

东亚金融市场一体化与区域风险分散：现状、 渠道和收益——超越最优货币区理论

范志勇 杜博聪

摘要：根据最优货币区理论，外生冲击同质性是促进成立共同货币的积极因素。本文对1979-2009年东(南)亚地区风险分散的现状、渠道和收益进行了研究。与之前的研究相比，本文的创新之处在于，首先本文以人口为权重对各国产出进行加权平均，充分考虑了东亚地区各国在经济规模和人口规模方面的差异；其次本文采用面板似不相关计量方程进行回归，增强了结果的稳健性。本研究发现，1979-2009年经过资本市场和信贷市场分散风险的平均值为1/3左右，未被分散风险的平均值为2/3左右。在风险分散渠道中，信贷渠道的作用超过资本市场，显示出东亚风险分散具有明显的事后救济性质。以2002年为界将样本期分为两个阶段，发现2002年之后风险分散的程度显著提高。

一、货币国际化视野下的东亚金融市场一体化和货币合作

2008年金融危机爆发之后随着各国对现有国际金融体系改革的呼声日益强烈。东亚各国对本国货币国际化表现出浓厚的兴趣。根据历史经验，一国货币实现国际化不外直接全球化和由区域化再到全球化两种模式。英镑和美元是迄今为止直接实现全球化的两个成功案例，但历史上英镑和美元国际化都有其特殊的历史条件。英镑国际化得益于英国在资本主义经济全球化和工业过程中的领导地位，美元国际化得益于第二次世界大战之后美国经济地位的提升和旧体系的解体，伴随着世界经济形势的发展，英镑和美元自然成为国际货币。当前各国经济的发展程度以及全球金融体系并没有给各国货币国际化创造类似的条件。欧元国际化代表着另外一条发展路径。欧元的出现以欧洲经济一体化和货币一体化进程为基础，前后经历了接近半个世纪的时间。欧元的发展道路可以被看做是通过区域经济和金融一体化人为推动货币国际化的成功案例。相对英美模式，欧元模式似乎对于东亚国家更具有借鉴意义。

事实上，东亚货币合作的历史由来已久。早在1997年亚洲金融危机之后，东亚国家就试图通过加快地区金融市场一体化和货币合作来增强抵御外部冲击的能力，并最终促成了清迈倡议(CMI)和亚洲债券市场协议(ABMI)。在当时各国储备资产普遍不足背景下，清迈倡议旨在缓和各国资产负债的期限和货币错配问题。成立于2003年的亚洲债券市场也试图通过促进各国金融市场一体化为本地区创造更富流动性的区域金融市场。随着经济形势的发展，东亚地区已经逐渐成为全球持有外汇储备最为集中的地区，对清迈协定和亚洲债券市场的依赖性和热情

正在下降。此后东亚货币合作的动机更多地转向长期经济目标，而不仅仅局限于防范金融危机。20世纪90年代以来东亚地区区域内贸易和投资呈现快速发展趋势，区域经济一体化对稳定的双边汇率提出了要求。亚洲开发银行于2006年提出亚洲货币单位构想，但迄今尚未有实质性进展，此后东亚范围的区域货币合作实践长期处于停滞状态。

近年来伴随着中国经济规模的不断扩大和升值的趋势，人民币国际化为赋予了众多遐想。目前人民币在国际贸易结算中（特别是与蒙古和东南亚等周边国家和地区）使用的数量不断增加，这可以被看做是人民币国际化的最初起步。2008年以来中国政府为了提高人民币的国际使用率，先后与多个国家中央银行签署的人民币双边互换协议也主要集中在亚洲等周边地区。2009年之后，中国又开始在香港发行与官方融资相关的人民币债券。作为人民币国际化的潜在路径，东亚地区金融市场一体化和货币合作的前景引人注目。

对于东亚金融市场一体化和货币合作的研究历史由来已久，但主要局限于传统的最优货币区理论。货币合作除了可以降低贸易成本之外，还可以在区域内分散国别特质风险，增强各国经济波动的同步性和共同货币区的收益，因此共同货币区具有显著的内生性。本文突破最优货币区理论的约束，采取新开放宏观经济学的分析框架，研究当前东亚地区包括金融市场和产品市场对分散地区宏观经济风险的程度和渠道，进而计算实现地区金融市场一体化降低经济风险所带来的福利收益。下文分为如下部分：第二节介绍东亚地区金融市场一体化和货币合作的文献；第三部分定量研究东亚地区宏观风险分散的现状和渠道；第四部分计算东亚地区实现金融市场一体化之后在降低宏观风险方面给中国带来的收益；最后是结论。

二、东亚金融市场一体化和货币合作的文献研究

（一）基于最优货币区理论的研究：东亚是最优货币区么？

事实上，早在亚洲金融危机和欧元区出现时期，学术研究领域对东亚地区是否也可能发展为共同货币区这一问题产生了极大的兴趣。要回答这一问题，不可回避的是要判断东亚地区是否已经达到了最优货币区标准？Mundell(1961)提出的最优货币区理论认为区域内贸易份额、经济冲击的性质、要素市场的流动性以及区内各国的经济规模等是决定货币一体化成本收益的关键要素。从收益角度，共同货币区可以降低汇率波动成本，而且Kenen(1969)还发现在完善的产品市场上，汇率波动对产业内贸易的影响要大于对产业间贸易的影响，因此产业内贸易比重大的国家更有动力组成共同货币区。从成本角度，加入共同货币区意味着放弃独立的货币和汇率政策，如果外部冲击对货币区成员国造成的冲击具有特异性而且调整速度较低，那么放弃独立货币和汇率政策的成本相对较高。

现有的关于东亚最优货币区的研究多是通过分析东亚地区各国宏观经济变量的特征，借鉴欧元区的标准，定性判断东亚国家是否达到最优货币区的标准。Bayoumi和Eichengreen(1994)根据Blanchard和Quah(1989)结构向量自回归识别条件将潜在在成员国经济波动分解为总供给冲击和总需求冲击，进而计算各国所受冲击的相关性；并根据脉冲响应函数计算各国所受冲击的规模和经济调整速度；外生冲击的相关性越强，冲击规模越大，经济反应速度越快，形成共同货币区的可能性越大。Bayoumi和Eichengreen(1999)将双边汇率的波动定义为两国产出增长率差异波动、出口商品结构差异、双边贸易占GDP的比重以及经济规模4个变量的函数，通过日本及其19个贸易伙伴1976-1995年的数据估计双边汇率波动方程，将汇率波动估计值定义为最优货币区指数(OCA)并以此为依据判断两个是否有潜力组成共同货币区。Lee, Park和Shin(2004)通过Stock and Watson (1991)动态要素模型将导致一国产出波动的冲击分解为全球性冲击、地区性冲击和国别冲击，共同的区域性冲击越大，构建共同货币区的潜力越大。除了以上经济因素之外，政治因素历来也被认为是影响共同货币区是否得以形成的重要因素，给定其他条件，政治亲密程

度(political proximity)越高的地区越容易形成最优货币区。Lee和Barro(2006)特别考察了影响东亚最优货币区形成的政治因素，作者以共同货币区潜在成员国在联合国大会双边投票的相关性测算彼此间的政治亲密程度，具体的两国间政治亲密程度等于总投票次数中两国投出相同票的结果。

虽然贸易和金融一体化程度等条件决定了一国加入共同货币区的净收益，但是加入共同货币区后该国的贸易和金融市场又会受到共同货币区的影响，因此Frankel和Rose(1998)提出最优货币区的标准具有内生性。经济学家已经就共同货币区的贸易促进和经济融合效应进行了大量的实证研究，例如Rose(2000)对186个国家1970-1990年的面板数据进行经验研究发现共同货币区对于国际贸易有很强的推动作用，给定其他条件(包括语言、历史、政治联系和“引力模型”的其他因素)，使用同一货币区国家间的贸易量是非货币区国家间贸易量的三倍。然而Alesina,Barro和Tenreyro(2002)在肯定最优货币区的标准具有内生性的同时，也对前人估计最优货币区反作用的实证方法提出了改进。

尽管经济学家在对最优货币区标准内生性的研究中已经开始意识到最优货币区的风险分散和福利分析问题，但是极少提供具有微观基础的宏观框架。McKinnon(2004)基于Mundell(1973)发掘出了所谓的蒙代尔 II 模型，虽然最优货币区理论认为同质的外生冲击是组建最优货币区的有利条件，但蒙代尔 II 模型认为即使各国所受冲击具有特异性，也不妨碍这些经济体组成共同货币区，共同货币区为它的成员提供了一种消费保险机制。当不利的特异冲击发生时，即使资本市场不完善，无法提供事前的风险分散渠道，一个国家也可以购买共同货币区其他国家的产产品，通过贸易逆差平滑消费，而不必受制于是否有足够的外汇储备。由于大多数新兴市场国家无法在国际资本市场上发行以本国货币计价的债务，资本市场可能比共同货币的条件更苛刻。Ching 和 Devereux(2000a,b)在Mundell(1973)基础上，通过最优化模型分析了共同货币区在风险分散方面的福利收益和成本。事实上，蒙代尔 II 模型的主要贡献在于分析了新兴国家在国际资本市场上面临融资约束和储备先行(Reserve in advance)时，加入共同货币区可以保证通过借贷渠道在共同货币区内实现风险分散。

(二) 基于新开放宏观经济学的分析框架：风险分散问题

事实上，开放宏观经济学对于跨国风险分散，特别是金融市场风险分散机制进行了大量研究，值得关注和借鉴。Obstfeld(1993)发现在完备资本市场假设下，跨国资本流动允许一国通过金融市场对消费风险进行交易，从而避免国别产出波动对本国消费的影响，实现对消费进行保险的作用。尽管现实世界并不满足理论上关于资本自由流动和金融市场完备的假定，但Obstfeld(1993)认为，随着资本跨国流动性增强，各国消费变动的正相关性也将逐步增强。除了金融市场渠道之外，自由贸易协定、全球化和最优汇率协定也可以提供类似风险分散渠道。Baxter 和 Crucini(1995)、Stockman 和 Tesar(1995)的研究进一步发现，理论研究中所得到的风险分散结果并不依赖于特定的效用函数、外生冲击的类型以及市场是否完备假设，从而大大增强了上述理论结论的稳健性。Kim 和 Sheen(2007)的研究发现，拥有相同偏好、面临相同冲击的国家还能够从货币一体化甚至国家间政策协调当中受益。

对于风险分散的实证研究主要集中在如下几个领域，首先是判断多国之间是否实现完全的风险分散，然而对于该问题的回答往往是否定的；其次是对现有风险分散的渠道进行识别；最后还有关于风险分散潜在收益的定量研究。理论研究发现在风险完全分散的条件下，各国消费增长应完全相关，这成为判别是否实现完全风险分散的主要依据之一。Obstfeld(1993)通过年度数据研究了1951至1988年23个工业化国家和15个发展中国家私人部门人均消费增长率与其他国家私人部门人均消费增长率之间的相关性。作者根据世界资本市场的发展以1972年为界将样本观察值区分为两个子样本，结果发现1972年之后工业化国家私人人均消费增长率与世界其他国家增长率的相关性呈现上升趋势，并且在平均意义上高于发展中国家，从而印证了工业化国家资本市场的完备程度高于发展中国家。除了考察相关变量之间的相关性之外，计量经济学

方法也被用来评估风险分散程度。在不完全风险分散条件下, Crucini(1999)通过将某地区消费增长率对各地平均消费增长率和当地产出增长率进行回归, 从而对地区风险分散程度进行估计。Kim、Kim 和 wang(2004)对 Crucini(1999)的模型进行了简化, 通过回归的方法研究东亚地区 10 国(地区)之间以及与 OECD 国家之间风险分散的程度。在对风险分散渠道的实证研究中, Asdrubali、Sorenson 和 Yosha(1996)在不完全风险分散条件下, 开创性地提出了一个识别风险分散渠道的定量方法。如果风险分散是不完全的, 那么总量风险可以被分解为被资本市场、信贷市场、财政体系以及未被分散的部分。Kim 和 Sheen(2007)借鉴 Asdrubali、Sorenson 和 Yosha(1996)提出的方法, 识别澳大利亚国内各州以及澳大利亚和新西兰两国之间风险分散模式, 并估计了要素流动、金融市场发展和联邦财政体系在风险分散中的相对作用。在此基础上, 作者进一步借鉴 Van Wincoop(1999)方法计算了澳大利亚和新西兰两国实现金融市场一体化的潜在收益。

三、东亚金融市场一体化和宏观经济风险分散：现状和渠道

(一) 衡量风险分散程度的理论框架

Crucini(1999)和Crucini和Hess(1999)分别就完全风险分散和部分风险分散的情况进行了分析, 并从理论模型中推导出可以进行计量识别风险分散程度的结论。假设潜在共同货币区中共有 R 个国家, 每一个国家由代表性家庭组成, 并且各国人口总数为1。不确定性由 S 个自然状态 $s_t, t=1 \dots S$ 表示, 在时刻 t 每个状态出现的概率为 $\pi_t(s_t)$ 。在此基础上, 假设效用函数是常数相对

风险厌恶(CRRA)效用函数 $U_c(c_{it}(s_t), b_{it}(s_t)) = \exp\left((1-\gamma)b_{it}\left(\frac{1}{1-\gamma}\right)(c_{it})^{1-\gamma}\right), \gamma > 0$ 。

1、完全风险分散

在完全风险分散模型中, 假设存在一个完备的阿罗-德布鲁证券市场。那么国家 i 代表家庭的效用最大化问题表示为:

$$\begin{aligned} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{\tau=1}^S \pi_t(s_\tau) U(c_{it}(s_\tau), b_{it}(s_\tau)) \\ \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^R y_{it}(s_\tau) = \sum_{i=1}^R c_{it}(s_\tau) \end{aligned} \quad (1)$$

其中 b_{it} 表示外生的偏好冲击, $y_{it}(s_\tau)$ 表示在状态 s_τ 下国家 i 的产出。令 $\omega_i(s_\tau)$ 是给定状态下的拉格朗日函数乘子, 上述最优化问题的一阶条件表明:

$$\frac{\omega_i(s_\tau)}{\beta^t \pi_t} = U_c(c_{it}(s_\tau), b_{it}(s_\tau)) \quad i=1, \dots, R \quad (2)$$

代入具体效用函数形式后, 将一阶条件取自然对数, 在不同国家之间加总, 然后再取一阶差分并省去常数项之后可以得到完全风险分散条件下的可检验方程:

$$\Delta \ln(c_{it}) = \Delta \ln(c_{it}^a) + \left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) \Delta(b_{it} - b_{it}^a) \quad i=1, L, R \quad (3)$$

其中 $b_{it}^a = (1/R) \sum_{i=1}^R b_{it}$ 和 $\ln(c_{it}^a) = (1/R) \sum_{i=1}^R \ln(c_{it})$ 分别为国别偏好冲击和消费对数的平均值。该方程表明在风险完全分散条件下, 不同国家消费增长应该是一一对应的; 并且国别消费增长和自身产出增长之间无关。如果进一步忽略偏好冲击和对数据的测量误差, 不同国家间消费增长的相关性要高于产出增长的相关性。

2、部分风险分散

如果资本市场不完全，或者风险分散自身会产生相应的成本，那么理性的消费者会选择使风险分散的边际成本与收益相等而非完全风险分散。Crucini(1999)假设每个国家的代表性消费者都选择将其收入中 λ 比重进行风险分散，剩余 $(1-\lambda)$ 部分的收入不进行风险分散；消费者可以以 $r=\beta^{-1}-1$ 的无风险利率进行借贷，从而实现消费的跨期平滑；在此基础上忽略国家间偏好的冲击，各国消费增长近似服从以下过程：

$$\Delta \ln(c_{it}) = \lambda \Delta \ln(c_{it}^a) + (1-\lambda)(1-\beta) \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k [E_t \ln(y_{i,t+k}) - E_{t-1} \ln(y_{i,t+k})] \quad (4)$$

其中 $\lambda=1$ 表明国家之间实现了完全的风险分散；而当 $\lambda=0$ 时，消费的变化仅受自身永久收入改变影响，完全没有实现风险分散。考虑到在不同国家之间存在经济规模的差异以及对永久性收入计量复杂性，Kim, Kim和wang(2004)对Crucini(1999)的模型进行了简化，假设各国产出服从随机游走过程，从而得到如下回归方程：

$$\Delta \ln(c_{it}) = \alpha + \lambda \Delta \ln(c_{bt}) + (1-\lambda) \Delta \ln(y_{it}) + e_{it} \quad (5)$$

其中 α 反映了国家间折现因子的差异， e_{it} 反映国家偏好冲击， c_{bt} 是本国家之外其他国家消费的平均增长率。该方程对国家间风险分散程度 λ 进行估计。

注意到预算约束方程(1)表明消费者终生消费的现值等于收入的现值，这意味着消费者可以在国际金融市场上进行自由的借贷。完备的阿罗-德布鲁证券市场仅是给各国提供了事前分散国别风险的渠道，资本市场不完备并不排除国际间其他的事后消费平滑机制。如果各国持有足够的外汇储备、足够的货币互换额度或者加入共同货币区，就可以在全球或者共同货币区范围内实现事后的消费平滑。

(二) 风险分散渠道识别的计量模型

当完全风险分散没有实现时，Asdrubali, Sorenson和Yosha(1996)开创性地提出了一个识别风险分散渠道的定量方法。虽然原文是针对一国内部问题展开的研究，但是该方法可以方便的扩展到国际间风险分散渠道的研究。^①如果风险分散是不完全的，那么总量风险可以被分解为被资本市场、信贷市场以及未被分散的部分。在一国内部，人均产出、国民收入和私人消费之间存在以下运算关系：

$$y^i = \frac{y^i}{inc^i} \frac{inc^i}{c^i} c^i \quad (6)$$

其中 y^i 表示第 i 个国家的人均总产出(GDP)， inc^i 表示该国家的人均国民总收入(GNI)， c^i 则表示该国家的人均消费。由于国民收入中包含了来自境外的收入，因此GNI和GDP的差别一定程度上反映国际间互相持有资产造成的收入和产出的差异；收入和消费的差异是储蓄，而储蓄是国际借贷市场上资金的来源，因此GNI和C之间的差异可以用来反映国际间借贷市场的消费平滑机制。

对方程(6)等号两边进行如下计算，首先取自然对数并进行一阶差分；然后在上述方程的两边同乘以 $(\Delta \ln y^i)$ ，并在等号左右两边减去各自的均值；最后再对上述结果等号两边取均值可以得到如下方程：

$$\text{var}(\Delta \ln y^i) = \text{cov}(\Delta \ln y^i, \Delta \ln y^i - \Delta \ln inc^i) + \text{cov}(\Delta \ln y^i, \Delta \ln inc^i - \Delta \ln c^i) + \text{cov}(\Delta \ln y^i, \Delta \ln c^i),$$

进一步将方程左右两边除以 $\text{Var}(\Delta \ln y^i)$ 得到

$$1 = \beta_K + \beta_C + \beta_U \quad (7)$$

^①严格地说，只有消费者在外生冲击发生前所采取的措施才能被称为风险分散；外生冲击发生后，风险已经成为既成事实，消费者所采取的是事后消费平滑行为。在本文中为了叙述的方便，我们将事前风险分散和事后消费平滑分别称为事前风险和事后风险分散。

$$\text{其中 } \beta_K = \frac{\text{cov}(\Delta \ln y^i, \Delta \ln y^i - \Delta \ln inc^i)}{\text{var}(\Delta \ln y^i)}, \beta_C = \frac{\text{cov}(\Delta \ln y^i, \Delta \ln inc^i - \Delta \ln c^i)}{\text{var}(\Delta \ln y^i)}, \beta_U = \frac{\text{cov}(\Delta \ln y^i, \Delta \ln c^i)}{\text{var}(\Delta \ln y^i)}$$

分别表示在总风险中被资本市场、信贷市场以及未被分散风险所占的比例。各种渠道所分散的风险可以通过以下方法得到：^①

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln y_t^i - \Delta \ln inc_t^i \\ \Delta \ln inc_t^i - \Delta \ln c_t^i \\ \Delta \ln c_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{K,t} \\ \alpha_{C,t} \\ \alpha_{U,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_K \\ \beta_C \\ \beta_U \end{bmatrix} \Delta \ln y_t^i + \begin{bmatrix} u_{K,t}^i \\ u_{C,t}^i \\ u_{U,t}^i \end{bmatrix} \quad (8)$$

Asdrubali、Sorenson和Yosha(1996)指出 $\alpha_{.,t}$ 等变量反映了时间效应，特别是总量产出增长率的影响；各 β 系数本质上是各年横截面数据的加权平均。Kim和Sheen(2007)借鉴该分析框架研究了澳大利亚和新西兰两国之间的跨国风险分散问题。

（三）东亚风险分散的现状

一、数据描述及来源

使用的数据来自于 Penn World Table (PWT) 7.0 版本，选取的数据包括经调整的实际国民收入（美元）、人均实际 GDP 增长率（%）、消费在人均实际 GDP 中所占的比重（%）、人口（千人）和人均实际 GDP（美元）。^②考虑到数据的可得性和经济的相对规模，我们选取的国家为大东亚地区 11 个主要经济体（中国大陆，中国香港，印尼，日本，韩国，马来西亚，菲律宾，新加坡，中国台湾，泰国和越南）。对于年份的选择，经调整的实际国民收入、消费在人均实际 GDP 中所占的比重、人口和人均实际 GDP 是从 1978 年至 2009 年，人均实际 GDP 增长率是从 1979 年至 2009 年。对数据的统计性描述见下表：

表 1 相关变量描述性统计结果

变量名称	个数	均值	标准差	最小值	最大值
经调整的实际国民收入	352	12224.01	11536.33	581.7581	49193.84
人均实际 GDP 增长率	341	4.15	4.44	-15.87	17.82
消费在人均实际 GDP 中所占的比重	352	58.82	11.63	32.41	87.98
人口	352	161924.3	326168.7	2353.6	1323592
人均实际 GDP	352	12065.39	11474.81	612.7570	50005.98

数据来源：PTW7.0

二、完全风险分散理论模型实证结果

对大东亚地区 11 个主要经济体之间产出和消费增长率的相关性实证检验结果，见附表 1 和附表 2。从中我们可以看出：在产出增长率方面，日本、韩国、菲律宾、台湾与中国大陆，香港、日本、台湾、泰国与越南的产出增长率相关系数为负，除此之外的其他地区之间的产出增

^①Kim 和 Sheen (2007) 指出该方程仅是为了得到相关回归系数，因而 OLS 方法是比较合适的。作者同时还指出基于澳大利亚的数据发现广义最小二乘法 (GLS) 和工具变量法 (IV) 无法保证四个系数之和等于 1，因此不建议使用。

^②在 PWT 中，各变量分别表示为 GRDPTT (经调整的实际国民收入)、GRGDPCH (人均实际 GDP 增长率)、KC (消费在人均实际 GDP 中所占的比重)、POP (人口) 和 RGDPCH (人均实际 GDP)。

长率相关系数均为正。最大的正产出增长率出现在马来西亚与新加坡，为 0.87；最小的负产出增长率出现在香港与越南，为-0.26。在消费增长率方面，与中国大陆消费增长率相关系数为正的只有香港和越南，其余均为负值；与越南消费增长率相关系数为正的只有中国大陆、马来西亚、菲律宾，其余均为负值；与菲律宾消费增长率相关系数为正的有印尼、马来西亚、新加坡、泰国、越南，其余均为负值。其他国家和地区的消费增长率相关系数均为正值。其中，最大的正消费增长率相关系数出现在台湾与日本，为 0.75；最小的负消费增长率相关系数出现在菲律宾与中国大陆，为-0.42。

进一步，通过对该地区内部，除了本国的其他 10 个国家的生产和消费进行人口加权后得到了该经济体与大东亚内部其他经济体对应的产出和消费增长率的相关系数。结果见表 2：

表 2 该经济体与大东亚地区内其他经济体对应的产出和消费增长率相关系数

	产出			消费		
	1979-2002	2003-2009	1979-2009	1979-2002	2003-2009	1979-2009
中国大陆	-0.07	0.78	-0.003	-0.05	0.25	-0.04
香港	0.23	0.86	0.29	0.27	0.67	0.30
印尼	0.22	-0.57	0.18	0.09	-0.03	0.08
日本	-0.09	0.87	-0.04	0.11	0.10	0.10
韩国	0.24	0.83	0.14	0.13	0.74	0.15
马来西亚	0.38	0.74	0.32	0.21	0.26	0.20
菲律宾	-0.25	0.50	-0.03	-0.40	0.35	-0.34
新加坡	0.29	0.71	0.31	0.06	0.68	0.09
台湾	0.12	0.88	0.09	-0.03	0.36	0.01
泰国	0.31	0.69	0.30	0.22	-0.51	0.18
越南	0.17	0.38	0.28	0.20	0.53	0.16

从表 2 可以看出，产出增长率方面，除了印尼，其余 10 个国家和地区在 2003-2007 年的产出增长率相关系数都比 1979-2002 年有所提升。最大正值出现在 2003-2009 年的台湾，为 0.88；最小负值出现在 2003-2009 年的印尼，为-0.57。消费增长率方面，除了印尼、日本和泰国，其余 8 个国家和地区在 2003-2007 年的产出增长率相关系数都比 1979-2002 年有所提升。最大正值出现在 2003-2009 年的韩国，为 0.74；最小负值出现在 2003-2009 年的泰国，为-0.51。从表 2 我们还可以看出，尽管样本年份不多，但仍可以看出，从中国入世后的 2002 年开始，大东亚地区大多数国家产出和消费增长率都有显著的提升。

三、部分风险分散模型实证结果

我们首先通过对方程（5）进行变形，得到

$$\Delta \ln(c_{it}) - \Delta \ln(y_{it}) = \alpha + \lambda [\Delta \ln(c_{it}) - \Delta \ln(y_{it})] + e_{it} \quad (9)$$

我们首先对变量进行平稳性检验，检验结果见附表 3。

回归结果见表 3：

表 3 大东亚地区各经济体间风险分散比例估计（1979-2009）

	α	λ	R^2
中国大陆	-0.002 (-0.32)	0.20** (2.03)	0.12
香港	-0.008 (-2.11)	0.29* (3.65)	0.32

印尼	0.001 (0.20)	0.28** (2.07)	0.13
日本	-0.01 (-2.70)	0.26* (3.79)	0.33
韩国	-0.01 (-2.58)	0.18* (3.04)	0.24
马来西亚	-0.003 (-0.56)	0.06 (0.42)	0.01
菲律宾	-0.03 (-4.80)	0.59* (7.93)	0.68
新加坡	-0.02 (-3.73)	0.50* (4.48)	0.41
台湾	-0.003 (-0.75)	0.20** (2.11)	0.13
泰国	-0.01 (-2.17)	0.26** (2.67)	0.20
越南	-0.02 (-3.83)	0.34* (3.02)	0.24
λ 平均值		0.29	

注：括号中是对应的 t 值。*表示在 1%水平显著；**表示在 5%水平显著。

从表 3 可以看出， λ 表征一国代表性消费者对收入进行风险分散的比重， λ 越大，表明代表性消费者对收入进行风险分散时，选择的比重越高。在表 3 中， λ 最大值出现在菲律宾，为 0.59； λ 最小值出现在马来西亚，为 0.06。其中除了马来西亚，其余国家和地区的 λ 值均在 5% 的水平内显著。上述 11 个国家的 λ 平均值为 0.29，即在大东亚地区内，代表性消费者对收入进行风险分散时，选择的平均比重为 1/3 左右。

四、风险分散的渠道分析

我们首先对方程组 (8) 进行了改进以方便估计，用 $\beta_U = 1 - (\beta_K + \beta_F)$ 替换掉模型中的 β_U ，并移项，得到：

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln y_t^i - \Delta \ln inc_t^i \\ \Delta \ln inc_t^i - \Delta \ln c_t^i \\ \Delta \ln c_t^i - \Delta \ln y_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{K,t} \\ \alpha_{C,t} \\ \alpha_{U,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_K \\ \beta_C \\ \beta_K + \beta_C \end{bmatrix} \Delta \ln y_t^i + \begin{bmatrix} u_{K,t}^i \\ u_{C,t}^i \\ u_{U,t}^i \end{bmatrix} \quad (10)$$

其中，约束为模型中 $(\beta_K + \beta_C) = \beta_K + \beta_C$ 。对模型中各个变量的面板数据单位根检验见附表 4。

为了保证结果的稳健性，我们分别采用 OLS、固定效应 (FE)、随机效应 (RE)、GLS 方法、带约束的似不相关回归 (SUR (C)) 和面板似不相关回归 (XTSUR)。采用 GLS 的主要目的在于考虑到各方程之间可能存在的异方差现象。我们认为用面板似不相关回归 (XTSUR) 的结果更好。本文使用 Hausman 检验对固定效应和随机效应进行了检验，检验结果显示支持随机效应。但是在上表中处于稳健的目的，我们报告了全部方法的结果：

表 4 大东亚地区内部风险分散渠道分析 (%)

	1979-2002			2003-2009			1979-2009		
	资本市场	信贷市场	未被分散	资本市场	信贷市场	未被分散	资本市场	信贷市场	未被分散
OLS	6.13	23.37	70.62	8.53	43.75	48.83	6.53	27.54	66.24
FE	6.12	25.59	68.40	14.15	48.26	39.15	7.24	29.04	64.02
RE	6.13*	23.88*	69.35*	9.04*	43.75*	42.36*	6.53*	27.78*	65.41*
GLS	6.13	23.37	70.62	8.53	43.75	48.83	6.53	27.54	66.24
SUR(C)	6.07	23.36	70.57	7.97	43.00	49.03	6.37	27.48	66.15
XTSUR	6.84	21.14	72.02	12.13	43.82	44.05	5.98	26.92	67.10

注：*表示豪斯曼检验在 FE (固定效应) 和 RE (随机效应) 情况下的显著结果。

从表 4 中我们可以看出，上述五种方法的回归结果是比较相近的，这验证了回归结果的稳

健性。其中，1979-2009年经过资本市场和信贷市场分散风险的平均值为1/3左右，未被分散风险的平均值为2/3左右，这与在表3中风险分散比例估计的 λ 相对应，也进一步验证了分析的稳健性。

四、东亚风险分散的福利收益

实证研究发现大多数国家之间尚未实现风险完全分散，那么实现风险完全分散，特别是通过资本市场实现完全风险分散能够给一国带来多少潜在福利收益呢？关于经济周期特征的研究发现中国居民消费的波动性较大，从消除地区消费波动性的角度来讲，中国国内从风险分散方面获得的收益应该高于消费波动性较小的发达国家。Van Wincoop(1994)指出风险分散的收益取决于4个因素，即无风险利率、经风险调整的经济增长率、相对风险厌恶系数和产出的不确定性。

本文参照Kim和Sheen(2007)的方法，计算东亚实现收入风险充分分散时能够获得的潜在收益。^①假设在2国禀赋经济中存在完备金融市场，单个国家 i 效用函数为 $U_i = E \int_0^T e^{-\beta t} (1-\gamma)^{-1} c_{it}^{1-\gamma} dt$ ，其中 T 是考察的时间跨度， γ 为风险回避系数， c_{it} 是消费。假设各国产出 y_{it} 服从带漂移的随机游走过程 $dy_{it} = \mu_i y_{it} dt + \sigma_i y_{it} d\eta_i$ ， η 是标准布朗运动， μ_i 是产出增长率， σ_i 是产出标准差，并允许不同国家产出之间存在相关性，相关系数为 $\rho = d\eta_i d\eta_k, i \neq k$ 。在封闭经济中，国内消费等于本国产出，期望效应为 $E(U_i) = \frac{(1-e^{-\beta T})c_{i0}^{1-\gamma}}{\nu(1-\gamma)}$ ，其中 $\nu = \beta + (\gamma-1)(\mu_i - 0.5\gamma\sigma_i^2)$ 。在完全风险分散条

件下，各地消费等于各地产出算术平均值 $y^w = \sum_{i=1}^2 \alpha_i y_i$ ，其中 α_i 是各国的权重，方差为

$$\sigma_w^2 = \alpha_1^2 \sigma_1^2 + \alpha_2^2 \sigma_2^2 + 2\alpha_1 \alpha_2 \sigma_1 \sigma_2 \rho。风险分散福利收益约等于 \left\{ -\frac{0.5\gamma d\sigma_i^2}{r - \bar{\mu}_i} \left[1 - \frac{T(r - \bar{\mu}_i) e^{-T(r - \bar{\mu}_i)}}{1 - e^{-T(r - \bar{\mu}_i)}} \right] \right\},$$

其中 $\bar{\mu}_i = \mu_i - 0.5\gamma\sigma_i^2$ 表示经风险调整的增长率， r 是无风险利率， $d\sigma_i^2 = \sigma_w^2 - \sigma_i^2$ 是经济从封闭经济向完全风险分散市场过度后的消费增长方差变化。风险分散福利收益本质上是消费者为消除消费不确定性而愿意放弃的消费百分比。

在本文中我们与Kim和Sheen(2007)设定的禀赋经济一致，使用消费的标准差代替产出的标准差，从而得到金融市场实现完全风险分散后获得的潜在福利收益。我们将被考察的国家和其他国家的加权平均分别看做两个不同的地区，以此考察各国从完全风险分散中获得的潜在收益，在计算风险分散后消费方差时取本国增长率权重为该国人口在潜在共同货币区总人口中所占的比例。为了估计各国风险充分分散的收益，我们需要设定相对风险回避系数 γ 、贴现率 β 、无风险利率 r 和时间跨度 T 等参数赋值。对于年度数据，贴现率 $\beta=0.96$ ，无风险利率取1981-2008年经消费价格指数调整后的一年期贷款利率平均值1.8。为了与部分实证结果进行比较，本文将时间跨度取 $T=10$ 年。^②相对风险回避系数的取值相对困难，取值越大表明消费者的风险厌恶程度越高。Mehra和Prescott(1985)总结前人研究成果发现相对风险厌恶系数至少为1，而Mehra和Prescott(1985)基于他们自己的分析认为相对风险规避系数肯定大于10。Van Wincoop(1994)在研究部分OECD国家时取值为3，后续实证研究出于比较的目的多采用该取值。中国大陆相关研究对该参数的取值亦存在较大差别，大多数集中在1-10区间。龙志和、周浩明(2000)对1991-1998年中国城镇数据的估算约为4左右，这一结果在李勇辉、温娇秀(2005)对1991-2003年中国城镇数据的研究得到进一步验证；陈学彬、傅东升和葛成杰(2006)在对中国居民个人生命周期消费投资

^①事实上 Kim 和 Sheen (2007) 的两国模型是 Van Wincoop (1994) 多国模型的一个简化版本。

^②名义利率数据来自于国际货币基金组织网站 (IFS)。

行为动态的研究中对相对风险厌恶系数的取值为1.29；而陈学彬、杨凌、方松(2005)对中国相对风险厌恶系数的回归发现其取值在1978-2002年约为1.29，1978-1993年间约为2.79，而1994-2002年则降为0.78。由此可见对中国相对风险厌恶系数研究尚未取得共识，出于横向比较的需要，本文将相对风险厌恶系数分别设定为1、3。为了与Van Wincoop(1994)、Kim和Sheen(2007)和Kim、Kim和Wang(2004)等进行国际比较，本文还计算了当相对风险厌恶系数为3，无风险利率为0.85时风险分散收益情况。结果见下表5：

表5 完全风险分散条件下大东亚地区各经济体潜在福利收益（1979-2009）

	参数：单位（%）			γ=1 单位（%）			γ=3 单位（%）		
	σ_i^2	σ_w^2	$d\sigma_i^2$	μ	r=1.8 gain	r=0.85 gain	μ	r=1.8 gain	r=0.85 gain
中国大陆	0.09	0.04	-0.04	7.97	0.12	0.12	8.02	0.37	0.37
香港	0.12	0.04	-0.08	3.37	0.20	0.20	3.45	0.59	0.60
印尼	0.18	0.04	-0.14	3.19	0.36	0.37	3.34	1.09	1.11
日本	0.03	0.04	0.02	1.70	-0.04	-0.04	1.69	-0.12	-0.12
韩国	0.19	0.04	-0.14	5.70	0.38	0.38	5.84	1.14	1.16
马来西亚	0.31	0.04	-0.26	4.00	0.68	0.69	4.26	2.05	2.09
菲律宾	0.03	0.04	0.01	0.99	-0.03	-0.03	0.98	-0.08	-0.08
新加坡	0.12	0.04	-0.08	4.41	0.20	0.20	4.49	0.59	0.60
台湾	0.10	0.04	-0.06	5.21	0.15	0.15	5.26	0.45	0.45
泰国	0.16	0.04	-0.12	4.22	0.31	0.31	4.34	0.93	0.94
越南	0.08	0.04	-0.03	5.09	0.10	0.10	5.12	0.29	0.30

从表5最后一列可知，在 $\gamma=3$ ， $r=0.85$ 的情况下，除了日本和菲律宾，其余9个国家和地区的风险分散福利收益均为正值，其中最大值出现在马来西亚，为2.09。这与Kim、Kim和wang(2004)的计算结果(1970-2000)相对应。我们的计算的风险分散福利收益结果比Kim、Kim和wang(2004)稍小，原因一方面我们改进了Kim、Kim和wang(2004)的方法，加入了地区内人口加权的因素，另一方面，与Kim、Kim和wang(2004)相比，我们增加了2002-2009年的数据，而在这几年间，随着大东亚地区间开放程度的不断扩大，风险分散的福利收益肯定是下降了。

五、结论

本文对1979-2009年东(南)亚地区风险分散的现状、渠道和收益进行了研究。与之前的研究相比，本文的创新之处在于，首先本文以人口为权重对各国产出进行加权平均，充分考虑了东亚地区各国在经济规模和人口规模方面的差异；其次本文采用面板似不相关计量方程进行回归，增强了结果的稳健性。

本研究发现，1979-2009年经过资本市场和信贷市场分散风险的平均值为1/3左右，未被分散风险的平均值为2/3左右。在风险分散渠道中，信贷渠道的作用超过资本市场，显示出东亚风险分散具有明显的事后救济性质。以2002年为界将样本期分为两个阶段，发现2002年之后风险分散的程度显著提高。在设定的风险回避系数下，除了日本和菲律宾，其余9个国家和地区的风险分散福利收益均为正值，其中最大值出现在马来西亚。这与Kim、Kim和wang(2004)的计算结果(1970-2000)相对应。

参考文献:

Wyplosz, Charles and Yung Chul Park. 2008. "Monetary and Financial Integration in East Asia: The Relevance of European Experience." *European Economy Economic Papers* 329, June.

Wyplosz, Charles, 2006, "Deep Economic Integration: Is Europe a Blueprint?" *Asian Economic Policy Review* 1, 259-79.

Bayoumi, Tamim and Barry Eichengreen (1994), "One Money or Many? Analyzing the Prospects for Monetary Unification in Various Parts of the World," *Princeton Studies in International Finance* no. 76.

Eichengreen, Barry and Tamim Bayoumi (1999) "Is Asia an Optimum Currency Area? Can It Become One?: Regional, global and historical perspectives on Asian monetary relations", in S. Collignon, J.

Pisani-Ferry, Y.C. Park (eds.) *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries*.

Lee, Jong-Wha Park, Yung Chul, and Shin, Kwan Ho (2004), "A Currency union in East Asia", in: Asian Development Bank (ed.), *Monetary and Financial Integration In East Asia : The Way Ahead*, Vol. 2, New York: Palgrave-Macmillan.

Lee, Jong Hwa and Robert Barro, (2006) "Currency Union in East Asia", Working Paper, Korea University.

Rose, A. 2000. "One Money One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade," *Economic Policy*.

附表

附表 1 大东亚 11 国或地区的产出增长率的相关系数 (1979-2009)

	中国大陆	香港	印尼	日本	韩国	马来西亚	菲律宾	新加坡	台湾	泰国	越南
中国大陆	1										
香港	0.06	1									
印尼	0.05	0.41	1								
日本	-0.23	0.58	0.24	1							
韩国	-0.10	0.41	0.48	0.55	1						
马来西亚	0.02	0.53	0.61	0.49	0.59	1					
菲律宾	-0.13	0.51	0.18	0.24	0.22	0.51	1				
新加坡	0.05	0.59	0.39	0.46	0.48	0.87	0.67	1			
台湾	-0.03	0.58	0.05	0.54	0.44	0.39	0.25	0.45	1		
泰国	0.05	0.43	0.66	0.53	0.58	0.58	0.13	0.36	0.22	1	
越南	0.28	-0.26	0.10	-0.15	0.12	0.13	0.02	0.04	-0.18	-0.002	1

附表 2 大东亚 11 国或地区的消费增长率的相关系数 (1979-2009)

	中国大陆	香港	印尼	日本	韩国	马来西亚	菲律宾	新加坡	台湾	泰国	越南
中国大陆	1										
香港	0.14	1									
印尼	-0.01	0.36	1								
日本	-0.05	0.48	0.25	1							
韩国	-0.03	0.42	0.40	0.57	1						
马来西亚	-0.03	0.32	0.60	0.20	0.38	1					
菲律宾	-0.42	-0.03	0.10	-0.05	-0.11	0.42	1				
新加坡	-0.05	0.57	0.17	0.35	0.61	0.46	0.15	1			
台湾	-0.09	0.48	0.07	0.75	0.36	0.09	-0.03	0.42	1		
泰国	-0.05	0.46	0.58	0.54	0.70	0.67	0.18	0.59	0.35	1	
越南	0.20	-0.34	-0.11	-0.13	-0.003	0.08	0.20	-0.32	-0.26	-0.08	1

附表 3 模型 (9) 变量的平稳性检验结果 (1979-2009)

	$\Delta \ln(c_{bt}) - \Delta \ln(y_{it})$	$\Delta \ln(c_{it}) - \Delta \ln(y_{it})$
中国大陆	No*	No**
香港	No*	No*
印尼	No*	No*
日本	Yes	No**
韩国	No*	No*
马来西亚	No*	No*
菲律宾	No*	No*
新加坡	No*	No***
台湾	No*	No*
泰国	No**	No*
越南	No***	No*

注: *表示 1%显著水平的临界值; **表示 5%显著水平的临界值; ***表示 10%显著水平的临界值。Yes/No 表征是否拒绝变量平稳的原假设。

附表 4 模型 (10) 变量的单位根检验结果 (1979-2009)

	单位根检验结果
$\Delta \ln y_t^i - \Delta \ln inc_t^i$	No*
$\Delta \ln inc_t^i - \Delta \ln c_t^i$	No*
$\Delta \ln c_t^i - \Delta \ln y_t^i$	No*
$\Delta \ln y_t^i$	No*

注: *表示 1%显著水平的临界值。Yes/No 表征是否拒绝变量不存在单位根的原假设。