

中国A、B股市场分割性研究

——基于协整理论的检验

毛新述¹ 刘应文²

(1 北京大学光华管理学院、北京工商大学会计学院

2 北京大学光华管理学院、北京科技大学经管学院)

2008年10月第2稿

摘要：本文在从不同市场的长期均衡和短期信息流动的视角清晰界定市场分割含义的基础上，提出了基于协整理论的市场分割统计检验方法。并从市场和公司两个层面检验了我国证券市场的分割情况。研究得出，从市场层面看，在B股市场对境内居民开放前，AB股市场基本是分割的，而开放后两者是一体的；从公司层面看，尽管同一公司A股价格和B股价格始终存在差异，但从两者的长期均衡关系和短期信息流动来看，我国AB股市场并不存在市场分割情况。这表明，因担心不同市场之间的套利而通过政策强制合并A股和B股市场可能并无必要。

关键词：A、B股市场 分割性 协整理论

中图分类号：F830.91 C812

文献标识码：A

一、引言

市场分割问题自20世纪70年代开始受到关注以来，已有大量的文献对此进行了探讨。然而对什么是市场分割问题，如何对其进行检验却尚未达成广泛共识，各种方法检验的结果也不一致。

在经济全球化和区域一体化的发展趋势下，市场分割问题研究对理解世界各国和一国内不同市场之间的传导效应、不同国家和同一国家不同证券市场之间的波动和跨市套利，以及指导各国政府的政策制定具有重要意义。

我国股票市场最明显的特征是分割性。内资股和外资股（包括AB股、AH股等），流通股和非流通股长期并存（或者说国有股、法人股和社会公众股并存）。这种分割性同我国改革开放以来注重吸引外资、国有企业改制上市等一系列的政策导向密不可分。究其原因主要是为了使不同的市场各自发挥其特有的功能，限制不同市场之间的投机套利。因此，从政策层面看，这些市场在建立之初基本上是完全分割的。不可否认，这些政策对于解决我国外汇管制背景下的外资吸引问题和促进现代企业制度的建立发挥了重要作用。然而，随着证券市场的不断发展，这种由政策导致的人为市场分割越来越成了市场价格发现机制和证券合理定价的障碍。为了解决这些问题，2001年2月19日，证监会宣布B股市场向境内居民开放，2005年4月，证监会启动了股权分置改革，这些措施为逐步实现证券市场的一体化扫除了政策障碍。

本文着重研究的问题包括：什么是市场分割？如何衡量？政府政策在多大程度影响到市场一体化的过程？本文的贡献在于从不同市场的长期均衡和短期信息流动的视角清晰界定了市场分割的含义，并提出了相应的统计检验方法。这一方法为研究A、B股市场及其他各类市场的分割性提供了新的思路。

本文以下部分的结构安排如下，第二部分是长期均衡、信息流动和市场分割的理论分析，第三部分是研究设计与实证检验，第四部分是结论与建议。

二、长期均衡、信息流动与市场分割

市场分割 (Market Segmentation) 是针对市场一体化而言的。而市场一体化是指两个或多个市场上同一资产的价格遵循统一的定价模式, 因此市场分割检验就是对两个或多个市场的资产价格是否遵循统一的定价模式进行检验。检验的方法大致可分为两类。一类是基于资本资产定价模型 (CAPM) 的市场分割检验 (Solnik, 1977; Stehle, 1977; Erunza 和 Losq, 1985; 等等), 主要通过考察不同市场中同一资产经过风险调整后的价格或收益是否相同, 或者通过分析不同市场的股票收益率是否受相同因素驱动来检验。另一类是基于信息流动的市场分割性检验 (Chui 和 Kwok, 1998; Chakravarty, Sarkar 和 Wu, 1998; Chen, Lee 和 Rui, 2001; 等等), 主要通过考察两个市场之间的信息流动是否存在壁垒, 从而影响两个市场价格之间的互动来检验。国内学者分别基于上述两类方法对我国 A、B 股市场分割的情况进行了研究。邹功达、陈浪南 (2002) 通过以 CAPM 计算的经风险调整后的收益检验了我国 A、B 股市场的分割情况。研究结果表明, 我国 A、B 股市场很大程度上是一体化的。张人骥和贾万程 (2005) 从一般效用函数出发推导出中国市场分割下的资产定价模型, 并利用 2001 年 6 月 1 日至 2003 年 10 月 31 日中国沪市 A、B 股及香港恒生指数的数据对模型进行实证检验。研究表明 A、B 股市场的股票不是统一定价的, 中国沪市的 A、B 股市场之间的确存在市场分割。陈小悦和陈璇 (2005) 则通过直接考察制度变革前后同一公司 A、B 股价格和收益率差异的变化趋势, 来考察 B 股向境内投资者开放对 A、B 股市场一体化的作用程度。研究表明通过取缔 B 股市场对于境内投资者的限制, 很大程度上缩小了 A、B 股市场间的分割程度。

基于风险调整模型的市场分割检验需要首先识别影响资产定价的风险因素, 然而, 实证检验的结果表明, CAPM 中系统风险调整的结果并不理想, 而套利定价模型 (APT) 中风险因素选择又过于主观性。鉴于风险调整模型检验市场分割情况时存在的缺陷, 吴文锋等 (2002) 基于不同市场之间的信息流动间接检验了市场分割程度。并按照信息流动的情况, 将市场分割划分为三种状态: 完全分割 (两个市场信息互不流动)、半分割 (信息呈现出从一个市场流向另一个市场的单向模式) 和无分割 (两个市场信息存在互动)。研究得出, 在 B 股向境内居民开放之前, A、B 股市场之间基本上处于完全分割状态, 而开放之后两个市场趋于半分割状态。但这一研究至少存在以下局限性。首先, 这一分类标准的缺陷是仅考虑了不同市场之间的短期信息流动, 而没有考虑不同市场同一资产同期价格的长期均衡关系。短期信息流动并不能保证同期价格的长期均衡关系, 因此, 短期信息流动并不能保证市场无分割。其次, 无论是开放前还是开放后, 研究样本涵盖的期间太短, 因而结论不具有普遍意义。

根据上述分析, 我们认为, 市场一体化应满足两个条件:

1. 不同市场同一资产同期价格存在长期均衡关系。

只有同期价格对其共同的影响因素, 比如宏观政策的变化, 作出类似的反应, 长期均衡关系才会满足。长期均衡关系并不要求不同市场同一资产同期价格相同, 但要求两者之间存在一个稳定的关系。

2. 信息可以在两个市场间流动。

当一个市场中的价格对其特定风险进行反应后, 另一市场中的价格能迅速作出反应, 表明信息可以在两个市场中流动。短期信息流动可以保证不同市场同一资产的价格能够实现对某一市场中特定风险进行反应。

根据以上两个标准, 可以按分割情况将市场划分为以下四类。

1. 完全分割。不存在长期均衡关系, 并且信息不能从一个市场流向另一个市场。
2. 基本分割。存在长期均衡关系, 但信息不能从一个市场流向另一个市场。
3. 半分割。存在长期均衡关系, 但信息呈现出从一个市场流向另一个市场的单向稳定模式。

4. 无分割。存在长期均衡关系，信息可以实现两个市场的相互流动。

需要指出的是，不同市场的进入壁垒常常是导致市场分割的重要因素。要实现市场的一体化，往往需要首先消除不同市场的进入壁垒。2001年2月19日证监会宣布B股市场向境内居民开放，部分取消了政策层面的市场进入壁垒，为实现两个市场的一体化发展奠定了基础。尽管如此，由于不同市场中面临的流动性风险、汇率风险和利率风险不同，以及套利风险和套利成本的存在，通常情况下，市场一体化并不要求不同市场中同一资产具有相同的价格，但是经风险调整后的价格和收益应当是相同的，或者两者存在长期均衡关系和短期信息流动效应。本文考察了这一政策前后市场分割程度的变化。

三、研究设计与实证检验

(一) 市场分割性的测度

1. 长期均衡关系的测度

从统计上讲，不同市场同一资产的价格具有长期均衡关系，表明两者应当存在协整关系。这意味着尽管在不同市场同一资产的价格是单位根过程，但我们仍然可以通过协整检验来考察两者之间是否存在长期稳定的关系。如果两者不存在协整关系，则两者之间的差异可能会变得很大。在不存在完全的市场进入壁垒的情况下，这通常是不可能的。因为如果两者的差异持续扩大，就会使其中一个市场成为更理想的投资场所，而套利机制不允许这种情况出现，从而使两者保持一种长期的均衡状态。

如果我国A、B股市场是一体的，那么，A、B股同期市场指数和公司A、B股价格应当存在长期稳定的均衡关系。在这种情况下，我们可以通过协整检验进行验证。

为了更直接地考察市场的分割性，本文直接针对不同市场中的市场指数和 Company 价格进行检验，而不是通过收益率进行检验。而对不同市场指数和 Company 价格之间的协整检验需要首先对单个市场指数和 Company 价格进行平稳性检验。为了减少数据波动对研究结论的影响，对市场指数和 Company 价格均取对数。

(1) 市场层面长期均衡关系的测度

A、B股市场层面的长期均衡关系可以通过A、B股市场指数的协整关系来检验。其中市场指数分别为上证A股指数、上证B股指数，深圳A股指数和深圳B股指数。本文采用单均值模型（模型1）和趋势模型（模型2）并通过扩展的迪基-富勒（ADF）单位根检验法来检验市场指数的平稳性。

$$\text{单均值模型 (SM 模型): } y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + e_t \quad \text{模型 1}$$

$$\text{趋势模型 (TR 模型): } y_t = \alpha_0 + \gamma t + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + e_t \quad \text{模型 2}$$

其中 y 表示 A、B 股市场指数或公司 A、B 股价格， t 表示时间， p 表示自回归滞后阶数。

在上述检验的基础上，通过模型 3 和模型 4 获得回归残差，并通过检验其是否平稳来考察同一市场 A 股和 B 股市场指数是否存在协整关系，即长期均衡关系。

$$\text{LNPa}_t = \mu + \tau t + \beta \text{LNPa}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \text{LNPa}_{t-j} + e_t \quad \text{模型 3}$$

$$\text{LNPa}_t = \mu + \tau t + \beta \text{LNPa}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \text{LNPa}_{t-j} + e_t \quad \text{模型 4}$$

其中LNPa表示A股市场指数或公司A股价格的对数，LNPa表示B股市场指数或公司B股价格的对数。

(2) 公司层面长期均衡关系的测度

同市场层面的分析一样，公司层面长期均衡关系的检验也需要通过单位根检验和协整检

验两个步骤。不同的是，市场层面检验的是时间序列数据，而公司层面检验的是面板数据。

公司股价的平稳性可以基于两种思路进行检验。一种是对每个公司的股价分别进行单位根检验，另一种是通过面板数据对所有公司进行综合检验（面板单位根检验）。但对单个公司分别进行单位根检验，无法捕捉到所有公司的总体情况。Sarno和Taylor（1998），Taylor和Sarno（1998），Maddala和Wu（1999），Hadri（2000），Levin、Lin和Chu（2002），Im, Pesaran和Shin（2003）等¹分别提出面板单位根的检验方法。除Maddala和Wu（1999）的方法外，其他方法均只适合于平衡面板。由于本文公司样本数据为非平衡面板，因此，面板单位根检验采用Maddala and Wu（1999）提出的基于Fisher（1932）的组合统计量，即利用相互独立的各时间序列的ADF检验的显著性水平 p_i 值对数的和来检验面板数据是否存在单位根（以下简称Fisher组合 p 值检验）。

$$P_\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \sim \chi^2(2N)$$

其中， i 表示第 i 家公司， N 表示全部公司数。Fisher组合 p 检验没有考虑公司之间的截面相关性。尽管截面相关很难清晰界定和检验，但如果存在截面相关，可能会对检验结果产生影响。Bai和Ng（2004）、Moon和Perron（2004）和Pesaran（2005）等提出了截面相关假设下的面板单位根检验。在Fisher组合 p 值检验的基础上，本文进一步采用Pesaran（2005）提出的截面扩展的迪基-富勒检验进行了稳健性测试。

在上述检验的基础上，采用Westerlund（2007）提出的误差修正模型（ECM）面板协整检验方法来检验公司A、B股价格的长期均衡关系。通过对模型3和模型4进行适当的变换获得误差修正模型（模型5和模型6）。Westerlund（2007）提出的ECM面板协整检验方法的实质是通过检验误差修正模型来检验两者是否存在协整关系和误差修正。

$$\Delta LNP a_{it} = \mu_i + \tau_i t + \alpha_i LNP a_{i,t-1} + \lambda_i LNP b_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta LNP a_{i,t-p_i} + e_{it} \quad \text{模型 5}$$

$$\Delta LNP b_{it} = \mu_i + \tau_i t + \alpha_i LNP b_{i,t-1} + \lambda_i LNP a_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta LNP b_{i,t-p_i} + e_{it} \quad \text{模型 6}$$

其中 $\lambda_i = \alpha_i \beta_i$ ， i 表示第 i 家公司。如果 $\alpha_i < 0$ ，则存在误差修正，并且 $LNP a_{it}$ 和 $LNP b_{it}$ 存在协整关系。反之则表明不存在误差修正和协整关系。

2. 短期信息流动的测度

短期信息流动要求一个市场中的当期价格能对另一个市场的滞后价格进行迅速反应。这可以通过Granger因果关系进行检验。

（1）市场层面的短期信息流动检验

对于两个变量 $LNP a_t$ 和 $LNP b_t$ ，如果过去的 $LNP b_t$ 有助于预测当期的 $LNP a_t$ ，则称变量 $LNP b_t$ 引导 $LNP a_t$ ，反之亦然。为了检验信息的单向流动和双向流动，可以建立如下向量自回归模型，然后进行Granger因果关系检验。

$$\begin{cases} LNP a_t = \alpha_{1,0} + \gamma_1 t + \sum_{j=1}^p \alpha_j LNP b_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_i LNP a_{t-i} + e_{1,t} \\ LNP b_t = \alpha_{2,0} + \gamma_2 t + \sum_{j=1}^p \alpha_j LNP a_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_i LNP b_{t-i} + e_{2,t} \end{cases} \quad \text{模型 7}$$

通过检验原假设 $\alpha_j = 0, j=1, 2, \dots, p$ 、 $\beta_i = 0, i=1, 2, \dots, k$ ，可以判断两者之间的短期信息流动效应。

¹ 有关这些方法的详细讨论请参考Maddala和Wu（1998），Baltagi（2003）。

(2) 公司层面的短期信息流动检验

理论上,公司层面的短期信息流动检验可以通过面板向量自回归模型进行检验。为了控制滞后因变量带来的内生性问题,本文采用单方程广义矩方法(GMM)进行估计。然后构造 Granger 因果关系检验。为了保证估计方程的稳定性,首先对水平变量进行差分(序列差分后平稳,因此不再考虑控制趋势),然后构造 Wald 统计量检验 $\alpha_i=0, i=1,2,\dots,p$ 来判断 Granger 因果关系。

$$\Delta \text{LNPa}_t = \alpha_{1,0} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \text{LNPa}_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \text{LNPa}_{t-i} + e_{1,t} \quad \text{模型 8}$$

$$\Delta \text{LNPa}_t = \alpha_{2,0} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \text{LNPa}_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \text{LNPa}_{t-i} + e_{2,t} \quad \text{模型 9}$$

(二) 样本选取

为了比较不同时期市场一体化或分割性的变化,本文市场层面的分割性研究选取我国上海证券交易所和深圳交易所上证 A 股指数、上证 B 股指数,深圳 A 股指数、深圳 B 股指数作为研究样本。公司层面的研究以我国上市公司同时发行 A、B 股的公司为研究样本,共 90 家,其中沪市、深市各 45 家。尽管可以获得自 1992 年 2 月 21 日以来的沪市 B 股市场指数和 1992 年 10 月 4 日以来深市 B 股市场指数的数据,但为了尽可能使 A、B 股的市场指数,以及样本公司 A 股价格和 B 股价格匹配,我们选取的样本研究期间为 1993 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日。在样本研究期间,深市市场指数数据中有 3 个交易日不存在 A 股指数但存在 B 股指数,有 47 个交易日不存在 B 股指数但存在 A 股指数,为了保证滞后和差分项计算的合理性,我们用当月市场指数数据的中位数对缺失值进行了插补。

数据来源:全部数据来自国泰安数据库(CSMAR)。

(三) 实证检验

1. 描述性统计

为了便于对公司 A、B 股价格的比较,我们计算了折算后的 B 股价格。折算后的 B 股价格=公司 B 股价格×当日汇率,其中,对沪市公司而言,当日汇率为美元对人民币的汇率,对深市公司而言,当日汇率为港币对人民币的汇率。A、B 股市场指数和公司 A、B 股价格对数的描述性统计量见表 1。从表 1 可以看出,沪市公司 A 股平均对数价格较折算后的 B 股平均对数价格高,但深市公司 A 股平均对数价格较折算后的 B 股平均对数价格要略小。取对数后的市场指数和价格的标准差取值均较小。

表 1 A、B 股市场指数和公司 A、B 股价格的描述性统计

	变量	观察数	均值	标准差	最小值	最大值
市场层面	上证 A 股指数	3660	7.22	0.48	5.80	8.76
	上证 B 股指数	3660	4.38	0.55	3.06	5.96
	深圳 A 股指数	3646	5.92	0.55	4.56	7.40
	深圳 B 股指数	3646	5.05	0.65	3.73	6.68
公司层面	沪市公司 A 股价格	125695	2.25	0.51	0.14	5.77
	沪市公司 B 股折算前价格	125695	-0.91	0.73	-3.32	1.97
	沪市公司 B 股折算后价格	125695	1.19	0.72	-1.21	3.73
	深市公司 A 股价格	116843	2.15	0.57	-0.01	4.61
	深市公司 B 股折算前价格	116843	1.23	0.72	-1.27	4.63
	深市公司 B 股折算后价格	116843	1.28	0.72	-1.21	4.73

为了更直观地考察公司 A 股价格和 B 股价格之间的差异,我们计算了样本期间所有样本公司每日的 A、B 股价差。其中, A、B 股价差=公司 A 股价格-公司 B 股价格×当日汇率,当日

汇率的取值同上。样本期间同一公司A股和B股价格之差如图1所示。从图1可以看出，公司A、B股价格始终存在差异，并且每日A股平均价格始终高于折算后的B股平均价格。这种差异在B股市场向境内居民开放前波动较大，但在其后差异变小且保持稳定。

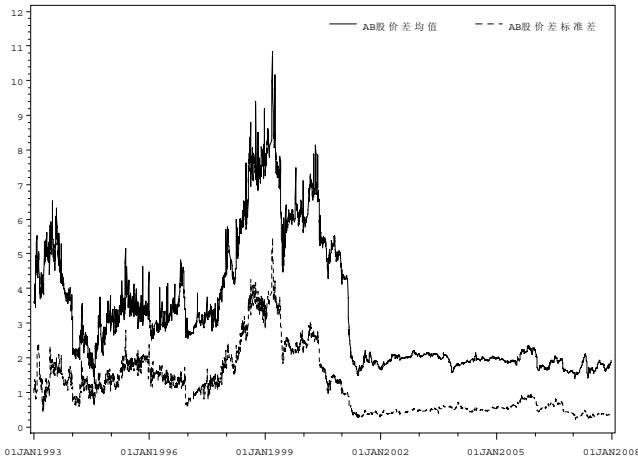


图1 同一公司A、B股价差的变化

2.市场层面的分割性检验

(1) 市场指数的平稳性检验

采用扩展的迪基-富勒（ADF）检验法对市场指数的平稳性进行检验时，需要首先判断自回归滞后阶数（P）。通过AIC和BIC信息准则判断， $P=2$ 时，模型具有较好的功效。表2提供了沪深两市A、B股市场指数及其在B股市场向境内居民开放前后的水平序列和差分序列的平稳性检验结果。表1的结果表明，无论是全部样本、还是开放前和开放后，我国沪深两市的A、B股指数均服从1阶单整。将自回归滞后阶数P从1扩展到10阶，重新进行检验，均不改变上述结论。

表2 沪深A、B股市场指数的平稳性检验

		上证A股			上证B股			深圳A股			深圳B股		
		Tau 统计量			Tau 统计量			Tau 统计量			Tau 统计量		
类型	模型	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后
水平序列	SM	-1.57	-1.19	1.61	-1.65	-1.81	-0.02	-0.84	-0.73	1.27	-0.361	-1.77	-1.08
	TR	-1.51	-2.55	.32	-1.12	-1.65	-0.07	-1.16	-1.99	.508	-1.74	-1.67	-1.43
差分序列	SM	-41.89	-30.6	-29.6	-40.3	-29.8	-27.3	-40.6	-29.6	-28.4	-40.57	-29.9	-27.5
	TR	-41.91	-30.6	-29.9	-40.43	-29.8	-27.3	-40.62	-29.6	-28.7	-40.6	-29.9	-27.5
		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***

注：***表示在1%的水平下显著，**表示在5%的水平下显著，*表示在10%的水平下显著。下同

(2) 同期市场指数的长期均衡关系检验

如果模型3和模型4中残差序列 e_t 平稳，则意味着A、B股同期市场指数存在协整关系，从而表明其具有长期均衡关系。当 $P=2$ 时，由模型3和模型4得出的残差序列（ e_t ）ADF检验的结果见表3。从表3可以看出，所有Tau统计量均在1%的水平下显著，这表明残差序列平稳，同期市场指数存在长期的均衡关系，将自回归滞后阶数P从1扩展到10阶，重新进行检验，均不改变上述结论。

表 3 沪深 A、B 股市场指数的协整检验

		沪市						深市					
		Tau 统计量						Tau 统计量					
		模型 3			模型 4			模型 3			模型 4		
类型	模型	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后
残差序列	SM	-42.23***	-30.84***	-30.46***	-44.73***	-33.5***	-30.6***	-40.59***	-29.72***	-29.15***	-41.43***	-30.20***	-29.72***
	TR	-42.24***	-30.85***	-30.73***	-44.77***	-33.5***	-30.58***	-40.60***	-29.74***	-29.62***	-40.45***	-30.19***	-29.91***

(3) 短期信息流动的 Granger 因果检验

根据模型 7 进行估计后,可以使用 Granger 因果检验来检验信息在两个市场之间的流动。根据信息准则进行判断,选择的滞后阶数 P 为 2。在 P=2 时,信息流动效应的检验结果如表 4 所示。

表 4 沪深两市 A、B 股市场指数信息流动的 Granger 因果引导关系检验

		Wald 检验统计量	
		A 股引导 B 股#	B 股引导 A 股##
沪市	全部	7.329**	3.011
	开放前	0.254	3.199
	开放后	49.952***	7.439**
深市	全部	2.532	4.626*
	开放前	3.759	4.887*
	开放后	20.083***	6.484**

#原假设为 LNPA 不是 LNPB 的 Granger 因果; ## 原假设为 LNPB 不是 LNPA 的 Granger 因果。

从表 4 可以看出,在整个样本期间,沪市主要是 A 股引导 B 股(5%的显著性水平下显著),而深市有微弱的证据表明 B 股引导 A 股(10%的显著性水平下显著)。并且还可以得出,在 B 股市场向境内居民开放前,A、B 股市场指数的 Granger 因果引导关系检验统计量基本未通过显著性检验,表明 A、B 股市场不存在短期信息流动。而在开放后均通过了显著性检验,表明 A、B 股市场存在短期双向信息流动。

市场层面的检验结果表明,从长期均衡关系和短期信息流动来看,在 B 股市场向境内居民开放前,A、B 股市场指数存在长期均衡关系,但信息在两者之间互不流动,两个市场处于基本分割状态。而在 B 股市场向境内居民开放后,无论是沪市还是深市均不存在分割状态。

3.公司层面的分割性检验

(1) 公司 A 股和 B 股价格的平稳性检验

利用模型 1 和模型 2,表 4 提供了单个公司股价在 5%的水平下通过和未通过单位根检验(滞后阶数 P=2)的频数和百分比。进一步将 P 逐步扩展到 10,表 5 中的频数和百分比均未有明显变化。对 LNPa 和 LNpb 差分后重新进行单位根检验,结果表明,每家公司 LNPa 和 LNpb 的差分序列均平稳(显著性水平均为 0),这表明,AB 股公司的 A 股和 B 股价格均为 1 阶单整。

表 5 单个公司股价平稳性检验通过频数与百分比

模型	分类变量	LNPa		LNpb	
		频数	百分比	频数	百分比
SM 和 TR	0	16	8.89	5	2.78
	1	164	91.11	175	97.22

注：分类变量为 0 表示 ADF 检验的显著性水平小于等于 5%，拒绝原假设，不具有单位根。

分类变量为 1 表示 ADF 检验的显著性水平大于 5%，不能拒绝原假设，具有单位根。

使用Fisher组合P值检验获得的面板单位根结果如表6所示。

表 6 公司 A、B 股股票价格面板单位根的 Fisher 组合 P 值检验

样本	SM	TR
沪市公司 A 股价格 全部	187.79***	118.33**
开放前	248.58***	206.79***
开放后	58.44	31.61
沪市公司 B 股价格 全部	54.52	34.68
开放前	77.58	30.46
开放后	28.88	8.717
深市公司 A 股价格 全部	108.53*	62.59
开放前	125.48***	106.44
开放后	51.05	24.76
深市公司 B 股价格 全部	99.02	67.94
开放前	119.57**	70.14
开放后	72.66	91.12

从表 6 可以看出，公司 A、B 股价格总体而言都服从单位根过程，但在 B 股市场向境内居民开放前，沪市 A 股，深市 A 股和深市 B 股价格并不具有单位根过程，这表明我国证券市场发展初期并不满足有效市场的假定。进一步逐步延长自回归滞后阶数至 10，结果基本同上，其中沪市公司 A 股价格在个别阶数上单位根检验统计量不显著。这表明，总体来看，公司 A 股和 B 股价格并不是平稳序列。由于单个公司 LNPa 和 LNpb 的差分序列均值 0%的水平下显著，因此可知 Fisher 组合 P 值检验显著。面板单位根检验的结果表明，样本公司的 A 股和 B 股价格均为 1 阶单整。

3.公司 A 股和 B 股同期价格的长期均衡关系检验

通过选取自回归滞后阶数为 2，不考虑时间趋势的影响，采用 Westerlund（2007）ECM 面板协整检验方法对公司 A 股和 B 股同期价格的长期均衡关系进行检验的结果如表 7 所示。

表 7 长期均衡关系的 Westerlund（2007）ECM 面板协整检验

	沪市						深市					
	模型 5			模型 6			模型 5			模型 6		
	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后	全部	开放前	开放后
Gt	-7.65***	-9.08***	-19.78***	-0.53	-2.34***	-18.54***	-4.28***	-3.42***	-24.29***	-4.39***	-3.85***	-26.33***
Ga	-10.10***	-15.64***	-27.00***	0.35	-0.79	-22.09***	-4.30***	-4.84***	-28.42***	-4.07***	-3.37***	-33.17***
Pt	-7.39***	-8.72***	-17.20***	-1.28*	-3.74***	-15.74***	-4.66***	-3.21***	-22.63***	-5.09***	-5.03***	-25.41***

Pa	-12.22	-16.86	-28.06	-1.81	-3.22	-22.53	-7.45	-5.51	-32.64	-7.06	-5.84	-40.50
	***	***	***	**	***	***	***	***	***	***	***	***

从表 7 可以看出，无论是 B 股向境内居民开放前，还是开放后，检验结果均有力地拒绝了原假设。这说明，同期 A 股价格和 B 股价格序列之间存在协整关系和误差修正。从而表明同一公司同期 A 股价格和 B 股价格序列存在长期均衡关系。

考虑公司之间的截面相关性后，Pesaran 检验结果总体而言不稳定。Pesaran 检验在沪市、深市全部样本的检验中未能获得统计量，在 B 股市场向境内居民开放前后，并不支持 A、B 股对数价格服从单位根过程。原因可能是，当非平稳性主要来自个体误差项，而不是共同因子时，Pesaran 检验可能会发生扭曲。在 Westerlund（2007）的检验中考虑公司之间的截面相关性后，检验结果仍然显著拒绝了原假设，从而表明长期均衡关系的检验是稳健的。

4.公司 A 股和 B 股价格的短期信息流动检验

根据模型 8 和 9，选取 $P=1$ ， $K=2$ ，并用滞后 2-10 阶的因变量作为滞后 1 阶因变量的工具变量进行 GMM 估计，然后对估计参数 $\alpha_i=0, i=1,2,...,p$ 进行 Wald 检验，统计结果如表 8 所示。从表 8 可以看出，除沪市开放前 A 股价格对 B 股价格的引导没有通过显著性检验外，其余均通过了显著性检验。进一步将 K 延长至 10，检验结果基本不变。

表 8 AB 股公司 A 股和 B 股短期信息流动的 Wald 检验

		B 股引导 A 股			A 股引导 B 股		
		Wald 值	P 值	引导关系	Wald 值	P 值	引导关系
沪市	全部	25.90	0.000	是	21.25	0.000	是
	开放前	25.83	0.000	是	3.20	0.202	否
	开放后	25.26	0.000	是	67.20	0.000	是
深市	全部	11.07	0.004	是	13.04	0.002	是
	开放前	12.37	0.002	是	31.47	0.000	是
	开放后	20.03	0.000	是	87.76	0.000	是

公司层面的检验结果表明，无论是 B 股市场向境内居民开放前，还是开放后，尽管同一公司的 A 股价格和 B 股价格始终存在差异，但是两者的价格走势具有长期均衡关系和短期快速波动传导效应。这说明，我国 AB 股市场在公司层面并不存在分割，投资者很难实现跨市套利。

四、结论与建议

本文在从不同市场的长期均衡和短期信息流动的视角界定市场分割含义的基础上，提出了基于协整理论的市场分割统计检验方法。并从市场和公司两个层面检验了我国证券市场的分割情况。研究得出：

1.从市场层面看，在 B 股市场向境内居民开放前，尽管 A、B 股市场指数存在长期均衡关系，但信息并没有实现在两个市场间的流动，因此 A、B 股市场基本是分割的。而开放后，两者存在长期均衡关系，并且信息可以实现两个市场的相互流动，因而是一体的。这说明，消除市场进入的政策壁垒对实现整个市场的一体化具有非常重要的作用。

2.从公司层面看，尽管同一公司 A 股价格和 B 股价格始终存在差异，但从两者的长期均衡关系和短期信息流动来看，我国 AB 股市场在公司层面并不存在市场分割情况。在一体化的市场中，同一公司 A 股价格和 B 股价格存在差异的原因一方面是因为市场进入壁垒仍然没有完全消除，比如 B 股市场没有对境内机构投资者开放；另一方面是由于不同市场中面临的流动性风险、汇率风险和利率风险不同，以及套利风险和套利成本的存在。因此，尽管我们可以通过政策消除第一个因素的存在，第二个因素仍然会导致同一资产在不同市场中价格存在差异。即使这样，任何投资者都无法在一体化的市场中通过这一差异来投机套利。这表明，因担心不同市场之间的套利而通过政策强制合并 A 股和 B 股市场可能并无必要。

参考文献:

- [1]陈小悦,陈璇.市场分割与中国股市发展[J].中国会计评论,2005(1):1-18
- [2]吴文锋,朱云,吴冲锋,芮萌. B 股向境内居民开放对 A、B 股市场分割的影响[J].经济研究,2002(12):33-41
- [3]张人骥,贾万程.中国市场分割下的多贝它资本资产定价模型[J].金融研究,2005(10):32-41
- [4]邹功达,陈浪南.中国 A 股与 B 股的市场分割性检验[J].经济研究,2002 (4):51-59
- [5]Bai, J. and S. Ng, A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration[J], *Econometrica*,2005 (70) : 191-221
- [6]Baltagi, B. H.. *Econometric analysis of panel data*, 3th. New York: Wiley, 2003
- [7]Chakravarty, S., Sarkar,A, and Yifan Wu, Information Asymmetry, Market Segmentation and the Pricing of Cross-listed Shares: Theory and Evidence from Chinese A and B Shares, Working Paper, 1998
- [8]Chen, G.M., Lee, B.S., and Rui, O., Foreign Ownership Restrictions and Market Segmentation in China's Stock Markets [J]. *Journal of Financial Research*, 2001(1): 133-155
- [9]Chui, A. C.W., and Kwok,C.C.Y., Cross-autocorrelation between A Shares and B Shares in the Chinese Stock Market [J]. *Journal of Financial Research*, 1998(3):333-354
- [10]Errunza, V., and Losq, E., International asset pricing under mild segmentation: Theory and test [J]. *Journal of Finance*, 1985(1): 105-124
- [11]Hadri, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data [J]. *Econometrics Journal*, 2000(2): 148-161
- [12]Im K.S., M.H.Pesaran and Y.Shin, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels [J].*Journal of Econometrics*, 2003(1):53-74
- [13]Levin A., C.F.Lin and C.S.J.Chu, Unit Root Tests in Panel Data, asymptotic and Finite-sample Properties [J]. *Journal of Econometrics*, 2002(1):1-24
- [14]Maddala G.S. and Wu Shaowen, A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999(4):631-652
- [15]Moon, H.R. and B.Perron, Testing for A Unit Root in Panels with Dynamic Factors [J]. *Journal of Econometrics*, 2004(122):81-126
- [16]Pesaran, H., (2005), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, Cambridge Working Papers in Economics 0346, University of Cambridge
- [17]Sarno, L. and M. P. Taylor. Real exchange rates under the current float: unequivocal evidence of mean reversion [J]. *Economics Letters*, 1998(1):131-137,
- [18]Solnik, B.H., Testing International Asset Pricing: Some Pessimistic Views [J]. *Journal of Finance*, 1977(2): 503-512
- [19]Stehle , R. , An Empirical Test of the Alternative Hypotheses of National and International Pricing of Risky Assets , *Journal of Finance*, 1977(32), 493 -502.
- [20]Taylor, M. P. and L. Sarno. The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period [J]. *Journal of International Economics*, 1998(6): 281-312,.
- [21]Westerlund, J. Testing for error correction in panel data [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2007(6): 709-748.

Empirical investigation on the integration between A-share markets and B-share markets——Based on the cointegration analysis

Mao Xinshu & Liu Yingwen

Abstract: This paper clarifies meanings of market segmentation from the perspective of long term equilibrium and short term information flow among different markets and then puts forward statistic method to test market segmentation on the base of cointegration theory. We test stock market segmentation on the level of markets and companies by utilizing this method. The results show that A-share markets and B-share markets are segmented before the opening China's B-shares markets to the domestic individual investors but integrated after that on the level of markets. Although there is a price difference between A-share and B-share of the same company, A-share markets and B-share markets aren't segmented from the view of long term equilibrium and short term information flow between them on the level of companies. So it is not necessary to integrate A-share markets with B-share markets by mandatory policies.

Key words: A-share markets and B-share markets market segmentation cointegration analysis