

中国地区间价格水平差距趋于收敛还是发散

——基于省级面板数据的单位根检验

鄂永健

摘要：文章使用面板数据的单位根检验方法对中国地区间价格水平差距(分别用商品零售价格指数和居民消费价格指数来衡量)的收敛性进行经验研究。结果发现：样本区间越是靠近现在，越容易得出收敛的结论，且估计的收敛速度也越快，这说明中国国内市场一体化程度正逐步加深；从两种价格指数的比较来看，以居民消费价格指数衡量的价格水平差距比以商品零售价格指数衡量的价格水平差距更难得出收敛的结论，且估计的收敛速度也慢于后者，考虑到居民消费价格指数包含更多的非贸易品，这证明非贸易品的存在是实际汇率长期偏离购买力平价的一个主要原因。

关键词：价格水平差距 面板数据 单位根检验

一、引言

自 1978 年改革开放以来，我国逐渐放松并取消了对各种商品的价格管制，目前除少数商品外，绝大部分商品价格基本由市场供求决定。在改革前，价格是通过计划指令的方式在全国统一规定的，同一商品在全国各地的售价基本相同，因而地区间的价格水平差距很小甚至没有。但当价格开始由市场决定时，地区间的价格水平差距也随即出现。比如：同样质量的西瓜，北京石门的市场价格为 1.4 元/公斤，而包头市友谊市场的价格只有 0.5 元/公斤(2005 年 7 月 11 日)。这种地区间的价格水平差距是暂时、收敛的还是趋于发散并持续下去？如果是收敛的，其收敛速度有多快？特别的，对正处于市场经济建设进程中的中国来说，不同时期的收敛性是否相同？为回答这一系列问题，本文试图利用改革开放以来中国各省份年度商品零售价格指数和居民消费价格指数的数据，以地区间相对价格水平来衡量价格水平差距，使用面板数据单位根检验的方法对中国地区间价格水平差距的收敛性进行实证研究。

两地区间的相对价格水平即实际汇率，只不过在一国内部没有了货币转换的问题。购买力平价(Purchasing Power Parity, 简称 PPP)假说认为，根据一价定律的原则，当用同一种货币表示时，两地区间的

价格水平应该相等，即实际汇率的时间序列应是平稳的。虽然一些开放经济宏观经济模型都直接假定购买力平价成立，但围绕着对 PPP 在实际中是否成立的实证检验则一直在进行。Frenkel (1978) 的开创性工作提供了在高通货膨胀期间 PPP 成立的证据，但随后的大部分实证研究都拒绝 PPP 成立。学者们普遍认为可能是由于所选取的时间段较短，不足以拒绝实际汇率是平稳的原假设。为了提高统计上的拒绝能力，一些学者选取了较长时间段的数据进行检验 (Frankel, 1986; Edison, 1987; Froot, Kim and Rogoff, 1995; Lothoian and Taylor, 1996)，发现可以拒绝有单位根的原假设，PPP 在长期内成立，但收敛速度很慢，其半衰期(冲击消失一半所需要的时间)为 3~5 年。选择较长时间序列虽然可以提高统计上的拒绝能力，但其缺点是较长时间段包括了汇率制度在固定和浮动之间的转换问题。另一种提高拒绝能力的方法是使用面板数据，在面板数据的框架下检验 PPP 的相关研究包括：Wu (1996)，Papell (1997)，O'Connell (1998)，Papell 和 Theodoridis (1998)，Fleissig 和 Strauss (2000)，这些研究也得到了支持 PPP 成立的证据，但同样收敛速度很慢。

上述研究都集中在对国家间 PPP 是否成立的检验上，为进一步探讨实际汇率长期偏离 PPP 的原因，一些研究选择对一国内部各地区间 PPP 是否成立进行检验 (Parsley and Wei, 1996; Jenkins, 1997; Levin et

al., 2002; Cecchetti et al., 2002; Chen and Devereux, 2003; Carrion - I - Silvester et al., 2004), 而 Culver 和 Papell (1999) 则同时在国家间和国家内部进行了检验。与国家间相比, 一国内部各地区间不存在名义汇率波动的问题, 而且贸易壁垒和运输成本相对较小, 因此一国内部地区间相对价格水平的收敛速度应该较国家间快。然而上述研究虽然得到了 PPP 在长期内成立的一致结论, 但对收敛速度的估计差别很大。比如, Parsley 和 Wei (1996) 发现美国城市间的相对价格水平的收敛速度显著地快于国家间的收敛速度; 而 Cecchetti 等 (2002) 同样对美国城市间的相对价格水平的收敛速度进行估计, 估计的半衰期则长达 9 年, 远慢于国家间的收敛速度; Carrion - I - Silvester 等 (2004) 对西班牙城市间 PPP 的检验同样发现收敛速度要慢于国家间的收敛速度。

本文同样是对一国内部地区间的 PPP 是否成立进行检验, 本研究一方面可以为 PPP 假说提供进一步的证据, 使我们对实际汇率长期偏离 PPP 的原因有更深入的了解。另一方面, 地区间价格水平差距及其持续时间长短也是衡量国内市场一体化程度的标志。如果地区间价格水平差距是暂时的、持续时间短, 则说明中国市场一体化程度高, 地区间不存在市场分割的现象。如果地区间价格水平差距持续时间甚至永远存在, 则说明地区间存在一定程度的贸易壁垒阻碍商品自由交易, 市场分割现象严重。因此, 对正处于社会主义市场经济建设进程中的中国来说, 研究各地区间价格水平差别是有一定现实意义的。

二、样本数据的选取和说明

本文选取 1978 - 2004 年间中国 28 个省份 (直辖市、自治区) 的年度商品零售价格指数和 18 个省份 (直辖市、自治区) 的年度居民消费价格指数分别进行检验, 全部数据均来源于中国经济信息网统计数据库。为使比较的基准一致, 所有地区的这两种价格指数均调整为以 1977 年为 100。这里我们以北京市作为基准地区, 定义其他地区与北京市的价格水平差别 q_{it} 为其他地区 i 与北京市 j 的相对价格水平的对数 (也即是地区 i 相对于北京的价格水平变化率), 即: $q_{it} = \ln(p_{it}/p_{jt})$ 。

图 1 和图 2 是分别以商品零售价格指数和居民消费价格指数计算的黑龙江、上海、福建和宁夏 4 个地区的相对价格水平对数的序列。由图 1 和图 2 可以看到, 这 4 个地区的相对价格水平对数在大部分时间里都小于 0, 这说明在多数时间里北京市的价格水平要高于其他地区。另外, 虽然有差别, 但这 4 个序列都显示出了大体一致的变化趋势, 这说明虽然地区间价格水平存在差别, 但这种差别在长期内可能趋向于收敛到一个共同的趋势。下面则通过具

体的计量经济分析来进行检验。

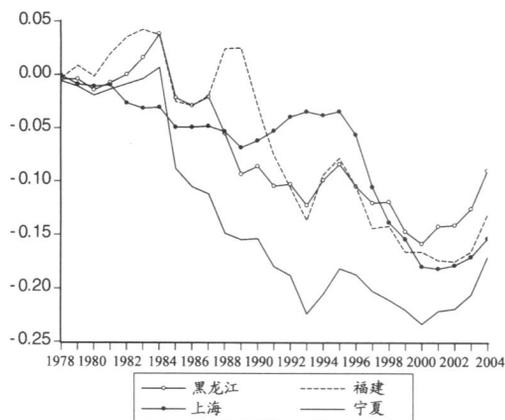


图 1 相对价格水平对数 (零售价格指数)

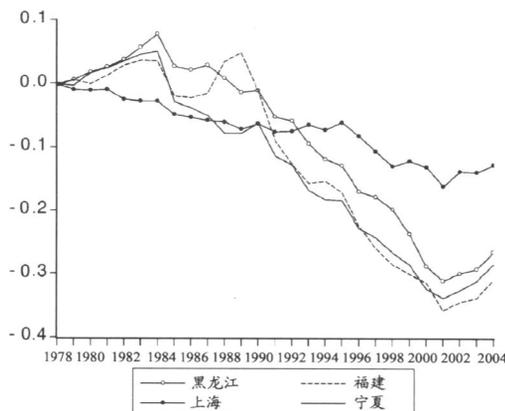


图 2 相对价格水平对数 (居民消费价格指数)

三、地区间价格水平差距收敛性的经验检验

(一) 研究方法: 面板数据的单位根检验

很多研究都采用单位根检验的方法来对 PPP 在现实中是否成立进行检验, 如果地区间相对价格水平服从单位根过程, 那么它就是发散的, 地区间的价格差别持续存在而不会消失; 如果含有单位根的原假设被拒绝掉, 那么它就是一个平稳过程, 长期来看会趋于收敛到一个稳态值。但是标准的单个时间序列单位根检验方法的缺点是其较低的拒绝能力, 即本来原时间序列不含单位根, 但该方法却很难拒绝含单位根的原假设。Levin 和 Lin (1992, 1993) 最先提出了面板数据的单位根检验方法来克服单个时间序列单位根检验拒绝能力低的缺点, Levin, Lin 和 Chu (2002) 又对该方法做了进一步的完善。本文将采用 LLC 方法来对相对价格水平的平稳性进行检验。

考虑如下 ADF (Augmented Dickey - Fuller) 形式的回归方程:

$$p_i q_{it} = \alpha_i + \rho_i q_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} q_{it-j} + \epsilon_{it} \dots (1)$$

q_{it} 即前面提到的地区 i 在时间 t 的对数相对价格水平, α_i 表示固定个体效应, 以控制不同地区独立于时间变化的特定效应。 $\rho_i = \alpha_i - 1$, α_i 为自回归系数, 表

示收敛速度,对 q_{it} 冲击的半衰期则可以近似计算为: $-\ln(2)/\ln(\hat{\rho}_i)$ 。不同序列的滞后长度 p_i 可以不同。随机扰动项 ε_{it} 假定在不同的 i 和 t 之间都是独立且同分布的。遵从文献的一般做法,这里没有加入趋势项。

LLC 方法假定所有序列的自回归系数是相同的,即 $\rho_i = \rho$, 因此原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \rho = 0 \quad \dots\dots\dots (2)$$

$$H_1: \rho < 0 \quad \dots\dots\dots (3)$$

在原假设下序列有一个单位根,而在备择假设下序列没有单位根,是平稳的。

LLC 方法对 ρ 的估计是通过寻找 q_{it} 和 q_{it-1} 的替代变量以消除自相关和确定性变量 μ_i 来进行的。

首先,在给定滞后长度下,分别将 q_{it} 和 q_{it-1} 对 q_{it-j} ($j = 1, \dots, p_i$) 的滞后项以及外生变量 μ_i 进行回归,所得到的回归系数分别记为 $(\hat{\rho}_i, \hat{\rho}_i)$ 和 $(\bar{\rho}_i, \bar{\rho}_i)$ 。

接下来,利用得到的回归系数分别计算上述两个回归方程中的残差:

$$u_{it} = q_{it} - \hat{\rho}_i - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\rho}_{ij} q_{it-j} \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$v_{it-1} = q_{it-1} - \bar{\rho}_i - \sum_{j=1}^{p_i} \bar{\rho}_{ij} q_{it-j} \quad \dots\dots\dots (5)$$

这样就消除了自相关和外生变量。

为消除可能存在的异方差,还要对 u_{it} 和 v_{it-1} 进行标准化处理。将 u_{it} 对 v_{it-1} 进行回归,记回归的标准误差为 s_i ,再将 u_{it} 和 v_{it-1} 分别除以 s_i :

$$\hat{u}_{it} = u_{it} / s_i \quad \dots\dots\dots (6)$$

$$\bar{v}_{it-1} = v_{it-1} / s_i \quad \dots\dots\dots (7)$$

这样就得到了 q_{it} 和 q_{it-1} 的替代变量 \hat{u}_{it} 和 \bar{v}_{it-1} 。

最后,系数 ρ 的估计值通过如下形式的“混合回归”而得到:

$$\hat{\rho}_i = \bar{v}_{it-1} + \hat{u}_{it} \quad \dots\dots\dots (8)$$

ε_{it} 是随机扰动项。

系数估计值 $\hat{\rho}_i$ 的 t 统计量按如下形式进行调整:

$$t^* = \frac{t - (NT) S_N \hat{\rho}_i^{-2} se(\hat{\rho}_i) \mu_T^*}{\tau^*} \quad \dots\dots\dots (9)$$

t 是标准的 t 统计量, $\mathcal{T} = T - (\sum_i p_i / N) - 1$, T 是时间长度, N 是序列的个数。 S_N 是平均标准偏差比,定义为长期标准偏差和短期标准偏差比值的平均值, $\hat{\rho}_i$ 是误差项 ε_{it} 的标准差的估计值, $se(\hat{\rho}_i)$ 是 $\hat{\rho}_i$ 的标准差, μ_T^* 和 τ^* 则是均值和标准差的调整项。

LLC 证明,在原假设下, t^* 渐进服从标准正态分布,可以用来对系数进行检验,该统计量称为 LLC 统计量。Eviews 5.0 提供了用 LLC 方法进行面板数据的单位根检验。

(二) 单个序列的单位根检验结果

在正式的分析之前,我们首先用标准的 DF 或 ADF 单位根检验方法对每个序列进行单位根检验,结果见表 1 和表 2。滞后长度是根据 SIC 来选择的,

回归中包含截距项而没有趋势项。结果显示:除了表 1 中的湖南在 10% 的显著性水平上可以拒绝原序列有单位根的原假设外,其他的都无法拒绝。

表 1 单个序列的单位根检验结果
(商品零售价格指数)

	ADF 统计量	p 值	地区	ADF 统计量	p 值
天津	-0.682086	0.8344	湖南	-2.727020	0.0836
河北	-1.446827	0.5439	广东	-0.890728	0.7734
山西	-1.652594	0.4425	贵州	-1.275681	0.6251
内蒙古	-1.449141	0.5428	云南	-1.814739	0.3654
辽宁	-1.036619	0.7245	陕西	-1.782335	0.3804
吉林	-1.218714	0.6505	青海	-1.521524	0.5071
黑龙江	-1.290481	0.6183	新疆	-1.667256	0.4354
上海	-1.457768	0.5379	河南	-1.583348	0.4766
江苏	-1.567072	0.4846	安徽	-1.730512	0.4049
浙江	-1.066655	0.7132	广西	-1.932590	0.3129
福建	-0.878554	0.7787	四川	-1.183043	0.6660
江西	-1.352516	0.5893	甘肃	-1.821115	0.3625
山东	-2.029999	0.2730	宁夏	-1.510779	0.5124
湖北	-1.556010	0.4901			

表 2 单个序列的单位根检验结果
(居民消费价格指数)

	ADF 统计量	p 值	地区	ADF 统计量	p 值
天津	-0.523133	0.8712	湖南	-0.765986	0.8121
吉林	0.141461	0.9629	贵州	-0.532331	0.8693
黑龙江	0.358336	0.9769	云南	-1.060356	0.7156
上海	-1.072941	0.7107	陕西	-0.008014	0.9481
江苏	-0.390847	0.8969	新疆	-1.459704	0.5376
福建	-0.856463	0.7849	河南	-0.840403	0.7905
山东	-0.724529	0.8233	广西	-0.934806	0.7598
湖北	-0.609734	0.8520	甘肃	-0.840489	0.7905
宁夏	-0.264393	0.9176			

(三) 面板数据的单位根检验结果及其经济解释

单个序列的单位根检验无法拒绝有单位根的原假设可能是由于其拒绝能力低,因此,我们将所有序列放在一起,用前面提到的 LLC 方法进行面板数据的单位根检验,各序列滞后长度的选择则参照 SIC 准则。为了检验不同时期的收敛性,我们分别对整个样本以及各个子样本进行了检验,并在对收敛速度进行估计的基础上计算半衰期。表 3 和表 4 给出了检验结果。

首先,从整个样本期间来看,表 3 和表 4 给出了不同的结果,以居民消费价格指数计算的对数相对价格水平无法拒绝有单位根的原假设,而以商品零售价格指数计算的对数相对价格水平则可以拒绝有单位根的原假设,但其收敛速度很慢,半衰期长达 9 年之多,远慢于前期研究所估计的 3~5 年的国家间的收敛速度。该结果与 Cecchetti et al. (2002) 对美国城市的估计结果相似,与 Parsley 和 Wei (1996) 的估计结果则差别很大。

其次,两表中对各子样本的检验结果显示:随着样本区间逐渐靠近现在,统计量的 p 值则从几乎接

近于 1 逐渐变小,直到近似为 0,相应的则伴随着由不能拒绝到能够拒绝有单位根的原假设,而且表 3 的后两行显示收敛速度也在逐渐加快。估计出的子样本期间收敛速度较之全部样本快得多,也快于国家间的收敛速度,这一结果又与 Parsley 和 Wei (1996) 的研究相似,而与 Cecchetti et al. (2002) 的研究有很大差别。不同的样本时期有不同的检验和估计结果,前期研究无论是在国家间还是在国家内部都未遇到这种情况,前期研究对不同时期收敛速度的估计基本上是相同的。但从地区间价格水平差别作为衡量一国内部市场整合状况的标志来看,这种价格水平差别从发散到收敛,且收敛速度逐渐加快的趋势恰恰说明了自 1978 年改革开放以来,我国各地区间的市场整合状况越来越好,市场一体化程度越来越高,地区之间市场分割现象逐渐减少,也在一定程度上说明我国市场经济正在逐步完善。

表 3 面板数据单位根检验结果
(商品零售价格指数)

	t^*	p 值	$\hat{\alpha}$	半衰期(年)
1978 - 2004	- 3.48065	0.0003	0.92741	9.19787
1978 - 1990	1.92788	0.9731	-	-
1991 - 2004	- 4.07754	0.0000	0.72492	2.15468
1978 - 1986	3.05291	0.9989	-	-
1987 - 1995	- 3.87903	0.0001	0.75383	2.45285
1996 - 2004	- 5.13427	0.0000	0.65553	1.64132

表 4 面板数据单位根检验结果
(居民消费价格指数)

	t^*	p 值	$\hat{\alpha}$	半衰期(年)
1978 - 2004	- 0.24750	0.4023	-	-
1978 - 1990	0.66920	0.7483	-	-
1991 - 2004	- 8.33606	0.0000	0.83208	3.77067
1978 - 1986	0.62364	0.7336	-	-
1987 - 1995	- 0.36202	0.3587	-	-
1996 - 2004	- 10.0534	0.0000	0.73431	2.24447

注:表 3、表 4 中, t^* 是根据 (9) 式计算的 LLC 统计量, $\hat{\alpha} = 1 + \hat{\alpha}$, 半衰期的计算公式为: $-\ln(2)/\ln(\hat{\alpha})$ 。这里我们只估计了收敛样本的 $\hat{\alpha}$ 值和半衰期, 发散样本则予以省略。

最后,从表 3 和表 4 的结果比较来看,在一共 6 个样本中,表 3 可以拒绝 4 个,而表 4 只能拒绝 2 个,且表 4 中估计的值较之相应表 3 中的要大,半衰期较长。这说明以居民消费价格指数衡量的价格水平差距比以商品零售价格指数衡量的价格水平差距更难得出收敛的结论,而且收敛速度也慢于后者。这可以由这两种价格指数在构成上的区别来解释,仔细观察这两种价格指数的构成可以发现,居民消费价格指数的构成包括了居住和各种服务项目在内,而商品零售价格指数则不包括这两项。居住和服务基本上属于非贸易品,非贸易品的不可贸易性使得其在地区间的价格水平差别得以长期存在,因而造成了表 3 和表 4 中检验和估计结果的差异。这证明了非贸易品的存在是实际汇率长期偏离 PPP 的一个主

要原因。

总之,虽然在一国内部地区间相对价格水平的收敛速度是否快于国家间相对价格水平的收敛速度这一问题上,本文的实证结果没有给出明确的结论,但本文的研究为非贸易品的存在是导致相对价格水平长期偏离 PPP 的主要原因之一提供了证据。另一方面,本文的实证结果也证明了改革开放二十几年来,我国在全国统一市场的建设上逐步完善,地区间市场分割的现象趋于减少。

四、总结

本文分别用商品零售价格指数和居民消费价格指数来计算中国地区间相对价格水平,以此来衡量地区间的价格水平差距,并使用面板数据的单位根检验方法对地区间相对价格水平的收敛性进行实证研究。结果发现:从整个样本期间来看,以商品零售价格指数计算的对数相对价格水平序列可以拒绝有单位根的原假设,是收敛的,但估计的收敛速度很慢,而以居民消费价格指数计算的对数相对价格水平序列则无法拒绝原假设,是发散的;从各子样本的检验结果来看,样本区间越是靠后,越容易拒绝原假设,估计的收敛速度也越快;而从两种价格指数的对比来看,以居民消费价格指数衡量的价格水平差距比以商品零售价格指数衡量的价格水平差距更难得出收敛的结论,且估计出的收敛速度也慢于后者。

从本文的实证结果出发,不同时期的价格水平差距由发散到收敛且收敛速度逐渐加快的事实说明,改革开放以来中国地区间的市场分割现象正逐步减少,而国内市场一体化程度正逐步加深。另外,考虑到居民消费价格指数较之商品零售价格指数包括更多的非贸易品,因此我们认为非贸易品的存在是实际汇率长期偏离购买力平价的一个主要原因。

注释:

数据来自上海农业网全国菜篮子价格,网址: <http://www.shac.gov.cn/jghq/crclzjgtemp.asp?orderby=s:trjq&rq=2006-02-24>。

见 Froot 和 Rogoff (1995) 的文献综述。

这 28 个省份(直辖市、自治区)分别是:北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、江西、山东、湖北、湖南、广东、贵州、云南、陕西、青海、新疆、河南、安徽、广西、四川、甘肃、宁夏,其他省份因为数据不全而没有包括在内。

这 18 个省份(直辖市、自治区)分别是:北京、天津、吉林、黑龙江、上海、江苏、福建、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆,其他省份因为数据不全而没有包括在内。

<http://db-edu.cei.gov.cn/>。

在对国家间的相对价格水平进行检验时,基准国家货币的选择对结果会产生一定影响(Papell and Theodoridis, 2001),但由于一国内部并没有不同货币之间的转换问题,因而基准地区的选择对结论不会造成大的影响。我们同时计算了以上海为基准的各地区相对价格水平,与文中结论并没有大的区别。

参考文献:

1. Carrion - I - Silvestre Josep Lluís, Tomas Dedl Barrio and Enrique Lopez - Bazo ,2004. " Evidence on the Purchasing Power Parity in a Panel of Cities. " *Applied Economics* ,36 ,pp. 961 - 966.
2. Cecchetti , S. G. ; Mark , N. C. and Sonora , R. J. , 2002. " Price Index Convergence among United States Cities. " *International Economic Review* ,43 ,pp. 1 081 - 1 099.
3. Chen ,L. L. and Devereux ,J. , 2003. " What can US City Price Data Tell us about Purchasing Power Parity ?" *Journal of International Money and Finance* ,22 ,pp. 213 - 22.
4. Culver , S. E. and Papell D. , 1999. " Panel Evidence of Purchasing Power Parity Using Intranational and International Data. " *Mimeo* ,Department of Economics ,University of Houston.
5. Edison ,Hali ,1987. " Purchasing Power Parity in the Long - Run : A Test of the Dollar/ Pound Exchange Rate (1890 - 78) . " *Journal of Money ,Credit and Banking* ,19 ,pp. 376 - 87.
6. Fleissig ,A. R. and Strauss J. , 2000. " Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity for Price Indices. " *Journal of International Money and Finance* ,19 ,pp 489 - 506.
7. Frankel ,Jeffrey , 1986. " International Capital Mobility and Crowding - out in the U. S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets ?" in *How Open Is the U. S. Economy* ,Ruth Hafer ,ed. (Lexington ,MA : Lexington Books) .
8. Frenkel ,Jacob ,1978. " Purchasing Power Parity : Doctrinal Perspectives and Evidence from the 1920s. " *Journal of International Economics* ,8 ,pp. 169 - 91.
9. Froot ,Kenneth and Kenneth Rogoff ,1995. " Perspectives on PPP and Long - Run Real Exchange Rates. " in *Handbook of International Economics* ,Volume 3 ,Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff ,eds. (Amsterdam ,The Netherlands : North - Holland) .
10. Froot , Kenneth ; Michael Kim and Kenneth Rogoff ,1995. " The Law of One Price over 700 Years , " *NBER Working Paper* ,No. 5132.
11. Jenkins ,M. A. , 1997. " Cities ,Borders ,Distances ,Non - Traded Goods and Purchasing Power Parity. " *Oxford Bulletin of*

- Economics and Statistics* ,59 ,pp. 203 - 13.
12. Levin ,A. and Lin ,C. F. ,1992. " Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. " *University of California at San Diego Discussion Paper* ,No. 92 - 93.
13. Levin ,A. and Lin ,C. F. ,1993. " Unit Root Test in Panel Data: New Results. " *University of California at San Diego Discussion Paper* ,No. 93 - 56.
14. Levin ,A. ; Lin ,C. F. and Chu ,C. S. J. , 2002. " Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite - Sample Properties. " *Journal of Econometrics* ,108 ,pp. 1 - 24.
15. Lothian ,James and Mark Taylor ,1996. " Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries. " *Journal of Political Economy* ,104 ,pp. 488 - 541.
16. O 'Connell , P. , 1998. " The Overvaluation of Purchasing Power Parity. " *Journal of International Economics* ,44 ,pp. 1 - 19.
17. Papell ,D. , 1997. " Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float. " *Journal of International Economics* ,43 ,pp. 313 - 32.
18. Papell ,D. and Theodoridis ,H. ,1998. " Increasing Evidence of Purchasing Power Parity over the Current Float. " *Journal of International Money and Finance* ,17 ,pp. 41 - 50.
19. Papell ,D. H. and Theodoridis ,H. , 2001. " The Choice of Numeraire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity. " *Journal of Money ,Credit ,and Banking* ,33 ,pp. 790 - 803.
20. Parsley ,D. C. and Wei ,S. - J. ,1996. " Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. " *Quarterly Journal of Economics* ,111 ,pp. 1 211 - 1 236.
21. Wu ,Y. ,1996. " Are Real Exchange Rate Non - stationary ? Evidence from a Panel Data Test. " *Journal of Money ,Credit and Banking* ,28 ,pp. 54 - 63.

(作者单位:交通银行总行 上海 200120)
(责任编辑:S)

(上接第 81 页)

5. 谭刚:《深圳房地产周期波动研究》,载《建筑经济》,2001(8,9)。
6. 李斌、丁烈云、叶艳兵:《房地产景气预警中DI的改进及与CI的精度比较研究》,载《系统工程理论与实践》,2003(1)。
7. 何国钊、曹振良、李晟:《中国房地产周期研究》,载《经济研究》,1996(12)。
8. 陆菊春、田洪芬:《武汉房地产周期波动实证研究》,载《技术经济》,2006(7)。
9. 刘学成:《国内房地产周期研究综述》,载《中国房地产》,2001(5)。
10. 王莲芬、许树柏:《层次分析法引论》,北京,中国人民大学出版社,1990。
11. 时筠伦:《房地产波动规律研究》,同济大学管理学博士学位论文,2005。
12. Pyhr , Stephen A. ; Roulac , Stephen E. and Waldo ,L. , 1990. " Real Estate and Their Strategic Implications for Investors and Portfolio Managers in the Global Economy. " *Journal of Real Estate Research* ,18(1) ,pp. 7 - 8.
13. Pyhr , Stephen A. and Webb , Born , 1994. " Austins Persistent Real Estate Cycle : From Boom to Bust to Robust (A Four Part Article) . " *Greater Austin 's Commercial Property Journal* ,pp. 476.
14. Gebler ,L. and Burns ,L. ,1982. " Construction Cycles in

- the U. S. " *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* ,10(2) ,pp. 201 - 222.
15. Downs ,A. ,1993. " Real Estate and Long - Wave Cycles. " *National Real Estate Investor* ,6 ,p. 5.
16. Janssen ,J. B. and Kruijt , B. , 1994. " Needham. The Honeycomb Cycle in Real Estate. " *Journal of Real Estate Research* ,9(2) ,pp. 237 - 252.
17. Pritchett ,C. P. , 1984. " Forecasting the Impact of Real Estate Cycles on Investment. " *Real Estate Review* ,13(4) ,pp. 9 - 85.
18. Hekman ,J. S. , 1985. " Rental Price Adjustment and Investment in Office Markets. " *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* ,13(1) ,pp. 32 - 47.
19. Kaiser , Ronald W. , 1997. " The Long Cycle in Real Estate. " *Presented to the American Real Estate Society Conference* . Sarasota ,Florida.
20. Johansen ,S. , 1988. " Statistical Analysis of Cointegration Vectors. " *Journal of Economic Dynamics and Control* ,12 ,pp. 231 - 254.
21. Mills , Terence C. , 1993. *The Economic Modeling of Financial Time Series* . Cambridge University Press .p. 351.

(作者单位:哈尔滨工业大学深圳研究生院 深圳 518055)
(责任编辑:K)