
声 明

- (1) 本稿件系作者的独创性研究成果，不存在侵犯他人著作权的行为；
- (2) 本稿件专投《世界经济》，不存在一稿多投的行为；
- (3) 本稿件署名权属于：

黄旭平
南京大学商学院，210093，南京

Huang Xuping

School of Business, Nanjing University, 210093, Nanjing)

签名：

作者简介

黄旭平（1974—），男，湖南江华人，瑶族，南京大学经济学博士，已在《当代经济科学》、《经济评论》、《世界经济与政治论坛》等刊物发表论文数篇，被人大复印资料等刊物转载若干篇。

混业经营下金融发展与经济增长:基于非稳定面板数据的分析

黄旭平

(南京大学 商学院, 江苏 南京 210093)

内容提要: 本文使用面板单位根与面板协整方法, 实证研究混业经营条件下金融发展与经济增长的关系。研究表明: (1)混业经营条件下金融发展与经济增长有面板协整关系, 即金融发展与经济增长有长期均衡关系; (2)银行发展水平质量的提高与经济增长有显著正相关关系, 然而银行发展水平数量的提高, 阻碍经济增长; (3)股票市场与经济增长有正相关关系, 而且这种关系比较稳定。为此, 政策取向应该缩小中央银行作用范围, 扩大银行自主经营权; 缩小传统银行信贷业务, 混业经营证券业务及保险; 进一步完善扩大股票市场规模, 促进经济增长。

关键词: 混业经营 金融发展 经济增长 非稳定面板数据 面板单位根 面板协整

一、引言

金融发展在经济增长的作用是一个持续讨论的热点问题, 金融发展可以分别以不同路径影响经济增长。比如, 银行系统为部分公司、个人等提供借贷, 提供资金融通, 从而促进经济发展; 资本市场为上市公司提供直接融资, 从而促进经济增长。依此分析, 很多研究分别分析金融发展的组成部分与经济增长的关系, 如银行发展与经济增长关系、资本市场与经济增长关系, 或者是银行发展、资本市场与经济增长的关系等。但这些分析忽视了一个重要的方面: 银行可以通过参与证券业务、保险业务、不动产业务及拥有非金融公司, 从而为公司和个人等提供融资, 提高资金使用效率, 从而促进经济增长。依据此逻辑, 我们把前者视作是分业经营条件下金融发展与经济增长的关系; 后者是混业经营条件下金融发展与经济增长的关系。本文重点研究混业经营条件下的金融发展与经济增长的关系, 主要使用面板单位根与面板协整方法进行实证分析。

亚洲国家或地区即香港、日本、韩国、马来西亚、菲律宾、泰国、新加坡、印度尼西亚, 是研究混业经营条件下金融发展与经济增长合适样本。首先是目前我国处在分业经营时期, 混业经营才开始, 很难获得合适的资料研究混业经营条件下金融发展与经济增长; 其次是亚洲国家或者地区与我国地理位置的邻近及相关文化经济背景的一致性, 有很强的可比性; 最后所有国家或者地区是混业经营的, 并且也有高度集中的银行体系, 可以作为我国改革的参照物。具体来说, 1981年日本商业银行开办了“指定日期定期存款”, 期限最长可为3年。1984年, 大藏省批准信托银行可以开办1年以内的信托存款业务。这样商业银行与长期信用银行之间的业务实现交叉。日本1981年颁布了新银行法, 规定银行可以从事国债=地方政府债券、政府保付债券的买卖。1984年6月, 银行正式成为债券市场的中间商。证券公司则向银行的CD_s业务渗透。银行证券之间分业开始突破。进入上世纪90年代, 分业管理进一步被打破, 银行、信托公司和证券公司可以出资50%以上收买或成立相互间的子公司, 进行混业经营。韩国金融机构的业务领域被拓宽, 经营自主权

被扩大。商业银行辅助的和外围的业务被放宽，包括商业票据销售、信用卡业务、可转让大额存单业务以及承兑、贴现和销售贸易票据业务。1987年，泰国允许银行进入保险业，同时同意其扩大业务范围等¹。

另外，从世界银行的管制数据库来看，样本国家或者地区基本上都是混业经营的。样本国家或者地区混业经营如表 1 所示。具体来说，从表中可以看出，韩国、日本、马来西亚、印尼全部允许从事证券业，菲律宾、新加坡和香港是无限制地从事证券业，只有泰国是限制证券业的；保险业务则是菲律宾、新加坡、香港、日本、印尼允许，其他国家是限制从事；新加坡、泰国、马来西亚是限制银行从事不动产业务，韩国及日本是禁止从事不动产业务，印尼是无限制从事不动产业务；对银行拥有非金融公司，印尼是无限制的，菲律宾、香港是允许，泰国、韩国、日本则是限制，新加坡是禁止的。

表 1 混业经营情况表

	菲律宾	新加坡	泰国	香港	韩国	日本	马来西亚	印尼
证券业务	1	1	3	1	2	2	2	2
保险业务	2	2	3	2	3	2	3	2
不动产业务	2	3	3	1	4	4	3	1
银行拥有非金融公司	2	4	3	2	3	3	3	1

数据来源：www.worldbank.org及作者计算整理。其中数值 1、2、3、4 分别表示无限制、允许、限制和禁止。

本文结构如下：除引言外，第二部分综述相关文献；第三部分简要分析面板单位根检验及面板协整检验及估计的计量方法；第四部分是变量定义；第五部分是实证结果；最后是结论与政策建议。

二、文献综述

理论上金融发展与经济增长关系目前仍然没有比较一致的看法。Berthelemy & Varoudakis(1996)使用银行作为古诺寡头的门槛模型研究发现经济增长率与银行数目、金融系统竞争强度正相关，这些结果显示教育发展是经济增长的先导因素，当金融系统不是很完善的时候，金融欠发达会阻碍教育的发展。Greenwood & Jovanovic (1990)模型考察经济增长与收入分配，金融机构与经济增长的关系，表明金融发展与经济增长正相关最根本的原因是可以更有效率地从事投资活动。因为代理人有更好的关于影响投资项目的冲击信息，从而更有效率地配置资源。Levine (1991)认为金融市场加速经济增长的作用主要有两个方面：首先公司所有权可能自由交换，而不影响生产过程；其次是因为代理人可以通过资产组合，分化投资风险。这个模型合理暗示在缺乏股票市场中，因为风险厌恶，代理人会减少投资。同时，股票市场也可以直接通过减少长期资本流动性增加公司生产率，间接通过减少流动性风险，这无疑会鼓励公司投资。

然而也有不同的观点，例如Singh (1997)论证金融中介发展并不能有利于经济增长，主要原因如下：首先，在欠发达国家中，股票市场的波动及套利使得市场价格很难达到资源的有效配置；其次，因为不利的经济冲击在股票市场与货币市场作用下，可能恶化宏观经济的不稳定性，从而减少长期经济增长；最后，股票市场发展可能损害现有银行系统，以致在欠发达国家并没有带来预期的好处，至少在高度发达东亚经

¹李丹红：《发展中国家金融自由化研究》，经济日报出版社 2003 年版。第 194-223 页。

济是这种情况。

实证方面来看，部分研究表明金融发展促进经济增长。King & Levine (1993a)使用IMF的数据及许多金融指标分析发现：金融指标与经济增长有正相关关系，金融中介发展与经济增长、资本积累、经济效率有显著的正相关关系，强调能够改善金融中介效率的政策可能是经济增长的先导因素。

Atje & Jovanovic (1993)考察了股票市场与经济增长的关系，得到结论：股票市场对经济增长量和增长率都有正相关关系，然而，银行负债与经济增长没有显著关系。Levine & Zervos (1996)使用不同股票市场发展指标，发现金融中介发展与经济增长有正相关关系，但加入银行深度指标后，这种关系消失了，他们强调结论显示只有部分相关，应该研究更多的领域。

还有研究发现金融发展与经济增长存在双向因果关系。Arestis & Demetriades (1997)使用时间序列和Johansen 协整分析美国和德国的情况。从德国来看，他们发现银行发展影响经济增长，从美国来看，没有充足的证据显示金融中介对经济增长的效应，数据表明真实GDP促进了银行系统和股市市场的发展。沿着这一研究方向，Neusser & Kugler (1998)使用13个OECD国家，1970-1991年制造业数据分析，表明制造业部门的GDP与金融部门的GDP、制造业的TFP与金融部门的GDP存在长期关系。Johansen似然比和残差协整检验都证实这种关系，他们发现大多数国家与其说是金融部门GDP与制造业的GDP之间，还不如说是金融部门GDP与制造业的TFP之间存在协整关系，然而因果关系却显示不同的结果。对一些国家来说，金融活动导致制造业的GDP，而对另一些国家来说，金融部门导致制造业的GDP和TFP，同时制造业也对金融部门有一定的反馈作用。在考虑到共线性、省略变量、非观测到的国别效应情况下，使用74个发达国家和欠发达国家的1960-1995年数据，Levine et al (2000)研究了金融中介发展与经济增长的关系。他们认为，这对因果关系分析是非常重要的，为有效地处理这些问题，他们建议使用动态比如GMM或者是工具变量即债权人的产权、合约的实施保证、公司会计标准来消除金融系统的内生性问题。这两种估计方法都纠正了以前研究方法偏差，同时，他们提供准确的估计，发现金融中介发展与经济增长关系有显著的正相关关系。Levine et al (2000)解释这些结果，从而支持了金融发展促进经济增长的假说，结果与Levine (1999)使用49个国家1969-1989年分析一致。通过GMM方法研究发现金融中介发展的内生因素比如法制、管制特征对经济增长有正相关关系，这些结果表明金融中介发展与经济增长的关系是双向的。Beck et al (2000)考察金融中介发展与经济增长的关系，同时也考察金融发展与经济增长来源比如人均储蓄、物质资本积累、全要素生产率的关系，并且使用GMM和IV估计方法纠正共线性问题，结论证明较高水平的金融发展导致较高的经济增长率和全要素生产率，而对其他变量，则没有发现显著的关系。Levine (1998)使用44个发达国家和欠发达国家，1975-1993年数据考察银行系统发展与长期经济增长的关系，同样使用GMM方法消除共线性问题，债权人制度保障水平及合约和法制实施水平作为工具变量，实证支持银行系统的内生因素与产出增长率、物质资本积累和生产增长率有显著的正相关关系。

国内关于金融发展与经济增长比较有代表性的研究结论也很不一致。一些学者发现金融发展与经济增

长存在因果关系，有比较显著的正相关关系。康继军、张宗益、傅蕴英（2005）使用季度时间序列数据，使用向量误差修正模型研究金融发展与GDP增长的长短期因果关系。实证支持中国、韩国及日本三国的金融发展与GDP增长之间存在因果关系，同时三国在因果关系的方向上存在差异²。梁琪、滕建州（2005）在控制股市流动性和波动性的情况下，采用多元VAR模型对1991年—2004年间我国股市发展、银行发展与经济增长之间的关系进行了研究。结果发现：弱外生检验显示股市发展与经济增长之间没有任何因果关系，股市波动与经济增长和银行发展之间有显著的双向因果关系，而且相关关系为负，说明股市中可能存在的“过度”波动对经济增长和银行发展产生了负面影响。相反，银行发展与经济增长之间具有显著的双向因果关系，且相关关系为正，银行发展是中国经济增长的一个源泉³。赵振全、薛丰慧（2004）基于Greenwood-Jovanovic修正模型实证研究我国金融发展对经济增长的作用，结果表明：我国信贷市场对经济增长的作用比较显著，而股票市场的作用并不明显。他认为信贷市场的贡献是通过国内信贷总量的不断扩张实现的，而融资利用效率低下和资源的逆配置导致股票市场对经济增长几乎没有效应。使用方法主要是时间序列、工具变量的单位根检验及Johansen协整检验。⁴李江、冯涛(2004)运用我国除西藏、香港、澳门及台湾以外的30个省、直辖市及自治区的截面数据实证研究金融组织成长与经济绩效的关系。研究发现金融组织通过规模的扩张特别是非银行金融组织的规模的扩张，从业人员素质的提高，市场化进程，对一个地区的经济绩效有实质性的贡献。⁵王景武(2005)运用误差修正模型和格兰杰因果检验实证分析我国区域金融发展与经济增长关系，结果表明区域金融发展与经济增长之间存在密切的关系。东部地区的金融发展与经济增长存在正向的因果关系，而西部地区金融发展与经济增长则存在相互抑制关系。他使用数据1990年-2002年各省区人均GDP作为衡量各地区经济发展水平的指标，各省区贷款总额与国民生产总值的比例作为衡量各省区金融发展水平的指标。⁶万寿桥、李小胜(2004)运用协整方程和误差修正模型研究发现资本市场的发展有利于经济增长。时间序列是1987年-2001年，资本市场指标是股票年度筹资额，中长期信贷余额，债券筹资额的，经济增长指标是国内生产总值。⁷阳小晓、包群、赖明勇(2004)采用银行发展与经济增长的动态部门模型，基于1978年-2000年期间时间序列数据实证研究银行发展与经济增长两者之间的因果关系。结果表明我国实际部门对银行部门的外部效应大于银行部门对实际部门的外部效应，协整检验分析表明银行部门的外部效应主要体现在资本形成效应，而银行发展对资源配置改进的影响并不明显。⁸基于全球制造业1980-1992年时间序列数据，以制造业为例，林毅夫、章奇、刘明兴(2003)研究金融结构与经济增长，研究发现：只有当金融结构和制造业的规模结构相匹配——即在一个以大企业为主的经济中，存在一个市场型的金融结构，或存在一个较高的银行集中度时，才能有效地满足企业的融资需求，从而促进

²康继军、张宗益、傅蕴英：“金融发展与经济增长之间的因果关系”，《金融研究》，2005年第10期，第20-31页。

³梁琪、滕建州：“股票市场、银行与经济增长：中国的实证分析”，《金融研究》，2005年第10期，第9-19页。

⁴赵振全、薛丰慧：“金融发展对经济增长影响的实证分析”，《金融研究》，2004年第8期，第94-99页。

⁵李江、冯涛：“转轨时期金融组织成长与经济绩效的关联性”，《数量经济技术经济研究》2004年第10期，第95-103页。

⁶王景武：“金融发展与经济增长：基于中国区域金融发展的实证分析”，《财贸经济》2005年第10期，第23-26页。

⁷万寿桥、李小胜：“中国资本市场与经济增长关系的脉冲响应分析”，《财经研究》，2004年第6期，第104-113页。

⁸阳小晓、包群、赖明勇：“银行发展与经济增长：基于动态两部门模型研究”，《财经研究》，2004年第11期，第42—51页。

制造业的增长。⁹赖明勇、阳小晓(2002)基于中国1978—2000年期间金融中介发展和经济增长关系进行了实证研究,结果证明了两者的因果关系。

另一些学者则认为金融发展与经济增长不存在因果关系,没有显著的正相关关系。孙杰(2002)使用宏观经济指标和公司财务指标使用的是1980-1991年间的统计数据,基本金融结构指标和股票市场发展指标使用的是1986-1993年的统计数据,基本上全部是时间序列数据,研究发现在新兴经济体中股票市场的规模并不是促进经济增长和公司行为规范的主要因素。赵振全、薛丰慧(2004)使用Greenwood-Jovanovic模型,基于1994年第一季度—2002年第四季度的时间序列指标,实证发现信贷市场对经济增长作用比较显著,股票市场作用并不明显。韩廷春(2001)基于1978-1999年的时间序列数据研究发现技术进步及制度创新是经济增长的关键因素,金融发展与资本市场量的增长并不重要,重要的是金融体系的效率和质量。李广众(2002)利用中国股票市场中不同地域板块总市值、成交金额、换手率等截面统计数据,对银行、股票市场发展与长期经济增长之间的关系进行探讨。研究结果表明,中国的银行、股票市场的发展不能成为反映长期经济增长的重要指标,中国的银行、股票市场发展的主要作用在于促进投资规模的扩大,对于居民银行储蓄率,只有银行发展对其表现出正的促进作用,股票市场发展的各项指标作用不显著。本文与类似跨国样本研究进行比较,表明中国的金融发展停留在规模增长上。马卫锋、王春峰(2005)采用中国27个省、直辖市和自治区1978~2002年的年度面板数据,运用混合回归的计量方法,对中国金融系统促进经济增长的作用渠道进行了实证研究。研究结果表明,中国的金融系统对经济增长的促进作用是通过投资总量途径而不是效率途径来实现的,对经济增长的推动付出了经济效率上的代价。谈儒勇(1999)运用1993-1998年的季度数据对两者关系进行了实证研究,发现中国金融中介和经济增长之间有着显著的相关关系,而股票市场对经济增长作用有限。

综合国外研究,金融发展与经济增长已经有许多颇有价值的研究,然而,前面实证分析都存在以下几个方面的局限:第一,使用时间序列分析,虽然使用认识到变量不稳定性的重要性,也使用了单位根和协整方法,但是小样本问题仍然会严重扭曲标准检验效果,使结论产生误导;第二,协整检验在错误设定时,效果也会减弱(Enders&Granger,1998)。;第三,共线性问题存在。为解决此问题Levine et al (2000)和Beck et al (2000)提出使用GMM动态面板模型估计,但是,这种方法却忽视了数据的不稳定性及数据的协整分析。因此,长期均衡关系是否伪回归仍然是不清楚的,而且在这些研究中,为滞后变量强加相同系数也可能导致严重偏差(Kiviet,1995);第四,协整检验效果弱化。非稳定时间序列的变量协整检验与估计已经得到普遍认可,最初格兰杰和纽博尔德(1974年)指出许多研究对残差的自相关性没有予以足够的重视,而理论证明宏观数据是不稳定的。这时,回归标准的显著性检验是误导的,因为传统的T检验和F检验趋向于不拒绝任何关系的假设,但事实却没有此关系。总之,一个随机游动对另一个随机变量的回归实际上肯定会产生显著的关系,然而却是伪回归,如果两个变量差分后是稳定的,那么这两个变量的线性组合可能是协

⁹林毅夫、章奇、刘明兴:“金融结构与经济增长:以制造业为例”,《世界经济》,2003年第1期,第3-21页。

整。正如Engle & Granger (1987)指出当变量d阶求积时,那么(d-1)求积可能是协整的。理论上使用修正的ADF单位根检验 (Augmented Dickey-Fuller t tests, Dickey & Fuller, 1979, 1981)检验变量稳定性, Engle-Granger二步法检验协整关系。不过这些方法有一个缺点: 检验短的时间序列是低效果的。Pedroni (1995), Shiller & Perron (1985), Perron (1989,1991), Pierse & Snell (1995)指出上述检验对时间维度非常敏感,同时如果使用Johansen(1991)进行多参数协整检验,滞后差分选择是敏感的。换句话说,在短的时间序列,Johansen 协整检验是不可靠的。最后也是最重要的,以前分析很少涉及到混业经营条件下银行集中与经济增长的关系。第五,强加面板同质于协整方程。根据Pedroni(1998),如果错误地强加协整方程同质可能导致原假设:没有协整关系不能拒绝,而实际上却存在面板协整关系。

本文试图使用更合适的实证方法研究。首先使用面板协整方法。Neusser & Kugler (1998) & Levine et al (2000)代表两种不同的研究方向。前者强调时间序列数据不稳定性,分析忽视了共线性问题;后者强调处理共线性问题,而没有说明时间序列数据的不稳定性分析。Levine et al (2000)的估计方法分两个步骤:首先运用面板数据分析金融中介发展水平以及其他变量与经济增长的关系;然后运用GMM方法处理共线性问题。本节则使用最新的计量方法:面板协整方法,这种方法一方面可以解决共线性问题,另一方面还能保持短期调整,长期均衡,并且考虑到变量内生性问题。Levine et al (2000)的第一步分析说明金融中介发展与经济增长的长期关系;第二步说明短期调整。然而,从第二步的短期调整很难获得第一步的长期均衡关系。另外,他也没有检验第一步分析的有效性,因而也就不能确定第二步调整是第一步长期均衡的调整过程。但是在面板协整分析中,我们可以做到。其次,使用面板单位根检验方法。诸多研究虽然已经认识到求积数列I(1)的重要性,使用正确的方法比如单位根检验及协整检验的应用,但小样本问题仍然可能严重影响到检验的效果,导致结论的误导。因此计量方法改进即使用面板单位根检验、面板协整检验和面板协整方程的方法,可能会为实证提供更为可信的证据。

三、面板单位根检验、面板协整检验和面板协整方程的方法

国内研究涉及到面板单位根检验的为数不多,面板协整检验及面板协整方程估计即完全修正最小二乘法(FMOLS)在国内也较少使用,本文很可能是较早使用,所以有必要详细介绍相关方法。选取这些方法在于:面板单位根检验及面板协整检验主要改善了小样本问题,提高检验效果;面板协整估计方法改善变量内生性及序列相关所导致的伪回归问题。

首先介绍面板单位根检验方法。

1 Levin-Lin Test

Levin&Lin(2002)提出以 ADF 为主的面板单位根检验。他们假定模型有三种,如下所示:(1)无截距项,无时间趋势;(2)有截距项,无时间趋势;(3)有截距项,有时间趋势。

采用第三种模型建立方程如下:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \gamma t + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_i L \Delta y_{it-L} + \varepsilon_{it}, i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (3.1)$$

其中 $\beta_i = \delta_i - 1, \delta_i$ 为自身序列的相关系数, P_i 是滞后项阶数。检验原假设 (H_0) 和备择假设 (H_1) 为 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta = 0; H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta < 0$ 。

计算检验统计量, 考虑下列面板回归式:

$$\tilde{\varepsilon}_{i,t} = \delta \tilde{V}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{i,t}, i=1, \dots, N, t = P_{i+2}, \dots, T \quad (3.2)$$

检验 (3.1) $\beta = 0$ 所得到的 t 统计量为:

$$t_{\delta=0} = \hat{\delta} / \hat{STD}(\hat{\delta}) \quad (3.3)$$

$$\text{其中 } \hat{\delta} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+P_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}) / (\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+P_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2), \quad (3.4)$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+P_i}^T (\tilde{e}_{i,t} - \hat{\delta} \tilde{v}_{i,t-1})^2 \quad (3.5)$$

$$\tilde{T} = T - \bar{p} - 1, \quad \bar{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_i, \quad \tilde{T} \text{ 和 } \bar{p} \text{ 在个体 ADF 回归方程作为平均滞后长度使用。}$$

在模型 1 中, $t_{\delta=0}$ 服从正态分布, 在模型 2、3 中是发散的。但可以用如下调整后 t 统计量:

$$t_{\delta=0}^* = (t_{\delta=0} - N \tilde{T} \hat{\sigma}_\varepsilon^{-2} \hat{STD}(\hat{\delta}) \mu_{\tilde{T}}^*) / \sigma_{m\tilde{T}}^* \quad (3.6)$$

其中 $\hat{\sigma}_\varepsilon^{-2}$, $\mu_{\tilde{T}}^*$ 分别为平均数及标准误差的调整因子 (下标 m 表示第 m 种模型, 该数值由 Levin&Lin (1993) 的蒙特卡洛模拟结果得到。

2 IPS Test

IPS 检验与 LLC 检验最大的不同: 不采用 Pooled Data 的方式而结合横断面个体各自的 ADF 检验统计量, 计算群体平均以检验数据是否为稳定的。

首先建立方程如下:

$$\varepsilon_{it} = A_i(L) e_{it} \quad (3.7)$$

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T \quad (3.8)$$

其中 $A_i(L) = a_{i0} + a_{i1}L + a_{i2}L^2 + \dots + \sum_{j=1}^{\infty} a_{ij}^2 < \infty, e_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$, L 为滞后算子, $\rho_i = \rho_i - 1 (i=1, \dots, N)$, 根据

Said&Dickey(1984)建议以 $AR(P_i)$ 估计 (3.1) 式使得 $v_{it} \approx e_{it}$, 即有

$$\varepsilon_{it} = \rho_{i1} \varepsilon_{i,t-1} + \rho_{i2} \varepsilon_{i,t-2} + \dots + \rho_{iP_i} \varepsilon_{i,t-P_i} + v_{it}, t=1, \dots, T \quad (3.9)$$

其中 P_i 未知, 可以由样本函数决定。于是检验原假设 (H_0) 和备择假设 (H_1) 为: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta = 0$;

H_1 : 至少一个 β_i 不是 0。

考虑 ADF (P_i) 回归形式, 使用 OLS 所求出 β_i 估计来定义群体平均及其相对应 t 统计量, 即

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_t + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + v_{it} \quad (3.10)$$

$$\bar{\beta}_{NT}(P, \rho) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{iT}(P_i, \rho_i) \quad (3.11)$$

$$\bar{t}_{NT}(P, \rho) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(P_i, \rho_i) \quad (3.12)$$

其中 $P = (P_1, \dots, P_N)'$, $\rho_i = (\rho_{i1}, \dots, \rho_{iP_i})'$, $\rho = (\rho_1, \dots, \rho_N)$, $\bar{\beta}_{NT}(P, \rho)$ 为 β_i 的 OLS 估计值, $\bar{t}_{NT}(P, \rho)$ 为检验 (3.10)

中 $\beta_i = 0$ 的 t 统计量, 将 $\bar{\beta}_{NT}$ 标准化, 得到 IPS 检验统计量:

$$\Gamma_t = (\sqrt{N} [t_{NT}(p) - a_{NT}] / \sqrt{b_{NT}}) \rightarrow N(0, 1) \quad (3.13)$$

其中 $a_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N E[t_{NT}(p, 0)]$, $b_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N \text{var}[t_{NT}(p, 0)]$ 可以从 Im, Pesaran & Shin (1997) 的表

A~C 得到。

其次介绍 Pedroni (1999) 面板协整检验。利用协整方程 (3.14) 的残差:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \alpha_i + \delta_i t + x'_{i,t} \beta_i + e_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, \quad i = 1, 2, \dots, N \\ \beta_i &= (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}) \quad x_{i,t} = (x_{1i,t}, x_{2i,t}, \dots, x_{Mi,t}) \end{aligned} \quad (3.14)$$

模型中, 单位之间的斜系数、固定效应系数和个体确定趋势系数是不同。在这些假设下, Pedroni 讨论了 7 个 Panel Data 的协整统计, 其中 4 个是用联合组内尺度描述, 另外 3 个是用组间尺度来描述, 作为组平均 Panel 协整统计量, 如表 2 所示。在第一类四个检验中三个涉及到使用为人所知的 Phillips 和 Perron (1988) 工作中的非参修正, 第四个是基于 ADF 的参数检验, 在第二类三个中的二个使用非参修正, 而第三个再一次使用了 ADF 检验。如果我们用 γ_i 表示在第 i 单位横截面的残差自回归系数, 则第一类检验使用

下面特定的原假设和备择假设: 对所有 i, $H_0: \gamma_i = 1$ $H_1: \gamma_i = \gamma < 1$; 第二类使用的:

对所有 i, $H_0: \gamma_i = 1$ $H_1: \gamma_i < 1$

表2 面板协整统计量¹⁰:

$$\begin{aligned}
 \text{1. Panel v-Statistic: } & T^2 N^{3/2} Z_{vNT}^{\wedge} = T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge 2} \right) \\
 \text{2. Panel } \lambda\text{-Statistic: } & T \sqrt{N} Z_{\lambda NT}^{\wedge} = T \sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge 2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge} \ddot{A} e_{it}^{\wedge} - e_i^{\wedge} \\
 \text{3. Panel t-Statistic(nonparametric): } & Z_{tNT}^{\wedge} = \left(\tilde{O}_{NT}^{\wedge 2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge 2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge} \ddot{A} e_{it}^{\wedge} - e_i^{\wedge} \\
 \text{4. Panel t-Statistic(parametric) } & Z_{tNT}^* = \left(s_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge *2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i} e_{i,t=1}^{\wedge *} \ddot{A} e_{it}^{\wedge *} \\
 \text{5. Group } \lambda\text{-Statistic: } & TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\lambda NT}^{\wedge} = TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T e_{i,t=1}^{\wedge 2} \right) \sum_{t=1}^T e_{i,t=1}^{\wedge} \ddot{A} e_{it}^{\wedge} - e_i^{\wedge} \\
 \text{6. Group t-Statistic(nonparametric) } & N^{-1/2} \tilde{Z}_{tNT}^{\wedge} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{O}_i^{\wedge 2} \sum_{t=1}^T e_{i,t=1}^{\wedge 2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \left(e_{i,t=1}^{\wedge} \ddot{A} e_{it}^{\wedge} - e_i^{\wedge} \right) \\
 \text{7. Group t-Statistic(parametric) } & N^{-1/2} \tilde{Z}_{tNT}^* = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_i^{*2} e_{i,t=1}^{\wedge *2} \left(e_{i,t=1}^{\wedge *} \ddot{A} e_{it}^{\wedge *} \right)
 \end{aligned}$$

$$\text{其中, } \hat{e}_i^{\wedge} = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{s=1}^{k_i} \mu_{it}^{\wedge} \mu_{i,t-s}^{\wedge}, s_i^{\wedge 2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mu_{it}^{\wedge 2}, \tilde{O}_{NT}^{\wedge 2} = s_i^{\wedge 2} + \hat{e}_i^{\wedge} \quad (3.15)$$

$$s_i^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mu_{it}^{\wedge *2}, s_{NT}^{*2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i^{*2}, L_{11i}^{\wedge -1} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T c_{it}^{\wedge 2} + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T c_{it}^{\wedge 2} c_{i,t-s}^{\wedge 2} \quad (3.16)$$

$\mu_{it}^{\wedge}, \mu_{it}^{\wedge *}, c_{it}^{\wedge}$, 来自下面的回归方程:

$$\hat{e}_{it}^{\wedge} = \alpha_i \hat{e}_{i,t-1}^{\wedge} + u_{i,t}^{\wedge}, \hat{e}_{it}^{\wedge *} = \alpha_i \hat{e}_{i,t-1}^{\wedge *} + \sum_{k=1}^{K_i} \alpha_{i,k} \ddot{A} e_{i,t-k}^{\wedge *} + u_{i,t}^{\wedge *}, \ddot{A} y_{i,t}^{\wedge} = \sum_{m=1}^M b_{mi} \ddot{A} x_{mi,t}^{\wedge} + c_{it}^{\wedge} \quad (3.17)$$

最后介绍面板协整方程估计即完全修正普通最小二乘法 (FMOLS)。这些方法在Kao&Chiang(2000)、Phillips&Moon(1999)、Pedroni(1996)都有提到。Pedroni提出的Group mean Panel Fmols估计方法是Phillips & Hanson (1990)的发展。主要有以下几个方面的优势: 首先是优于Pool panel Fmols。这是因为组间估计是基于面板组间维度, 而Pool panel Fmols基于组内维度。因此Group mean Panel Fmols提供了协整方程共同参数值的一致检验, 而后者则没有。其次, 正如Pesaran & Smith (1995)所指出: Group mean Panel Fmols提供了基于样本均值的异质协整方程系数的一致估计,¹¹而Pool panel Fmols没有。最后, Phillips & Moon (1999)

¹⁰详细推导可以参见参考文献Pedroni (1999)。

¹¹异质协整方程指解释变量的回归系数对每个部门不同, 反之反是。

还指出，当协整方程是异质时，组内估计量只是提供了回归系数均值的一致点估计，而不是基于样本均值的异质协整方程系数协整方程的估计。总之，与Pool panel Fmols相比，Group mean Panel Fmols更适用于实证分析。

假定协整方程如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it}, x_{it} = x_{it} - 1 + \varepsilon_{it} \quad (3.18)$$

假定误差过程 $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})'$ 是稳定且渐近协方差矩阵是 Ω_i 。所以有：

$$\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} E[T^{-1}(\sum_{t=1}^T \xi_{it})(\sum_{t=1}^T \xi_{it}')] = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i' \quad (3.19)$$

其中 Ω_i 是同期协方差， Γ_i 是自协方差的加权总和。假定 Ω_i 的下三角矩阵是 L_i ，则有

$$L_{11i} = (\Omega_{11i} - \Omega_{21i}^2 / \Omega_{22i})^{1/2}, L_{12i} = 0, L_{21i} = \Omega_{21i} / \Omega_{22i}^{1/2}, L_{22i} = \Omega_{22i}^{1/2} \quad (3.20)$$

Pedroni (1999) 证明得到上面协整方程系数 β 的 Group mean Panel Fmols 的估计量：

$$\beta_{NT}^* - \beta = \left(\sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^{-2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^{-2} \mu_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \quad (3.21)$$

其中， $\mu_{it}^* = \mu_{it} - (\hat{L}_{21i} / \hat{L}_{22i}) \Delta x_{it} \cdot \hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} \hat{\Omega}_{21i}^0 - (\hat{L}_{21i} / \hat{L}_{22i}) (\hat{\Gamma}_{22i} - \hat{\Omega}_{22i}^0)$ ， \hat{L}_i 是 $\hat{\Omega}_i$ 的下三角形分解项。

最后得到： $T \sqrt{N} (\beta_{NT}^* - \beta) \rightarrow N(0, \nu)$ ， $\nu = 2$ ，当 $\bar{x} = y = 0$ ； $\nu = 6$ ，其他情形， $T, N \rightarrow \infty$ 。

同时有： $t_{\beta_{NT}^*} = (\beta_{NT}^* - \beta) \sqrt{\sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^{-2}} \rightarrow N(0, 1)$ ，当 $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$

四、变量定义

本文所有数据库取自世界银行及亚洲发展银行1994年-2001年的平衡面板数据。金融发展的度量是一个比较复杂而有富有争议的问题。Bandiera et al(2000)指出测量金融发展理想的指标应该包括管制的放松及金融机构发展两个方面的内容。由于我们样本选择的是混业经营的国家和地区，在管制放松方面基本上是一致的，比如利率的自由化，资本项目可兑换及混业经营等。所以我们重点是选取变量测度金融机构的发展水平。

第一，金融发展首先表现为随着收入从低收入国家发展到高收入国家，中央银行的重要性下降，其他金融机构变得越来越重要。我们选取四个指标来加以说明。首先是金融中介的相对规模是测度金融发展的一个重要指标。Beck et al(1999)把金融资产分为三个部分：中央银行金融资产、储蓄银行金融资产及其他金融机构资产。于是储蓄银行相对中央银行金融资产比例作为金融发展的一个指标，

King&Levine(1993a,b)、Levine et al(1999)曾经使用此指标表示金融发展。由于选取的亚洲国家或者地区主

要是银行主导型的金融体系，储蓄银行占很大重要地位，而且储蓄银行金融资产与中央银行资产存在此消彼长的关系，所以选取储蓄银行金融资产占实际GDP的比例来说明金融发展，后文简称DMBAG。另外，类似的储蓄银行的重要作用，我们还使用储蓄银行存款占实际GDP的比例来说明金融发展程度，后文简称BANKD。同时金融部门在实际GDP中的规模是测量金融发展的另一个有用指标。本文使用储蓄银行流动负债占实际GDP中的比例表示，后文简称LIQU。Beck et al(1999a)提出并使用此指标表示金融发展水平，具体计算方法见表3。其次是PRIV表示储蓄银行提供私人信贷占GDP比例。上述指标没有区分金融资产投向：是投向公共部门还是私人部门。Beck, Demircug-Kunt, and Levine (2000)也应用此表示金融发展。详细计算方法见表3所示。

第二，金融发展的资本市场方面则使用下面指标。VALTR表示股票市场发展程度，Beck, Demircug-Kunt, and Levine (2000)曾使用此指标表示股票市场发展。STR则从流动性角度表示股票市场发展程度，也广泛应用于实证研究。Aslidemircug-Kunt&Ross Levine(1996)也曾经使用相同的指标表示测量不同国家金融市场发展水平。

第三，金融发展的另一个方面表现为私人及家庭方面，这尤其是保险市场可以充分说明私人资金配置情况，可以说明人们资产的多样性，风险规避行为。同时混业经营条件下，银行可以为私人办理相关保险业务，这是混业经营的一个重要特征，为此金融发展也必须说明保险市场发展情况。主要使用 linsu 和 nlinSU。所有主要变量相关定义及计算如表3所示。

表3 变量定义

变量	含义	数据来源
PRIV	储蓄银行提供私人信贷占 GDP 比例，计算方法如下： $\{(0.5) * [F_t/P_{e_t} + F_{t-1}/P_{e_{t-1}}]\} / [GDP_t/P_{a_t}]$ F是提供给私人部门的信贷，P_e 是期末 CPI，P_a 年度平均CPI。	原始数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计电子版。
BANKD	储蓄银行中存款占 GDP 比例，计算方法如下： $\{(0.5) * [F_t/P_{e_t} + F_{t-1}/P_{e_{t-1}}]\} / [GDP_t/P_{a_t}]$ F 存款，P_e 是期末 CPI，P_a 年度平均 CPI。	原始数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计电子版。
DMBAG	储蓄银行金融资产占实际 GDP 的比例。	来源于 Fitch's Bankscope database
VALTR	股市交易额占 GDP 比例。	来源于标准普尔新兴市场数据库。GDP 是以美元计，《世界发展指数》。
STR	总交易额与股市市值比例，计算方法如下： $T_t/P_{at} / \{(0.5) * [M_t/P_{et} + M_{t-1}/P_{e_{t-1}}]\}$ T 总交易额，M 是股市市值，P_e 是期末 CPI，P_a 年度平均 CPI。	来源于标准普尔新兴市场数据库。缩减指数来源于《国际金融统计》。
IPD	物价缩减指数来	来源于亚洲发展银行
LINASU	寿险收入渗透程度	世界银行金融发展数据库
NLINSU	非寿险收入渗透程度	世界银行金融发展数据库
GDP	国内生产总值增长率	来源于亚洲发展银行

数据来源：作者参考世界银行金融发展数据库及整理所得。

五、实证结果

1 面板单位根检验。根据原值面板单位根检验结果见表4，可以得到：原值是不稳定的。具体来看，Levin, Lin & Chu t、Breitung t-stat、Hadri Z-stat的原假设：同质面板单位根。Levin, Lin& Chu t表明：变量除LINSU之外，所有变量是稳定的；Breitung t-stat表明：所有变量除GDP、PRIV之外，都是不稳定的；Im, Pesaran&Shin W-stat、ADF - Fisher Chi-square、PP - Fisher Chi-square原假设：异质面板单位根。Im, Pesaran&Shin W-stat、ADF - Fisher Chi-square表明GDP、NLINSU是稳定的，其余变量都是非稳定的；Hadri Z-stat的原假设：不存在同质面板单位根。Hadri Z-stat表明所有变量在远远小于1%的显著性水平下是不稳定的。总之，从不同面板单位根检验可以得到基本一致的结论：所有变量都是不稳定的。

表 4 水平值面板单位根检验

方法	Levin, Lin& Chu t	Breitung t-stat	Im,Pesaran& Shin W-stat	ADF Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square	Hadri Z-stat
GDP	-21.3958***	-3.64203***	-4.37913***	41.6397***	24.4603**	1.51535**
DMBAG	-3.01697***	-0.08322	-0.04532	16.5013	11.4638	3.90394***
IPD	-2.68691***	0.08636	0.56245	9.74840	18.1192	4.94201***
BANKD	-2.86209***	-0.53505	0.84260	12.2256	8.50384	3.48835***
PRIV	-3.77834***	-1.75354**	-0.5117	21.1139	13.6158	3.47071***
STR	-0.90682	-0.80893	0.75526	10.2483	12.3766	3.36785***
VALTR	-2.20157***	-1.19677*	0.08430	14.4467	26.5476	3.97101***
LINSU	0.89120	0.46836	1.80528	14.8897	17.1493	4.21195***
NLINSU	-8.60034***	0.04950	-1.67612**	29.2556**	13.3181	3.72166**

数据来源：原始数据来源于世界银行，作者使用计量软件计算所得，滞后期是1，内生变量是个体效应，Newey-West带宽使用Bartlett核。Levin, Lin & Chu t、Breitung t-stat、Hadri Z-stat的原假设：同质面板单位根；Im, Pesaran&Shin W-stat、ADF - Fisher Chi-square、PP - Fisher Chi-square的原假设：异质面板单位根；Hadri Z-stat的原假设：不存在同质面板单位根。同质面板指所有部门系数相同，异质面板指所有部门系数不相同。

根据一阶差分值面板单位根检验结果，如表5所示，可以得到：一阶差分值是稳定的。具体来看，Levin, Lin & Chu t、Breitung t-stat、Hadri Z-stat、Im, Pesaran&Shin W-stat、ADF - Fisher Chi-square、PP - Fisher Chi-square表明：除LINSU之外，所有变量在不同显著性水平下是稳定的；Hadri Z-stat表明：除LINSU之外，所有变量在远远小于1%的显著性水平下是不稳定的。然而此检验是基于面板同质，检验效果可能相比面板异质不可信。总之，从不同面板单位根检验可以得到基本一致的结论：所有变量一阶差分值都是稳定的。

综合原值和一阶差分值面板单位根检验结果可以得到：所有变量均是一阶求积即I(1)序列。所以应该进行面板协整检验，以避免直接使用最小二乘法所导致的伪回归问题。

表 5 差分值面板单位根检验

方法	Levin, Lin& Chu t	Breitung t-stat	Im,Pesaran& Shin W-stat	ADF Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square	Hadri Z-stat
D(GDP)	-21.3958***	-3.64203***	-7.51781***	56.3776***	39.1868***	6.11331***
D(DMBAG)	-3.23401***	-1.34363**	-0.57244	19.0267	53.8224***	2.97071***
D(IPD)	-7.17272***	-2.56722***	-3.00938***	39.1674***	52.4157***	6.32456***
D(BANKD)	-7.39232***	-1.20689*	-2.43352***	32.9565***	15.5536	3.36001***

D(PRIV)	-6.26995***	-2.31394***	-1.36691*	25.8750**	10.6516	3.02905***
D(STR)	-6.17505***	-1.18802*	-1.14064*	23.8786*	44.2070***	1.66051**
D(VALTR)	-12.2275***	-1.14728*	-2.35234***	32.8305***	38.2820***	4.29037***
D(LINSU)	1.72092	-0.7768	0.93924	9.9976	21.387	4.10212
D(NLINSU)	-5.93082***	-0.7768	-2.01615**	32.1991***	32.1724***	3.18182***

数据来源：原始数据来源于世界银行，作者使用计量软件计算所得，滞后期是1，内生变量是个体效应，Newey-West带宽使用Bartlett核。Levin, Lin & Chu t、Breitung t-stat、Hadri Z-stat的原假设：同质面板单位根；Im, Pesaran&Shin W-stat、ADF - Fisher Chi-square、PP - Fisher Chi-square的原假设：异质面板单位根；Hadri Z-stat的原假设：不存在同质面板单位根。同质面板指所有部门系数相同，异质面板指所有部门系数不相同。¹²

2 面板协整检验。实证表明：理论模型假设成立，即混业经营条件下金融发展与经济增长存在面板协整关系，即存在长期均衡关系。根据 Pedroni(1999)，在小样本中，panel adf-stat、group adf-stat 检验效果最好，panel v-stat、group rho-stat 检验效果最差，其他处于中间。除 panel v-stat 是右侧检验以外，其他检验都是左侧检验。换句话说，panel v-stat 是正数，越大越能拒绝原假设；其他统计量是负数，越小越能拒绝原假设。具体来说，从表 6 可以得到，在没有截距项和没有时间趋势项时，panel adf-stat、group adf-stat、panel pp-stat、group pp-stat 都在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，panel adf-stat 在 10% 的显著性水平拒绝原假设，所以存在面板协整关系；在没有截距项和有时间趋势项时，panel adf-stat、group adf-stat、panel pp-stat、group pp-stat 都在 1% 的显著性水平下拒绝原假设；在有截距项和有时间趋势项时，panel adf-stat、group adf-stat、panel pp-stat、group pp-stat 都在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。从表 7 的稳健性分析来看，可以得到 group adf-stat、panel pp-stat、group pp-stat、Group rho-stat 都在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。总之，在控制其他宏观经济变量情况下，混业经营条件下金融发展与经济增长有面板协整关系，那么金融发展与经济增长关系如何呢？这需要通过面板协整方程估计来加以回答。

表6 面板协整检验 (gdp dmbag priv ipd linsu valtr)

	NOTR,NOTD	NOTR,TD	TR, NOTD	TR, TD
Panel v-stat	-1.59914	-1.59444	2.57205***	-1.32571
Panel rho-stat	2.84910	2.57413	3.34943	3.28028
Panel pp-stat	-4.91492***	-9.61873***	-12.25494***	-13.05541***
Panel adf-stat	-1.42315*	-6.43288***	-3.61794***	-4.79351***
Group rho-stat	-4.20132***	3.89601	4.29987	4.53740
Group pp-stat	-6.77917***	-11.04096***	-19.12743***	-9.96178***
Group adf-stat	-18.96005***	-6.64997***	-5.99132***	-6.79052***

部门 = 8，时间=8，自变量个数 = 5

所有统计量是正态分布 N(0,1)

原假设：没有单位根或者没有面板协整关系

面板统计量使用长期方差权重

数据说明：除 Panel v-stat 统计量是右侧检验以外，其他都是左侧检验，符号*，**，***分别表示 10%，5%，1% 的显著性水平，临界值分别为 1.625、1.96 和 2.58，使用计量软件计算所得，notr、notd、tr、td 分别表示没有异质的趋势，没有去掉共同的时间效应，存在异质的趋势及去掉共同的时间效应。

¹² 黄旭平著：公司金融中介行为：形成原因、传导机制及增长效应，南京大学博士论文，2005 年。

表7 面板协整检验 (gdp liqu priv ipd nlinsu str)

	NOTR,NOTD	NOTR,TD	TR, NOTD	TR, TD
Panel v-stat	-1.98669	-1.56145	-2.13260***	0.83480
Panel rho-stat	2.84924	2.85982	3.735623	3.80900
Panel pp-stat	-6.15529***	-4.51511***	-8.76642***	-4.30946***
Panel adf-stat	-4.22772***	-2.96571**	-5.19318**	-1.35238
Group rho-stat	4.19413	4.11912	4.61069	4.724480
Group pp-stat	-7.60128**	-6.43500***	-13.65193***	-6.59784***
Group adf-stat	-6.50647***	-4.58204***	-12.01343 ***	-3.17399***

部门 = 8, 时间=8, 自变量个数 = 5

所有统计量是正态分布 N(0,1)

原假设: 没有单位根或者没有面板协整关系

面板统计量使用长期方差权重

数据说明: 除 Panel v-stat 统计量是右侧检验以外, 其他都是左侧检验, 符号*, **, ***分别表示 10%, 5%, 1%的显著性水平, 临界值分别为 1.625、1.96 和 2.58, 使用计量软件计算所得, notr、notd、tr、td 分别表示没有异质的趋势, 没有去掉共同的时间效应, 存在异质的趋势及去掉共同的时间效应。

3 完全修正普通最小二乘法(FMOLS)估计。个体完全修正普通最小二乘法估计结果见表8, 从表8可以得到: (1)银行发展水平DMBAG与经济增长有显著的正相关关系, 与很多实证研究保持一致。(2)银行发展水平PRIVG与经济增长有显著的负相关关系, 这与很多实证研究不一致。原因在于混业经营下, 银行传统信贷已经成为低利润业务, 而银行有限的资源使用在低利润的业务, 可能相对来说, 提高了银行整体成本, 从而损害银行效率, 资金配置失当, 阻碍经济增长。(3)通货膨胀水平与经济增长有显著的负相关关系, 实证分析表明: 长期来看, 通货膨胀与经济增长有显著的负相关关系。(4)保险市场的发展与经济增长关系不是很明确, 有的国家表现为正相关关系, 有的国家表现为负相关关系。这也从一个侧面说明, 部分实证所要求的各国有相同回归系数可能会导致错误的结论。(5)资本市场的发展与经济增长有显著的正相关关系, 尤其值得注意的, 这种正相关关系不会因为不同的国家而发生改变, 也不会因为去掉共同的时间效应而发生改变¹³。而这与国内很多研究是不一致的, 国内研究因为资本市场的特殊性, 诸多研究得到是资本市场与经济增长关系不显著。随着我国转向混业经营, 这种一般性的结论可能更能准确地理解资本市场在经济增长中的作用。

表8 个体完全修正普通最小二乘法 (FMOLS)

memb	Vari	tdum		notdum		tdum		notdum	
		coeff	t-stat	coeff	t-stat	coeff	t-stat	coeff	t-stat
No.1	DMBAG	12.74	1.98	-148.6	-6.18	14.47	315.31	-5.84	-16.4
No.1	PRIV	-73.42	-4.61	116.81	4.68	-50.43	-215.36	-48.46	-64.04
No.1	IPD	-0.69	-6.71	-0.79	-15.6	-0.63	-223.67	-0.68	-31.41
No.1	LINSU	68.96	4.11	262.24	4.06	-920.63	-143.32	0.00E+00	-17.77
No.1	VALTR	3.44	16.58	4.37	20.14	9.49	296.48	5.49	17.41
No.2	DMBAG	21.41	29.52	-93.06	-45.35	0.74	0.91	-31.94	-31.67

¹³ 处理共同的时间效应的好处在于: 可以解决面板协整方程估计中所遇到的误差项序列相关问题, 从而提高估计效果。另一种处理方法可以通过原值减去平均值, 再做估计。因为篇幅所限, 本文没有涉及。

No.2	PRIV	-35.1	-34.49	-105.88	-24.93	-17.69	-5.26	14.74	2.37
No.2	IPD	-0.64	-29.54	-4.28	-34.21	-0.65	-17.67	-1.88	-22.48
No.2	LINSU	-157.45	-15.03	329.96	26.02	-1.49E+03	-6.85	4159.16	51.43
No.2	VALTR	0.08	0.25	-0.66	-0.88	1.23	1.03	17.52	19.34
No.3	DMBAG	-29.09	-3.55	209.71	77.26	-86.85	-54.28	-177.7	-8.35
No.3	PRIV	6.45	1.25	-55.32	-68.08	30.39	39.17	1.64	1.07
No.3	IPD	-0.38	-17.5	-0.39	-703.49	-0.31	-15.32	-0.5	0.06
No.3	LINSU	-306.75	-2.09	-1.79E+04	-95.78	-0.9	0.12	-1.76E+04	-8.06
No.3	VALTR	22.62	10.89	89.43	70.4	8.17	3.97	-18.98	-6.66
No.4	DMBAG	263.79	8.78	2075.12	85.22	114.68	1.69	89.73	7.44
No.4	PRIV	-236.13	-9.12	0.00E+00	-86.11	-28.63	-1.36	-123.88	-8.06
No.4	IPD	0.13	0.74	-1.66	-61.03	-0.91	-2.03	0.94	3.84
No.4	LINSU	495.27	6.81	266.96	91.98	-1.16E+03	-2.91	-479.2	-6.03
No.4	VALTR	18.86	9	-19.29	-64.56	3.76	1.32	8.43	6.52
No.5	DMBAG	-16.24	-59.21	21.54	14.79	12.01	1.64	92.88	3.1
No.5	PRIV	-3.61	-15.56	-48.24	-26.92	-22.52	-2.67	-128.5	-4.6
No.5	IPD	1.16	223.4	-2.88	-15.36	1.01	12.57	1.03	1.08
No.5	LINSU	-160.19	-52.85	-465.71	-10.19	149.42	1.22	-492.77	-2.18
No.5	VALTR	0.96	46.95	3.64	11.26	1.57	1.11	29.81	6.06
No.6	DMBAG	32.81	5.41	-8.86	-3.63	161.27	2.78	-890.54	-12.06
No.6	PRIV	-8.58	-1.85	-7.12	3.0	-175.82	-3.03	344.77	11.66
No.6	IPD	-0.05	-0.34	-0.92	-10.09	0.29	0.7	-2.65	-16.28
No.6	LINSU	-1.26E+03	-9.13	-1.33E+03	-2.49	-7.28E+03	-4.88	-2.42E+04	-11.45
No.6	VALTR	6.46	6.21	13.36	8.2	-10.34	-1.94	3.03	4.31
No.7	DMBAG	89.99	16.13	3.05	2.42	179.48	9.25	-68.49	-17.35
No.7	PRIV	-54.81	-12.74	-48.88	-37.71	-35.33	-10.99	-13.6	-10.2
No.7	IPD	2.1	18.09	-1.7	-33.82	-0.87	-1.35	-1.67	-19.58
No.7	LINSU	-1.33E+03	-5.24	-2.94E+03	-60.03	3.39E+04	15.31	-4.27E+03	-10.47
No.7	VALTR	21.34	19.89	-7.24	-7.67	-2.46	-0.64	1.1	1.18
No.8	DMBAG	39.12	12.64	32.58	13.29	-14.06	-66.63	-136.2	-4.08
No.8	PRIV	-34.28	-17.11	-79.03	-29.04	49.03	48.42	-41.92	-6.05
No.8	IPD	-0.41	-9.54	-0.86	-10.86	0.12	33.67	-1.96	-5.08
No.8	LINSU	12.31	0.19	405.79	9.13	-1.14E+04	-99.69	-1.14E+03	-2.03
No.8	VALTR	-1.67	-1.65	-2.19	-1.9	58.41	88.68	4.8	0.99

说明：memb, vari, coeff, t-stat 分别表示部门、因变量、回归系数及 t 分布统计量值。notdum、tdum 分别表示没有及去掉共同的时间效应。No.1,...,8 分别表示香港、日本、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、泰国、新加坡等亚洲国家或者地区。

面板群的完全修正普通最小二乘法估计结果见表 9 所示，由表 9 可以得到：(1)银行发展水平DMBAG、PRIV与经济增长显著的相关没有改变。(2)通货膨胀水平与经济增长的显著关系符号也基本保持一致。(3)保险市场与经济增长有显著的负相关关系，但在去掉共同的时间效应后，回归系数变得非常小，所以保险市场在经济增长中作用微乎其微。(4)股票市场与经济增长仍然有显著的正相关关系。

表9 面板群的完全修正普通最小二乘法 (FMOLS)

vari	tdum		notdum		tdum		notdum	
	coeff	t-stat	coeff	t-stat	coeff	t-stat	coeff	t-stat
DMBAG	51.82	4.14	261.43	48.72	47.72	74.48	-141.01	-28.06
PRIV	-54.94	-33.32	-302.1	-94.79	-31.38	-53.41	0.6	-27.53
IPD	0.15	63.15	-1.68	-312.7	-0.24	-75.34	-0.86	-31.77
LINSU	-329.53	-25.89	-2.67E+03	-13.19	1481.35	-85.25	-5.73E+03	-2.32
VALTR	9.01	38.22	10.18	12.37	8.73	137.89	6.4	17.38

说明: vari, coeff, t-stat 分别表示因变量、回归系数及 t 分布统计量值, notdum、tdum 分别表示没有、有共同时间效应。

六、结论及政策建议

非稳定的面板数据分析方法即面板单位根,尤其是面板协整在国内使用还不多见,本文较早地应用于实证研究混业经营条件下金融发展与经济增长的关系。研究表明:(1)金融发展与经济增长等相关宏观经济变量是非稳定的序列,传统协整检验及估计方法不适用于研究金融发展与经济增长关系,尤其是在混业经营条件下。(2)混业经营条件下金融发展与经济增长有面板协整关系,即金融发展与经济增长有长期均衡关系。(3)银行发展水平质量的提高,主要体现在中央银行作用弱化,其他储蓄银行作用强化,即文中DMBAG与经济增长存在面板协整关系,有显著正相关关系。然而银行发展水平数量的提高,如文中提供给私人部门的信贷量与经济增长不仅没有促进经济增长,反倒因为银行资源配置失当,阻碍经济增长。(4)混业经营条件下股票市场与经济增长有正相关关系,而且这种关系比较稳健。

基于此实证研究,笔者认为应该采取如下政策,以适应混业经营需要,同时保持我国经济持续增长:(1)缩小中央银行作用范围,扩大银行自主经营权。国内财政政策应该逐步淡出,否则财政政策可能会好心办坏事。政策性银行业务应该减少,商业银行应该填补空白。(2)缩小传统银行信贷业务,开展更高利润的业务,比如混业经营证券业务及保险。(3)进一步扩大股票市场规模,促进经济增长。另外,混业经营条件下,银行从事证券业务可以很好促进银行本身的发展,而且这种混业经营又可以显著地降低银行危机发生的概率。¹⁴股票市场发展可以促进稳定的经济增长。

参考文献

- 韩廷春:“金融发展与经济增长:经验模型及政策分析”,《世界经济》,2001年第6期,第1-9页。
- 黄旭平、熊季霞:“混业经营条件下银行集中与效率:基于面板单位根与面板协整的分析”,《当代经济科学》,2005年第6期。
- 黄旭平、杨新松:“竞争导致的银行集中与效率:基于亚洲国家的面板数据分析”,《经济评论》,2005年第5期。
- 李丹红:《发展中国家金融自由化研究》,经济日报出版社2003年版。第194-223页。
- 李江、冯涛:“转轨时期金融组织成长与经济绩效的关联性”,《数量经济技术经济研究》2004年第10期,第95-103页。
- 李广众:“银行、股票市场与长期经济增长”,《世界经济》,2002年第9期,第57-62页。
- 赖明勇、阳小晓:“金融中介发展与中国经济增长的实证研究”,《经济科学》,2002年第6期,第36-43页。
- 梁琪、滕建州:“股票市场、银行与经济增长:中国的实证分析”,《金融研究》,2005年第10期,第9-19页。
- 林毅夫、章奇、刘明兴:“金融结构与经济增长:以制造业为例”,《世界经济》,2003年第1期,第3-21页。
- 康继军、张宗益、傅蕴英:“金融发展与经济增长之间的因果关系”,《金融研究》,2005年第10期第20-31页。

¹⁴ 参考黄旭平:银行监管、银行效率与金融稳定,工作论文,2005年。

-
- 孙杰：“发达国家和发展中国家的金融结构、资本结构和经济增长”，《金融研究》，2002年第10期，第16-24页。
- 谈儒勇：《中国金融发展与经济增长关系实证研究》，载《经济研究》，1999第10期。
- 赵振全、薛丰慧：“金融发展对经济增长影响的实证分析”，《金融研究》，2004年第8期，第94-98页。
- 万寿桥、李小胜：“中国资本市场与经济增长关系的脉冲响应分析”，《财经研究》，2004年第6期，第104-113页。
- 阳小晓、包群、赖明勇：“银行发展与经济增长：基于动态两部门模型研究”，《财经研究》，2004年第11期，第42-51页。
- 王景武：“金融发展与经济增长：基于中国区域金融发展的实证分析”，《财贸经济》2005第10期，第23-26页。
- 卫锋、王春峰：“中国金融发展与经济效率的实证分析：1978~2002”，《财贸研究》，2005年第2期，第46-54页。
- Arestis, P., Demetriades, P., 1997. Financial development and economic growth: assessing the evidence. *Economic Journal* 107, 783-799.
- Atje, R., Jovanovic, B., 1993. Stock market and development. *European Economic Review* 37, 623-640.
- Bandiera, O., G. Caprio, P. Honohan and F. Schiantarelli. (2000) Does Financial Reform Raise or Reduce Saving? *Review of Economics and Statistics* 82(2)
- Beck, T., Levine, R., Loyaza, N., 2000. Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics* 58, 261-300.
- Berthelemy, J., Varoudakis, A., 1996. Economic growth, convergence clubs, and the role of financial development. *Oxford Economic Papers* 48, 300-328.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A., Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root[J], *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979:427-31.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A., Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root[J], *Econometrica* 49, 1981:1057-72.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J., (1987), Co-integration & error correction: representation, estimation & testing[J], *Econometrica* 55, : 251-76
- Gehrig, T. (1998) Screening, Market Structure, and the Benefits from Integrating Loan Markets. Mimeo, Universitat Freiburg.
- Greenwood, J., Jovanovic, B., 1990. Financial development and economic development. *Economic Development and Cultural Change* 15, 257-268.
- Johansen, S., 1991, Estimation & hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector auto-regressive models[J], *Econometrica*, 59(6) :1551-80.
- Johansen, S., 1991, Estimation & hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector auto-regressive models[J], *Econometrica*, 59(6) :1551-80.
- Kao, C., (1999), Spurious Regression & Residual-Based Tests for Cointegration in Panel data [J]. *Journal of Econometrics*, 9:1-44.
- King & Levine (1993a), Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence, *Journal of Monetary Economics* 32(3).
- King & Levine (1993b), Finance and Growth: Schumpeter might be right, *Quarterly Journal of Economics* 108.
- King, R.G., Levine, R., 1993a. Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics* 108, 717-737.
- King, R.G., Levine, R., 1993b. Finance, entrepreneurship and growth. *Journal of Monetary Economics* 32, 30-71.
- Levine, R., 1991. Stock markets, growth, and tax policy. *Journal of Finance* XLVI, 1445-1465. Singh, A., 1997. Financial liberalization, stock markets and economic development. *Economic Journal* 107, 771-782
- Levine, R., 1998. The legal environment, banks, and long-run economic growth. *Journal of Money, Credit, and Banking* 30, 596-613
- Levine, R., Loyaza, N., Beck, T., 2000. Financial intermediation and growth: causality and causes. *Journal of Monetary Economics* 46, 31-71.
- Levine, R., Zervos, S., 1996. Stock market development and long-run growth. *World Bank Economic Review* 10, 323-339.
- Levine, R., N. Loayza and T. Beck, 1999. Financial intermediation and Growth : Gausality and Causes. *Worldbank Policy Review Working Paper* No.2059.
- Luca Deidda & Bassam Fattouh, 2003. Concentration in the Banking Industry and Economic Growth, *world bank.mineo.*, 6-28

- Luintel, B.K., Khan, M.,1999.A quantitative re-assessment of the finance-growth nexus: evidence from a multivariate VAR. *Journal of Development Economics* 60, 381–405.
- Neusser, K., Kugler, M., 1998. Manufacturing growth and financial development: evidence from OECD countries. *The Review of Economics and Statistics*, 638–646.
- Pedroni ,P,1997.Panel Cointegration Asymptotic & Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis: New Results.”Working paper, Indiana University,
- Pedroni, P., 1996..Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels & the Case of Purchasing Power Parity,”Indiana University Working Papers In Economics, No. 96-020,
- Pedroni, P., 2000:Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels,” *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Pedroni, P., Panel 2001.Cointegration; Asymptotic & Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis,” Revised Working paper, Indiana University.
- Pedroni, P., 2001.Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels[J]. *Review of Economics & Statistics*, 83, 727-31..
- Pedroni,P,1997.Panel Cointegration Asymptotic & Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis: New Results.”Working paper, Indiana University.
- Pedroni,P,1999,Critical Values for Cointegration Tests in Heterogenous Panels with Multiple Regressors [J],*Oxford bulletin of economics and Statistics*, Special issue.653-669.
- Pedroni,P.1996,Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels & the Case of Purchasing Power Parity,”Indiana University Working Papers In Economics, No. 96-020..
- Pedroni,P.1998.Testing for convergence to Common Steady States in Nonstationary Heterogeneous Panels, Working paper, Indiana University,November.
- Perron,P., 1991,Test consistency with varying sampling frequency[J], *Econometric Theory* 7, p341–68.
- Perron, P., 1989:Testing for a random walk: a simulation experiment of power when the sampling interval is varied,”in *Advances in Econometrics & Modeling* (edited by B. Jaj), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 47–68..
- Pesarcn,M.H.,smith,R.,1995.Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels[J],*Journal of Econometrics*, 68:79-113.
- Phillips,P.C.B. & H.R.Moon.Linear,1999.Regression limit theory for Nonstationary Panel Data[J].*Econometrica*, 67:1057-1111.
- Phillips,P.C.B.,& B.E.Hansen.1990.Statistical inference in instrumental variables Regression with I(1) Processes[J].*Reviess of Economic Studies* 57:99-125.
- Pierse, R. & Snell, A.,1995:Temporal aggregation & the power of tests for a unit root[J], *Journalof Econometrics* 65, 333–45..
- Shiller, R.J. & Perron,P., 1985:Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation[J], *Economic Letters* 18, 381–6..
- T.Beck,Levine,R.,and N.Loayza 1999.Finance and the Sources of Growth.Worlbank Policy Review Working Paper No.2057.

Financial development & Growth in Combining operation: A Nonstationary Panel data Analysis

Huang Xuping

(School of Business, Nanjing University, 210093, Nanjing)

Abstract: By using the panel root test & panel cointegration, this paper examines the impact of financial development in combining operation on economics growth. There is the evidence of a cointegration between economics growth and financial development among the sample countries, whose data are from 1994 to 2001 across eight Asian countries. The data indicate that the increase of quality in bank development boosts economics growth, while the increase of quantity baffles economics growth. The stock market is relative to economics growth positively. So in order to advance economics, we should expand the roles of marketable bank, meanwhile decrease the roles of central bank, and curtail load business, and combine stock and insurance .

Key words: Combining operation

Financial development

Economics growth

Nonstattionary panel data

Panel cointegration

Panel unit root