

Study on the Structure Change of Technology Financing Market in Wisdom Era

Qishui Chi^{1,a,*}, Yu Liu^{2,b}

^{1,2} Shantou University Business School, Shantou, Guangdong, China

^aqschi@stu.edu.cn, ^byliau@stu.edu.cn

*Corresponding author

Keywords: Patent; structure change, Endogenous breakpoint, Technology financing.

Abstract. In the era of rapid development of science and technology, more than half of patents, technological innovations and new products in mainland China are originated from small and medium-sized enterprises. However, due to the credit rating, enterprise size constraints, it's hard for the vast majority of SMEs to finance their own development. The adoption of intellectual property securitization financing can enable these enterprises to overcome the obstacles of traditional financing methods. Based on the monthly time series data of patent licensing from January 2002 to May 2018 in China, this paper focuses on the structural changes in the technology financing market, and the underlying causes of such structural changes. In this paper, the sequential determination of breakpoints is used. This method can make the checked breakpoints have the same limit distribution as those obtained from the global program method. After finding breakpoints, this article further identifies the intrinsic relationship between endogenous structural changes and policy events. This study can provide decision-making reference for the government and enterprises in developing or utilizing the technology financing market in mainland China.

1. 引言

中小企业在社会经济发展中发挥重要作用，许多新产品开发、专利发明、技术创新由其完成。然而，这类企业普遍具有规模小等劣势，在中小板和创业板市场上市比例低，且传统的间接融资渠道对它们而言也不顺畅，难以获得银行贷款。

知识产权证券化融资是指将知识产权产生的利益证券化，由拥有知识产权所有人作为发起人，将专利权、商标权等作为基础资产转移给特设目的机构，并以基础资产未来可能产生的现金流量为担保，通过一定的结构安排对知识产权的风险与收益要素进行分离与重组，继而由特设目的机构在资本市场上发行可流通权证，从而为知识产权所有人融通资金的融资形式。科技型中小企业在知识产权证券化方面具有明显优势，从而可以为企业发展提供一部分后续资金，一定程度上缓解中小企业融资困难问题。

由于本文是从一个全新的视角研究智慧时代企业科技融资市场结构变化，因此，有必要同时对结构变化检验的文献进行比较系统的梳理。Chow（1960）假设结构变化的断点发生的时间已知，运用Friedman消费理论和美国汽车消费相关经济数据，实证检验1954年是否存在结构变化断点。Dickey 和 Fuller（1979）提出ADF检验后的10年左右时间里，基于DF或ADF检验结果，认为多数宏观经济序列是随机而非平稳的观点在平稳性问题研究学术界占据了主导地位（Perron, 1989）。Perron（1989）对LNP序列和美国实际GNP的数据进行分析，发现LNP序列在5%的显著性水平上只有消费者价格、波动率、利率接受单位根零假设，其余10个拒绝单位根零假设，PW序列也是分段趋势平稳的。Perron（1989）得出多数宏观经济总量并非单位根过程的结论。

Chow（1960）、Perron（1989）通过对离散事件的判断而给定结构变化的断点，其做法因先验认识的缺陷而受质疑。Zivot 和 Andrews（1992）将Perron（1989）外生给定断点的检验发展为无条件的单位根检验，即内生断点检验，并采用Monte Carlo方法模拟得到渐进临界

值,发现6个LNP序列在5%显著性水平下拒绝单位根零假设,另外还有一个在10%显著性水平下拒绝零假设。Lumsdaine 和 Papell (1997) 将内生检验方法拓展到了两个断点的情形。其中7个被Perron (1989) 拒绝零假设而Zivot 和 Andrews (1992) 无法拒绝的LNP序列,有3个在5%显著性水平下重新被Lumsdaine 和 Papell (1997) 拒绝单位根零假设。Lumsdaine 和 Papell (1997) 在Perron (1989) 与Zivot 和 Andrews (1992) 模型A (均值漂移模型)、模型B (趋势漂移模型)、模型C (均值与截距协漂移模型) 的基础上,提出断点检验的AA、CA与CC模型。此后,AA、CA和CC模型被频繁用于断点检验,如Papell 和 Prodan (2007) 等。Bai (1997) 提供了一种序贯确定结构变化点的方法,能够使得检验处的断点与从全局程序中得到的断点具有相同的极限分布。Bai和Perron (2003) 提出了一种基于最小化残差平方和来检验断点的方法。Furuoka (2017) 采用Bai和Perron (2003) 的方法,实证分析了全球气候变暖过程中的结构变化点。

2. 研究方法与数据来源

Lumsdaine & Papell (1997) 的贡献是巨大的,将内生断点由单个的情形拓展至多个的情形。但是, Bai, Jushan and Perron 有着人为设定内生断点数量的缺陷。Bai (1997) 提供了一种序贯确定结构变化点的方法,能够使得检验处的断点与从全局程序中得到的断点具有相同的极限分布。其后, Bai和Perron (2003) 提出了一种基于最小化残差平方和来检验断点的方法。序贯确定方法基本步骤如下:

(1) 以全样本开始执行未知结构变化点的检验,原假设为无结构变化点。

(2) 如果检验拒绝了无结构变化点的原假设,则确定断点时点,将样本分成两个子样本区间,在每个子样本区间进行未知断点的检验。每一个检验都可以视作原假设为 $l=1$ 、备择假设设为的检验 $l+1=2$ 。当在子样本区间的检验拒绝了原假设时,则增加一个断点。或者,也可以只检验表现出残差平方和改进最大的子样本区间。

(3) 重复程序,直到所有的子样本区间都不再拒绝原假设,或者直到最大允许的断点个数,或者达到了子样本区间数的上限。

本文选取2002:01-2018:05中国当月专利授权量月度数据进行分析,所有数据来自Wind资讯。

3. 实证检验结果与分析

3.1 单位根检验

对发明专利授权量时间序列MONPAT进行ADF单位根检验,结果发现,在5%水平临界值下,原序列是不平稳的;而其一阶差分序列在1%水平临界值下平稳。因而,序列MONPAT为一阶单整过程,有必要进行结构断点检验。

3.2 结构变化断点检验结果

样本期间影响发明专利授权量时间序列的重大离散事件不是惟一的。因此,外生设定序列仅有一个断点不完全符合事实,应进行多断点检验。依据本文第二部分的方法,结构变化断点检验结果如下:

表1 断点检验结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2002M01 - 2010M02 -- 98 obs				
C	-75.06741	711.8227	-0.105458	0.9161
TIME	49.82171	12.67781	3.929836	0.0001
2010M03 - 2015M02 -- 60 obs				
C	-4786.624	3405.447	-1.405579	0.1615

TIME	124.8661	26.46636	4.717916	0.0000
2015M03 - 2018M05 -- 39 obs				
C	3399.015	8958.929	0.379400	0.7048
TIME	125.8000	50.51341	2.490428	0.0136
R-squared	0.868666	Mean dependent var		9636.716
Adjusted R-squared	0.865228	S.D. dependent var		9670.968
S.E. of regression	3550.342	Akaike info criterion		19.21746
Sum squared resid	2.41E+09	Schwarz criterion		19.31745
Log likelihood	-1886.920	Hannan-Quinn criter.		19.25794
F-statistic	252.6611	Durbin-Watson stat		1.560533
Prob(F-statistic)	0.000000			

上表显示，自2002M01至2018M05，序列MONPAT出现两次结构突变，时点分别为2010M02和2015M02。并且，由T统计量可知，时间趋势项TIME是显著的。以上两个结构变化点将该时间序列分割成三个段：（1）2002M01-2010M02，发明专利授权量以平均月增49.82件的速度增长；（2）2010M03-2015M02，发明专利授权量以平均月增124.87件的速度增长；（3）2015M03-2018M05，发明专利授权量以平均月增125.80件的速度增长。

3.3 结果分析

在样本期间，国内外发生了诸多重大的事件，并对发明专利授权量月度时间序列产生重大的影响。其中，金融危机之后的政府救市行为、国发〔2015〕32号文件的颁布于实施，对序列MONPAT发生结构变化起到决定性的作用。

2008年金融危机给包括中国在内的世界经济产生了巨大的负面冲击。于是，各国的救市政策纷纷出台。例如，美联储启动量化宽松计划，对于缓解金融危机冲击具有极其重要的作用。同样，中国政府和中央银行也出台了包括“4万亿救市计划”在内的得力政策措施，使得中国经济在逐步恢复较快增长态势的同时，促进了国内发明创造活动的活跃。

金融危机之后的救市行为，已经是一个不争的事实。那么，是什么原因造成了另一个结构变化点2015M02的产生？2015年2月，国务院总理李克强与60余名专家座谈中国“大众创业、万众创新”问题。同年，国务院以国发〔2015〕32号文件印发《关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见》。在这一文件中，国家大力推进大众创业、万众创新。并且认为，大众创业、万众创新是扩大就业、实现富民之道的根本举措；推进大众创业、万众创新，是激发全社会创新潜能和创业活力的有效途径。国家加强创业知识产权保护，研究商业模式等新业态创新成果的知识产权保护办法。积极推进知识产权交易，加快建立全国知识产权运营公共服务平台。完善知识产权快速维权与维权援助机制，缩短确权审查、侵权处理周期。集中查处一批侵犯知识产权的大案要案，加大对反复侵权、恶意侵权等行为的处罚力度，探索实施惩罚性赔偿制度。完善权利人维权机制，合理划分权利人举证责任，完善行政调解等非诉讼纠纷解决途径。正是中国始于2015年的“大众创业、万众创新”国策，导致了第二个结构变化点的产生。

4. 结论

科技和金融相结合，促成中小企业融资模式的创新。受信用等级、企业规模的限制，绝大多数科技型中小企业无法在A股市场上直接融资，甚至在银行的间接融资能力也十分有限。采用知识产权证券化融资，可以使得广东科技型中小企业扬长避短，克服传统融资方式障碍，找到新的具有实际可操作性的科技融资方式。本文采用时间序列结构变化的方法，以中国当月专利授权量月度数据为样本，分析智慧时代企业科技融资市场结构变化。研究发现，自2002M01至2018M05，序列MONPAT出现两次结构突变，时点分别为2010M02和2015M02。并且，由T统计量可知，时间趋势项TIME是显著的。以上两个结构变化点将该时间序列分割成三个段：（1）2002M01-2010M02，发明专利授权量以平均月增49.82件的速度增长；（2）2010M03-2015M02，发明专利授权量以平均月增124.87件的速度增长；（3）2015M03-2018M05，

发明专利授权量以平均月增125.80件的速度增长。金融危机之后的政府救市行为、国发〔2015〕32号文件的颁布于实施，对序列MONPAT发生结构变化起到决定性的作用。

致谢

本文为广东省科技计划项目《广东科技型中小企业知识产权证券化融资机制研究》（2016A070705059）、汕头大学国家基金培育项目（NFC16009）的阶段性成果之一。

References

- [1] G. C. Chow, Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, vol. 28, pp. 591-605, 1960.
- [2] D. A. Dickey and W. A. Fuller, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, vol.74, pp. 427-431, 1979.
- [3] P. Perron, The great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis, *Econometrica*, vol.57, pp. 1361-1401, 1989.
- [4] E. Zivot and D. Andrews, Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10, pp. 251-270, 1992.
- [5] R. L. Lumsdaine and D. H. Papell, Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis, *The Review of Economics and Statistics*, vol.79, pp. 212-218, 1997.
- [6] J. Bai, Estimating multiple breaks one at a time, *Econometric Theory*, vol.13, pp. 315-352, 1997.
- [7] D. H. Papell and R. Prodan, Restricted structural change and the unit root hypothesis, *Economic Inquiry*, vol.45, pp. 834-853, 2007.
- [8] J. Bai, and P. Perron, Computation and analysis of multiple structural change models, *Journal of Applied Econometrics*, vol.1, pp. 1-22, 2003.
- [9] F. Furuoka, An econometric analysis of global warming hiatus, *Applied Economics Letters*, vol. 17, pp. 1241-1246, 2017.