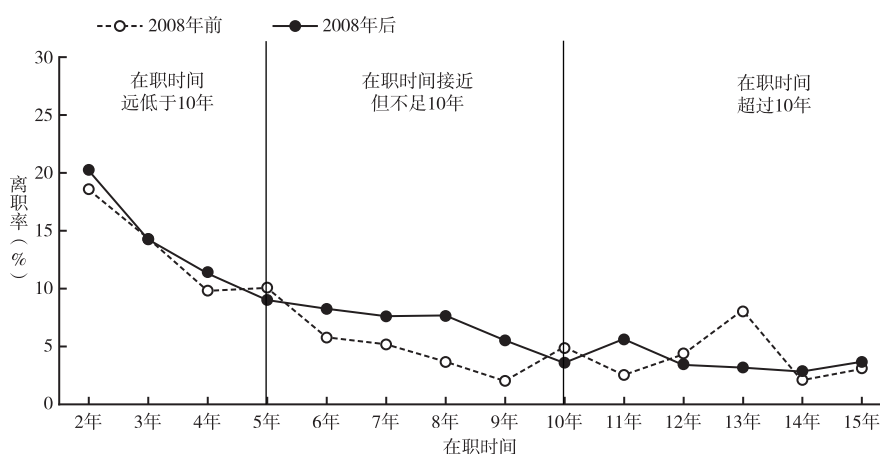


图3 雇员群体的离职率水平及其在 2008 年前后的变化

资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

(二) 基础回归结果

为进一步验证上述推断,我们基于式(1)所示模型进行了 Logit 回归分析,结果如表 2 所示。其中,模型 1 至模型 3 分别报告了不加入控制变量、控制人口特征变量、控制单位特征变量的回归结果。回归结果显示,变量“在职时间接近但不足 10 年”的回归系数不显著,而交互项“在职时间接近但不足 10 年×法律实施”的回归系数则显著为正(以控制最严的模型 3 为分析依据,下同)。这说明对于在职时间接近但不到 10 年与在职时间超过 10 年的雇员而言,二者的离职概率在 2008 年以前不存在显著差异,但在 2008 年以后,前者的离职概率则显著高于后者,假设 1 得到了进一步证实。同时,变量“在职时间远低于 10 年”的回归系数显著为正,而交互项“在职时间远低于 10 年×法律实施”的回归系数则不显著。这说明对于在职时间远低于 10 年与在职时间超过 10 年的雇员而言,前者的离职概率显著高于后者,但二者之间差异在 2008 年前后没有发生程度上的变化,假设 2b 也得到了进一步证实。综合以上结果,我们可以更加肯定地认为,对于在职时间接近但不到 10 年的雇员而言,《劳动合同法》的实施降低了他们的就业稳定性。而对于在职时间远低于 10 年与在职时间超过 10 年的雇员而言,《劳动合同法》的实施并未对他们的就业稳定性造成显著影响。

表 2 离职概率与在职时间的相关性及其在 2008 年前后的变化

自变量	因变量:当年离职		
	模型 1	模型 2	模型 3
法律实施	0.149 (0.206)	0.325 (0.210)	0.294 (0.211)
在职时间远低于 10 年	1.306 *** (0.150)	0.926 *** (0.157)	0.764 *** (0.159)
在职时间接近但不足 10 年	0.011 (0.193)	-0.189 (0.200)	-0.246 (0.201)
在职时间远低于 10 年 × 法律实施	0.164 (0.198)	0.178 (0.202)	0.185 (0.203)
在职时间接近但不足 10 年 × 法律实施	0.694 *** (0.245)	0.701 *** (0.251)	0.666 *** (0.252)
性别		0.261 *** (0.066)	0.291 *** (0.068)
年龄		-0.059 *** (0.005)	-0.055 *** (0.005)

续表

自变量	因变量：当年离职		
	模型 1	模型 2	模型 3
教育水平：			
初中		0.108 (0.114)	0.172 (0.116)
高中或中专		0.160 (0.111)	0.285 ** (0.115)
大专		-0.092 (0.129)	0.136 (0.136)
本科及以上		-0.680 *** (0.142)	-0.295 * (0.153)
部门性质：			
国有企业			0.580 *** (0.157)
私营企业			1.153 *** (0.131)
其他			0.939 *** (0.132)
产业类型：			
第二产业			-0.108 (0.188)
第三产业			-0.136 (0.186)
单位规模：			
10~80 人			0.403 *** (0.123)
80~400 人			0.521 *** (0.121)
400 人以上			0.345 *** (0.104)
截距项	-3.162 *** (0.156)	-1.225 *** (0.250)	-2.409 *** (0.335)
控制年份固定效应	是	是	是
有效样本数	11891	11454	11454
Pseudo R ²	0.049	0.080	0.097

注：***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为回归系数的标准误。

资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

(三) 平行趋势检验

尽管上述结果验证了本文的基本假设，但除非参照组与处理组在法律实施之前具有相同的变化趋势，否则上述结果可能只是一个偶然出现的随机现象，由此得到的结论将缺乏稳健性。为检验本文的 DID 分析是否满足平行趋势假定，我们首先计算了参照组与两个处理组的离职率差在 2001 - 2011 年的变化趋势^①。图 4 的统计结果表明，对于在职时间接近但不足 10 年与在职时间超过 10 年的雇员而言，二者的离职率差在 2008 年以前始终处在 0 值附近，但在 2008 年以后则迅速增长并稳定在大于 0 的水平。这初步说明上述两组人群的就业稳定性在 2008 年以前并没有显著区别，其变化趋势基本保持一致，但这种平行趋势在 2008 年以后不复存在，这有力地支持了假设 1 的推断。而对于在职时间远低于 10 年与在职时间超过 10 年的雇员而言，图 4 表明二者的离职率差在 2005 以前有不断波动的态势，而在 2005 年以后则稳定在 10% 左右的水平，且这种差距在 2008 年以后没有显著上升。这说明上述两组人的就业稳定性在 2005 年后也满足平行趋势的假定，而且这种趋势在 2008 年以后继续存在，假设 2b 的推断也是稳健的。

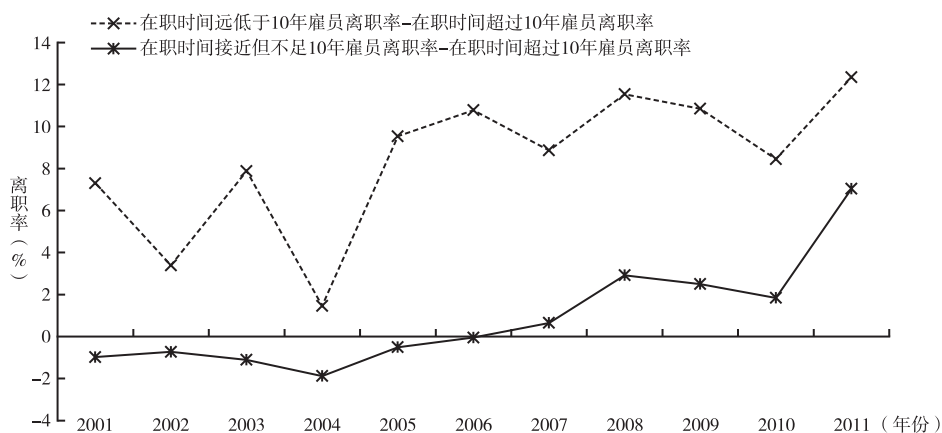


图 4 参照组与处理组的离职率差在 2001 - 2011 年的变化趋势

资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

为进一步验证平行趋势假定，本文基于 2001 - 2007 年的横截面抽样数据进行了式 (2) 所示的 Logit 回归分析。其中，变量 T 为虚拟变量，代表不同的抽样年份（以 2007

^① 为此本文基于图 2 所示的方案增抽了 2001 - 2004 年的横截面数据。

年为基准), 我们可以根据交叉项 $Tenu2_5_{i,t} \times T_k$ 与 $Tenu6_9_{i,t} \times T_s$ 的回归结果来分析参照组与处理组的离职概率在对应年份的差距:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(\text{Separation}_{i,t} = 1)] &= \beta_0 + \beta_1 Tenu2_5_{i,t} + \beta_2 Tenu6_9_{i,t} + \alpha_j \sum_{j=2001}^{2006} T_j \\ &+ \gamma_k Tenu2_5_{i,t} \times \sum_{k=2001}^{2006} T_k + \lambda_s Tenu6_9_{i,t} \times \sum_{s=2001}^{2006} T_s + X_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

表 3 报告的回归结果显示, 变量“在职时间接近但不足 10 年”与各年份变量的交叉项均不显著, 而变量“在职时间远低于 10 年”与 2002 年、2004 年的交叉项显著, 与其他年份的交叉项也均不显著, 这表明对于在职时间接近但不足 10 年的雇员而言, 其离职概率的变化趋势在 2008 年前的 7 年里始终与在职时间超过 10 年的雇员保持一致; 而对于在职时间远低于 10 年的雇员而言, 其离职概率的变化趋势在 2005 年后亦与在职时间超过 10 年的雇员保持一致。由此可见, 至少在《劳动合同法》实施之前的 3 年内, 上述三组人群就业稳定性的变化趋势保持一致, 满足平行趋势的假定, 因此 DID 分析的结果是有效的。本文的基本结论得到了实证结果的进一步支持。

表 3 平行趋势检验 (2001–2007 年)

自变量	因变量: 当年离职		
	模型 1	模型 2	模型 3
在职时间远低于 10 年 ×2001	-0.328 (0.401)	-0.276 (0.409)	-0.134 (0.411)
在职时间远低于 10 年 ×2002	-0.987 *** (0.372)	-0.962 ** (0.376)	-0.876 ** (0.378)
在职时间远低于 10 年 ×2003	-0.552 (0.368)	-0.422 (0.378)	-0.342 (0.379)
在职时间远低于 10 年 ×2004	-1.250 *** (0.372)	-1.177 *** (0.381)	-1.138 *** (0.382)
在职时间远低于 10 年 ×2005	-0.152 (0.395)	-0.182 (0.398)	-0.159 (0.400)
在职时间远低于 10 年 ×2006	-0.236 (0.375)	-0.130 (0.384)	-0.133 (0.385)
在职时间接近但不足 10 年 ×2001	-0.491 (0.531)	-0.251 (0.550)	-0.174 (0.551)
在职时间接近但不足 10 年 ×2002	-0.325 (0.472)	-0.145 (0.489)	-0.050 (0.491)
在职时间接近但不足 10 年 ×2003	-0.401 (0.473)	-0.218 (0.499)	-0.145 (0.500)

续表

自变量	因变量：当年离职		
	模型 1	模型 2	模型 3
在职时间接近但不足 10 年 × 2004	-0.517 (0.466)	-0.409 (0.493)	-0.344 (0.495)
在职时间接近但不足 10 年 × 2005	-0.332 (0.516)	-0.177 (0.531)	-0.123 (0.533)
在职时间接近但不足 10 年 × 2006	-0.207 (0.474)	0.034 (0.497)	0.025 (0.498)
截距项	-3.448 *** (0.271)	-1.657 *** (0.357)	-3.222 *** (0.435)
控制人口特征	否	是	是
控制单位特征	否	否	是
有效样本数	10975	10447	10447
Pseudo R ²	0.039	0.065	0.083

注：***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为回归系数的标准误。
资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

(四) 安慰剂检验

为进一步证明基础回归的结果不是一个偶然出现的随机现象，本文将式 (1) 的回归依据替换为 2001 - 2007 年的抽样数据，并分别假定 2004 年、2005 年、2006 年为《劳动合同法》开始实施的时间，对基础回归结果进行了安慰剂检验。表 4 显示，在进行上述操作以后，无论是用哪一年作为虚拟的法律实施点，交互项的回归系数均不显著。这有力地证明基础回归的结果不是随机出现，只有在《劳动合同法》真正实施以后，在职时间接近但不到 10 年的雇员离职概率才会相对上升，这进一步证实了本文的基本结论。

表 4 安慰剂检验

自变量	虚拟的法律实施时间		
	2004 年	2005 年	2006 年
在职时间远低于 10 年 × 法律实施	0.107 (0.191)	0.530 *** (0.197)	0.464 ** (0.219)
在职时间接近但不足 10 年 × 法律实施	-0.010 (0.249)	0.154 (0.255)	0.194 (0.282)
截距项	-2.947 *** (0.370)	-2.829 *** (0.365)	-2.890 *** (0.363)

续表

自变量	虚拟的法律实施时间		
	2004年	2005年	2006年
控制个人特征	是	是	是
控制单位特征	是	是	是
控制年份固定效应	是	是	是
有效样本数	10447	10447	10447
Pseudo R ²	0.079	0.081	0.080

注：***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为回归系数的标准误。
资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查（CLDS 2012）数据计算得到。

（五）法律影响的群体差异分析

为分析《劳动合同法》对就业稳定性的影响在不同群体中是否存在差异，检验假设 3 至假设 5 的推论，本文以雇员的教育水平（是否接受过高等教育）、用人单位的部门性质（是否属于公共部门）及雇员规模（雇员数量是否超过 80 人）为依据对研究样本进行了分组，并在不同的样本组中进行了式（1）所示的回归分析^①。表 5 报告的回归结果显示，在非高等教育人口、私有部门以及雇员规模不超过 80 人的工作单位对应的样本组中，交互项“在职时间接近但不足 10 年 × 法律实施”的回归系数显著为正；而在高等教育人口、公共部门以及雇员规模超过 80 人的工作单位对应的样本组中，该交互项的回归系数均不显著。这证实了假设 3 至假设 5 的推论，说明对于人力资本较低、在私有部门或小型单位就业且在职时间接近但不到 10 年的雇员而言，《劳动合同法》的实施显著降低了他们的就业稳定性，但这种影响不会在人力资本较高以及在公共部门或大型单位就业的雇员群体中出现。由于前几类人群在劳动力市场中本来就处于相对弱势的地位，上述情况可能进一步加剧中国现存的就业不平等现象，这无疑有悖于劳动保障立法的初衷，这种情况值得相关部门的关注。

表 5 《劳动合同法》影响的群体差异

自变量	因变量：当年离职					
	非高等教育人口	高等教育人口	私有部门	公共部门	雇员 ≤ 80 人	雇员 > 80 人
在职时间远低于 10 年 × 法律实施	0.119 (0.228)	0.586 (0.448)	0.120 (0.254)	0.152 (0.360)	0.395 (0.374)	0.163 (0.337)

① 在本文的研究样本中，雇员人数的中位数为 80 人，我们以此作为基于单位规模分组的标准。

续表

自变量	因变量：当年离职					
	非高等教育人口	高等教育人口	私有部门	公共部门	雇员≤80人	雇员>80人
在职时间接近但不足 10年×法律实施	0.712 ** (0.288)	0.594 (0.540)	0.682 ** (0.306)	0.313 (0.481)	0.884 * (0.455)	0.648 (0.421)
截距项	-2.244 *** (0.362)	-2.196 *** (0.847)	-1.598 *** (0.334)	-0.757 (0.893)	-1.753 *** (0.554)	-2.316 *** (0.748)
控制个人特征	是	是	是	是	是	是
控制单位特征	是	是	是	是	是	是
控制年份固定效应	是	是	是	是	是	是
有效样本数	7984	3470	7499	3955	3883	3879
Pseudo R ²	0.086	0.108	0.074	0.065	0.081	0.10

注：***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为回归系数的标准误。

资料来源：根据 2012 年中国劳动力动态调查数据计算得到。

六 研究结论与政策建议

综合本文的研究结果，我们可以得到如下结论：首先，《劳动合同法》有关无固定期限合同的规定大幅增加了在职时间超过 10 年的雇员解雇成本。为规避这一规定，用人单位将采取更加严格的措施控制在在职时间超过 10 年的雇员规模。对于在职时间接近但不足 10 年的雇员而言，其就业稳定性将因此有所降低。由于用人单位可以通过各种策略规避与劳动者订立无固定期限合同的规定，因此对于在职时间超过 10 年的雇员而言，其就业稳定性并不会因为法律的实施而发生显著变化。总的来看，以无固定期限合同制度为代表的解雇规制并未对雇员群体的就业稳定性产生正面影响。其次，从法律实施效果的群体差异来看，相对于人力资本较高、在公共部门或大型单位就业的雇员而言，《劳动合同法》对就业稳定性的负面影响在人力资本较低、在私有部门或小型单位就业的雇员中间表现得更加显著。由于后者在劳动力市场中本来就处于相对弱势的地位，因此上述情况可能进一步加剧中国现有的就业不平等现象，这是一种与劳动保障目标相悖的后果。

基于以上发现，本文提出以下几点建议：第一，在劳动保障立法的过程中，应充分考虑市场主体的能动性对法律实施效果的影响，妥善处理法律约束与市场规律之间的张力，以确保立法目标的有效实现。第二，在评估劳动保障对生产效率或劳动权益

的影响时，不能将“解雇规制会提升雇员群体的就业稳定性”视为一种先验事实，而是要基于经验数据对这一假设进行实证检验，这样方能提高相关研究的客观性与可靠性。第三，由于以无固定期限合同制度为代表的解雇规制在提升劳动者就业稳定性方面的效果并不理想，未来应考虑对《劳动合同法》的相关条款进行修订，以更好地实现预定的立法目标。具体而言，本文认为可以用激励型的制度代替惩罚型的解雇规制，也就是给愿意与雇员缔结长期劳动合同的用人单位以必要的奖励——如提供税收优惠、提高信用等级等等，以此鼓励而非强制用人单位与劳动者订立相对长期的劳动合同。通过上述方法可能会更加有效地调动用人单位在维护劳动权益方面的积极性，从而更好地实现“稳就业、保民生”的政策目标。

参考文献：

- 常凯(2008)，《论劳动合同法的立法依据和法律定位》，《法学论坛》第2期，第5-14页。
- 丁从明、李汪南、黄雪洋(2020)，《签订正式劳动合同可以提高员工工作满意度吗?》，《财经研究》第10期，第139-153页。
- 董保华(2007)，《论劳动合同法的立法宗旨》，《现代法学》第6期，第69-75页。
- 杜鹏程、徐舒、吴明琴(2018)，《劳动保护与农民工福利改善——基于新〈劳动合同法〉的视角》，《经济研究》第3期，第64-78页。
- 赖德胜(2017)，《高质量就业的逻辑》，《劳动经济研究》第6期，第6-9页。
- 李波、蒋殿春(2019)，《劳动保护与制造业生产率进步》，《世界经济》第11期，第74-98页。
- 李建强、赵西亮(2020)，《劳动保护与企业创新——基于〈劳动合同法〉的实证研究》，《经济学(季刊)》第1期，第121-142页。
- 李爽、谭永生、冯杰(2009)，《广东省〈劳动合同法〉实施影响调研报告》，《宏观经济研究》第1期，第36-42页。
- 李小瑛、Richard Freeman(2014)，《新〈劳动合同法〉如何影响农民工的劳动权益?》，《劳动经济研究》第3期，第17-41页。
- 李小瑛、赵忠(2012)，《城镇劳动力市场雇佣关系的演化及影响因素》，《经济研究》第9期，第85-98页。
- 廖冠民、陈燕(2014)，《劳动保护、劳动密集度与经营弹性：基于2008年〈劳动合同

- 法》的实证检验》，《经济科学》第2期，第91-103页。
- 刘斌、刘红雪、寥艺洁（2015），《〈劳动合同法〉实施前后市场化程度、政府干预与劳动保护研究》，《重庆大学学报（社会科学版）》第3期，第27-35页。
- 刘媛媛、刘斌（2014），《劳动保护、成本粘性与企业应对》，《经济研究》第5期，第63-76页。
- 孟凡强、吴江（2013），《我国就业稳定性的变迁及其影响因素——基于中国综合社会调查数据的分析》，《人口与经济》第5期，第79-88页。
- 倪晓然、朱玉杰（2016），《劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年〈劳动合同法〉实施的证据》，《管理世界》第7期，第154-167页。
- 潘红波、陈世来（2017），《〈劳动合同法〉、企业投资与经济增长》，《经济研究》第4期，第92-105页。
- 屈小博（2017），《〈劳动合同法〉的实施有效吗？——来自“中国企业—员工匹配调查（CEES）”的微观证据》，《劳动经济研究》第5期，第82-101页。
- 唐跃军、赵武阳（2009），《二元劳工市场、解雇保护与劳动合同法》，《南开经济研究》第1期，第122-132页。
- 田野、焦艳玲（2011），《无固定期限劳动合同制度研究——在职业安定与灵活用工之间》，《天津大学学报（社会科学版）》第3期，第253-257页。
- 王光荣、李建标（2013），《无固定期限劳动合同与劳资行为的匹配研究——实验经济学与行为经济学的视角》，《经济管理》第2期，第155-164页。
- 王显勇（2018），《无固定期限劳动合同法律制度的完善路径》，《法学》第12期，第21-39页。
- 姚先国（2011），《权利的边界——反思〈劳动合同法〉》，《经济学动态》第5期，第37-39页。
- 张建武、高松茂（2009），《〈劳动合同法〉对劳动力市场的影响分析》，《中国人口科学》第2期，第26-33页。
- 章元、程郁、沈可（2019），《新〈劳动合同法〉与简单劳动力成本——来自城市劳动力市场和中关村企业的双重证据》，《江苏社会科学》第3期，第46-57页。
- Addison, John & Jean-Luc Grosso (1996). Job Security Provisions and Employment: Revised Estimates. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 35 (4), 585-603.
- Addison, John & McKinley Blackburn (1994). Policy Watch: The Worker Adjustment and Retraining Notification Act. *The Journal of Economic Perspectives*, 8 (1), 181-190.

- Aizcorbe, Ana (1992). Procyclical Labour Productivity, Increasing Returns to Labour and Labour Hoarding in Car Assembly Plant Employment. *The Economic Journal*, 102 (413), 860 – 873.
- Autor, David (2003). Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing. *Journal of Labor Economics*, 21 (1), 1 – 42.
- Bauer, Thomas, Stefan Bender & Holger Bonin (2007). Dismissal Protection and Worker Flows in Small Establishments. *Economica*, 74 (296), 804 – 821.
- Blossfeld, Hans-Peter, Katrin Golsch & Götz Rohwer (2007). *Event History Analysis with Stata*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates Press.
- Fay, Jon & James Medoff (1985). Labor and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence. *The American Economic Review*, 75 (4), 638 – 655.
- Hamermesh, Daniel (1989). Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs. *The American Economic Review*, 79 (4), 674 – 689.
- Kalleberg, Arne (2009). Precarious Work, Insecure Workers: Employment Relations in Transition. *American Sociological Review*, 74 (1), 1 – 22.
- Krueger, Alan (1991). The Evolution of Unjust-dismissal Legislation in the United States. *ILR Review*, 44 (4), 644 – 660.
- Kugler, Adriana & Giovanni Pica (2008). Effects of Employment Protection on Job and Workers Flows: Evidence from the 1990 Italian Reform. *Labour Economics*, 15 (1), 78 – 95.
- Lazear, Edward (1990). Job Security Provisions and Employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 105 (3), 699 – 726.
- Marinescu, Ioana (2009). Job Security Legislation and Job Duration: Evidence from the United Kingdom. *Journal of Labor Economics*, 27 (3), 465 – 486.
- Van Audenrode, Marc (1994). Short-time Compensation, Job Security, and Employment Contracts: Evidence from Selected OECD Countries. *Journal of Political Economy*, 102 (1), 76 – 102.

The Impact of Dismissal Legislation on Employment Stability: An Empirical Study Based on the Implementation of the Labor Contract Law

Jiang Fan & Yu Dachuan

(School of Public Administration, Guangdong University of Finance)

Abstract: Employment dismissal legislation is an important method to improve employment stability and security. But it is often unclear to what extent the legislation effectively protects labor right. Based on individual employment history data from the China Labor-force Dynamic Survey in 2012, this paper takes the implementation of the Labor Contract Law as a quasi-experimental setting to empirically examine the impact of dismissal legislation on employment stability with a difference-in-difference model. The study finds that following the legislation of the Labor Contract Law on non-fixed-term labor contracts, the dismissal rate among employees with close to 10 years tenure has been significantly increased, possibly implying that the dismissal legislation has a negative impact on the employment stability of these workers. The negative impact is more significant among employees with low human capital, in the private sector, and in small companies, which may exacerbate the existing employment inequality in China's labor market. The study highlights that job security legislation should fully consider the initiatives of market players, so as to successfully achieve the policy goal of stabilizing employment and protecting people's livelihood.

Keywords: dismissal legislation, employment stability, Labor Contract Law, non-fixed-term labor contracts, labor security

JEL Classification: J41, J63, K31

(责任编辑: 封永刚)