

# 新兴经济体论坛

# 工作论文

(2016) 第 18 篇 (总第 55 篇)

2016 年 12 月 11 日

广东省新兴经济体研究会 朱森林 

## 资本账户开放对经济增长与波动影响探究

——基于最优部门配置框架

苟 琴<sup>1</sup> 姜天予<sup>1</sup> 刘晓光<sup>2</sup>

(1. 中央财经大学金融学院, 北京 10008; 2. 中国人民大学国家发展与战略研究院, 北京 100872)

**摘要:** 本文在最优产业配置框架下, 重新考察了资本账户开放对经济增长与波动的影响效应及其作用机制。通过将经济增长与波动之间的权衡问题转化为一个资源在产业间的配置问题, 本文模型框架能够探究资本项目开放对宏观经济的净影响, 并能够很好地解决潜在的内生性问题。本文利用 26 个 OECD 国家 1970-2010 年面板数据, 构建最优配置模型, 实证分析发现, 资本账户开放能够有效地促进实际配置状态向最优配置状态收敛。进一步分析发现, 资本账户开放主要通过融资渠道而非贸易渠道来实现资源优化配置, 外部资金依赖程度高及中小成长型公司占比大的部门在资本账户开放的情况下会更快地向最优配置状态收敛。本文结论通过了多种内生性与模型设置稳健性检验。

**关键词:** 资本账户开放; 经济增长; 经济波动; 最优产业配置

## 一、引言

资本账户开放对一国经济增长和稳定具有重要的影响，因而在理论研究和政策实践层面都具有极大的研究价值(Kose et al., 2009)。近年来，大量文献探究了资本账户开放对经济增长与波动的影响。在对经济增长的影响方面，许多理论研究表明资本账户开放可以通过多种渠道促进经济增长，然而实证研究尚未很好地证实二者之间的关系(Eichengreen, 2001; Edison et al., 2002; Edison et al., 2004; Kose et al., 2009)。在对经济波动的影响方面，理论分析还没有很好地建立资本账户开放对经济波动的影响机制，同时实证研究也没有证明二者之间存在稳健的联系(Kose et al., 2009; 黄志刚, 2010; 李巍和张志超, 2008; 熊衍飞等, 2015)。虽然现有文献对资本账户开放效应的探讨尚未得到明确的结论，但无论从理论研究还是政策实践的角度来看，这个问题始终具有极大的探究价值。因此，本文试图通过一个全新的视角来重新审视这个问题。

在已有文献中，有关资本账户开放对经济增长与波动的影响总是被分开讨论，这导致资本账户开放对宏观经济影响的净效应不甚明确。而近期的文献打破了宏观经济分析二分法将增长与波动分离的做法，开始关注解决经济增长与波动之间的相关性。一方面，由于投资不可逆转性和信贷市场的不完善会在衰退时期限制投资，因此经济产出的波动会在一定程度上抑制经济的增长(Aghion 和 Howitt, 2006; Badinger, 2010)，一些实证文献也的确证明了经济增长与波动之间的负向关系(Ramey 和 Ramey, 1995; Turnovsky 和 Chattopadhyay, 1998; Badinger, 2010)。然而另一方面，根据熊彼特式“清洗效应”——在衰退时期生产力的机会成本更低，这意味着经济增长与波动之间存在正向关系(Caballero 和 Hammour, 1991; Hall, 1991)。而另外也有研究表明，经济增长和波动在国家层面呈负相关关系，而在经济部门层面则呈正相关关系(Imbs, 2007)。

因此，在金融全球化的背景下，当我们考虑到经济增长与波动之间的关联作用时，将这二者分开进行探究的做法有失偏颇，而且这也使我们不能很好地挖掘金融全球化带给我们的净利益。Kose(2006)探究了金融全球化对经济增长和波动二者关系的影响，并指出金融全球化在很大程度上削弱了经济增长与波动之间的负相关性。但是他的研究模型中忽略了经济增长和波动之间的内生关系，这使得其结果的可靠性有待商榷，同时其研究结果也不能明确给出金融全球化对经济增长和波动影响的净效应。

在本文中，我们通过将经济增长和波动之间的权衡关系转化为资源再分配问题，重新探索资本账户开放对经济增长和波动的影响，从而巧妙地解决了上文述及的内生性问题。Manganelli 和 Popov (2015)将 Markowitz (1952)提出的投资组合优化理论应用于经济部门间的资源优化配置，这个框架很好地将经济增长与波动之间的关系内化。我们借鉴 Manganelli 和 Popov (2015)的做法，首先基于 26 个 OECD 国家从 1970 年到 2010 年的分部门数据，在给定长期劳动生产率增长水平下，通过最小化长期经济波动率，建

立起各国部门间劳动力最优基准配置，也就是说，各国各部门劳动力最优份额取决于各部门劳动生产率、劳动生产增长率、劳动生产波动率以及其与其他部门波动率的相关性。然后我们利用各国各部门实际劳动力份额的数据，衡量出其与最优劳动力份额配置之间的差距。最后我们估计了资本账户开放对劳动力实际部门配置向最优配置收敛速度的影响。

如图一所示，OECD 国家实际劳动力部门配置与最优配置之间的差距与资本账户开放程度呈负相关，这意味着资本账户自由化可能对上述收敛过程具有积极的促进作用。本文后续的计量分析进一步证实，资本账户开放能够加快实际劳动力配置向最优的基准配置收敛的速度，且这一结果很好地通过了内生性与稳健性检验。本文通过进一步分析还发现，资本账户开放的这种影响效应主要通过融资渠道实现，特别是那些由外部融资依赖性强的公司或中小成长型公司组成的部门获得资金的分配。

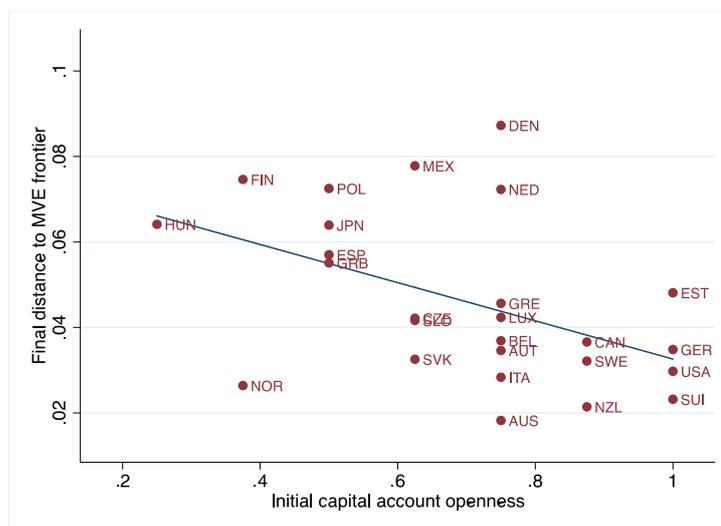


图 1 资本账户开放和与最优配置前沿的距离

注：资本账户开放指标构建方法参考 Chinn & Ito (2008)，与最优配置前沿的距离指标构建参考 Manganelli 和 Popov (2015)。

本文剩余部分结构安排如下：第二部分阐述最优部门配置的模型框架，构建基准计量模型，并对数据进行描述性分析；第三部分报告计量结果，讨论了资本账户开放的影响效应及其作用机制，并进行了稳健性检验；第四部分总结全文。

## 二、模型构建

### (一) 最优基准配置框架

借鉴 Manganelli 和 Popov (2015) 的做法，本文通过以下理论模型，构建出基准的最优劳动力部门配置组合。

假设在一个经济体中，代表性理性人选择部门劳动力份额  $l_t$  来最大化效用函数，并采用常相对风险厌恶 (CRRA) 效用函数形式：

$$\max_{\{l_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t U(C_t) = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

使得

$$C_{t+1} = Y_{t+1}(\mathbf{l}_t), \quad \forall t$$

其中,  $\beta$  为折现率,  $\gamma > 1$  为相对风险厌恶系数。  $Y_{t+1}$  为  $t+1$  时刻人均收入随机流量。

$\mathbf{l}_t = [l_{1t}, l_{2t}, \dots, l_{st}]'$  是部门间相对劳动力配置矩阵, 对于各部门  $s \in \{1, \dots, S\}$ ,  $l_{st} = \frac{L_{st}}{L_t}$ , 其

中  $L_{st}$  是  $s$  部门  $t$  时刻的总劳动力,  $L_t$  是  $t$  时刻所有部门劳动力加总。

我们定义  $Y_{t+1} = Y_t \exp\{y_{t+1}\}$ , 其中  $y_{t+1}$  是人均收入的指数增长率。假设部门劳动生产率以  $y_{s,t+1}$  的速率增长, 那么有:

$$Y_{s,t+1} = Y_{st} \exp\{y_{s,t+1}\}$$

利用约等式  $\ln X \approx X - 1$  和  $\exp\{X\} \approx X + 1$ , 增长率可以写成:

$$y_{t+1} \approx \sum_{s=1}^S \frac{Y_{st}}{Y_t} (y_{s,t+1} + 1) - 1$$

定义  $x_{s,t+1} \equiv \frac{Y_{st}}{Y_t} (y_{s,t+1} + 1)$ , 我们假设  $\mathbf{x}_{t+1} = [x_{1,t+1}, x_{2,t+1}, \dots, x_{S,t+1}]'$  服从正态分布:

$$\mathbf{x}_{t+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$$

注意到随机变量  $X$  服从正态分布,  $X \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\sigma}^2)$ , 那么根据对数正态分布的性质

$E[\exp(X)] = \exp\left(\boldsymbol{\mu} + \frac{1}{2}\boldsymbol{\sigma}^2\right)$ 。化简之后, 代表性理性人的最优化问题转化为:

$$\max_{\mathbf{l}_t} \mathbf{l}'_t \boldsymbol{\mu} - \frac{1}{2}(\boldsymbol{\gamma} - 1) \mathbf{l}'_t \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{l}_t$$

由于方差项与其系数乘积为正, 根据 Markowitz (1952) 的思想, 上式即为标准的均值方差有效性问题, 其中选择变量为各部门  $s$  的相对劳动力, 随机变量为劳动生产率的增长率。

为了避免系数对有效基准配置的影响, 我们将最优化问题转化为以下形式, 对于每个国家  $c$ ,

$$\begin{cases} \min \mathbf{l}'_{ct} \Sigma_c \mathbf{l}_{ct} \\ \text{s.t. } \mathbf{l}'_{ct} \boldsymbol{\mu}_c \geq \tilde{\mathbf{l}}'_{ct} \boldsymbol{\mu}_c \\ \mathbf{l}_{ct} \geq 0 \\ \sum_{s=1}^S l_{cst} = 1 \end{cases}$$

其中  $\mathbf{l}_{ct}$  代表国家  $c$  在  $t$  时刻的实际劳动力配置矩阵；非负约束表示在本模型中负的劳动力份额不具有经济意义。这个最优规划问题能够为我们确定宏观经济波动最小、部门间劳动力配置最优的有效点，而实际点与这个有效点之间的距离衡量了劳动力配置的效率，因为它反映了在给定经济增长水平下，一个国家可以在多大程度上通过部门之间的资源再分配减少宏观经济的波动。

假设该问题的最优解为矩阵  $\mathbf{l}_{c,t}^*$ ，而  $l_{c,s,t}^*$  为矩阵中的独立元素，那么我们可以用以下式子衡量一个国家的分配效率：

$$D_{c,s,t} = \left| l_{c,s,t}^* - \tilde{l}_{c,s,t} \right|$$

其中  $\tilde{l}_{c,s,t}$  是各部门劳动力份额实际值， $D_{c,s,t}$  是国家  $c$  部门  $s$  在  $t$  时刻的最优份额与实际份额之差的绝对值。

## （二）构建计量模型

我们利用标准收敛框架来探究资本账户开放与宏观经济增长波动之间的关系，这个框架可以帮助我们分析在一个资本账户更加开放的国家，其劳动力配置向最优配置收敛的速度是否更快。由此，我们建立以下收敛方程：

$$D_{c,s,t} = \alpha D_{c,s,t-1} + \beta D_{c,s,t-1} \cdot \text{Capital}_{c,t} + \gamma \text{Capital}_{c,t} + \delta \phi_{cs} + \eta \phi_{st} + \varepsilon_{c,s,t} \quad (1)$$

其中  $\text{Capital}_{c,t}$  是  $t$  时刻资本账户开放程度的标准度量， $D_{c,s,t}$  已在上文给出定义。我们重点关注系数  $\beta$ ，因为  $\beta < 0$  意味着资本账户越开放，经济体向最优配置收敛的速度越快。为了排除由需求或技术引起的产业发展趋向以及不同国家不同部门不随时间变化的特征带来的干扰，我们还将国家-部门固定效应与部门-年份固定效应纳入我们的计量方程之中。

## （三）指标与数据

我们的样本来自 26 个 OECD 国家从 1970 年至 2010 年的数据，并且按照国际标准行业分类法，将数据按照一级分类分为九个部门。虽然这种粗略的分类方法在一定程度上牺牲了行业多样性，但是我们采用一级分类主要出于两点考虑：第一，这种分类方法确保了不会有可忽略不计的劳动力份额出现在本文对部门最优配置的计算过程中；第二，本文采用的模型框架本身存在维数限制，即在可用样本中，样本年份数必须大于部门数，因此若我们采用二级分类法，则样本年份数会由于过短而无法满足上述维数限制，从而

导致我们的最优化问题无法求解。

另一个潜在的问题是，在我们的框架中，隐含了一个最基本的假设——劳动生产率对于部门结构是外生的（也即劳动生产率本身不受部门间再分配的影响）。因此，在求解均值方差有效分配的过程中，我们采用劳动生产率的增长率而非各部门总增加值的增长率，这主要是因为总增加值的增长率本身已经涵盖了部门间再分配。具体来说，一个劳动力从部门 A 流向部门 B 的同时会带来部门 B 的增加值的上升，因为部门 B 的劳动生产率得到了提高，这样的机制会使得高增长部门不断扩张或向有效分配前沿收敛的现象被放大，从而带来一定的偏误。相反，采用劳动生产率的增长率进行求解就能在很大程度上解决上述问题。

对于各部门相对劳动生产率与劳动生产率的增长率，我们首先采用 GDP 平减指数对各部门名义增加值进行处理得到实际增加值，然后利用来自 STAN 数据库的劳动力数据计算得到。相较于 UNIDO 数据库而言，STAN 数据库对于我们计算最优配置而言更为适合，因为前者只包括制造业各部门的数据而后者涵盖了从制造业到服务业的各类部门 (Manganelli 和 Popov, 2015)。在得到各部门相对劳动生产率水平后，我们可以进一步计算在式 (5) 中提及的  $\mathbf{x}_{t+1}$  的值，然后根据  $\mathbf{x}_{t+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$  的假设，可得式 (7) 中提及的各国的  $\boldsymbol{\mu}_c$  和  $\boldsymbol{\Sigma}$ ，至此，我们可以计算得到目标最优配置矩阵  $\mathbf{I}_{c,t}^*$ 。

为了衡量资本账户开放程度，我们采用 Quinn 和 Toyoda (2008) 提出的方法，以 0.5 为一个等级，对 Capital 变量从 0-4 进行打分，4 表示该经济体资本账户完全开放。为了方便计量，我们将其得分除以 4，从而将最大得分标准化为 1。在此以前，曾有许多学者提出过不同的资本账户开放程度度量方法，包括法律上的度量方法 (例如，Alesina et al., 1994; Chinn 和 Ito, 2006) 与事实上的度量方法 (例如，IMF, 2001)。然而，由于 0-1 虚拟变量只能考量给定的某种政府管制存在或不存在，因此法律上的度量方法不能很好捕捉到许多动态变化信息；而事实上的度量方法不仅不能有效地衡量政府政策立场，甚至在某些情况下会受到政府政策立场的干扰。与上述两类方法相比，本文采用的度量方法主要有以下两点优点：首先，本文中的度量采用更高级的方法完备地刻画出政府对于资本账户开放的政策立场，它不仅描述了某种管制手段是否存在，还进一步衡量了这些管制的力度。其次，本文中的 Capital 变量将对居民与非居民的管制区分开来，分别对应于资本流出与资本流入的管制。

表 1 统计了样本中 9 个一级部门实际劳动力份额均值和最优配置下的劳动力份额均值。在“均值-方差”有效性配置框架下的各部门最优劳动力份额各不相同，与实际份额之间的差距也参差不齐，有如部门 1 “农业、狩猎、林业和渔业”这种实际劳动力份额大于最优份额的部门，也有如部门 4 “电力、天然气和供水业”这种实际劳动力份额小于最有份额的部门。这意味着产业配置存在进一步优化的空间。

表 2 给出了样本中 26 个国家 9 个一级部门各自实际份额与最优份额之间的差距。

不同国家不同部门的实际份额与其均值方差有效性框架下的最优份额之间的差距各不相同，如波兰部门 5 的发展远未达到最优状态，而匈牙利的部门 3 已经存在过度发展。

表 3 描述了样本中 26 个国家资本账户开放程度的统计值，我们发现不同国家的资本账户开放程度差异很大，其中开放程度最高的三个国家为美国、瑞士、德国，而开放程度最低的国家为波兰、匈牙利和墨西哥。

表 4 给出了主要回归变量的描述性统计结果。

**表 1 各行业实际和 MVE 最优配置的就业份额**

ISIC 一位数部门	Actual share	MVE-implied optimal share	Corr=0	Weight=1/N
部门 1. 农业、狩猎、林业和渔业	0.081	0.017	0.027	0.111
部门 2. 采矿和采石业	0.006	0.018	0.021	0.111
部门 3. 制造业	0.196	0.161	0.154	0.111
部门 4. 电力、天然气和供水业	0.009	0.033	0.019	0.111
部门 5. 建筑业	0.076	0.074	0.125	0.111
部门 6. 批发、零售贸易、餐饮和酒店业	0.199	0.215	0.144	0.111
部门 7. 运输、储存和通讯业	0.063	0.070	0.103	0.111
部门 8. 金融、保险、房地产及商业服务业	0.110	0.110	0.106	0.111
部门 9. 社区、社会及个人服务业	0.260	0.303	0.301	0.111

数据来源：STAN 数据库，及作者估算。

**表 2 实际和 MVE 最优配置的就业份额的距离**

业 国家	行								
	部门 1	部门 2	部门 3	部门 4	部门 5	部门 6	部门 7	部门 8	部门 9
澳大利亚	0.009	0.001	-0.057	-0.006	-0.084	0.045	-0.019	0.054	0.055
奥地利	0.039	0.000	-0.059	0.005	-0.155	0.200	0.065	-0.015	-0.080
比利时	0.026	0.004	0.057	-0.020	0.060	-0.263	0.023	-0.004	0.117
加拿大	0.043	0.004	0.096	-0.067	0.050	0.065	0.023	0.085	-0.298
捷克	0.045	0.012	0.276	0.013	0.090	-0.105	-0.024	-0.065	-0.242
丹麦	0.056	0.000	-0.561	0.005	0.066	0.187	-0.009	0.001	0.254
爱沙尼亚	0.066	-0.044	0.220	-0.056	0.081	0.084	-0.291	0.079	-0.140
芬兰	0.099	0.003	0.212	0.010	0.066	-0.531	0.073	-0.213	0.282
德国	-0.099	0.004	-0.121	-0.023	0.069	0.193	0.056	0.061	-0.140

希腊	0.139	0.003	0.101	0.001	-0.112	0.123	0.000	0.037	-0.293
匈牙利	0.116	0.005	0.229	-0.086	0.064	0.162	-0.464	0.076	-0.101
意大利	0.052	0.002	0.156	-0.106	0.075	-0.040	-0.053	0.089	-0.174
日本	0.098	0.002	0.219	-0.020	0.010	0.244	0.045	-0.053	-0.544
韩国	0.197	-0.033	0.055	-0.006	-0.128	0.216	0.051	0.017	-0.369
卢森堡	-0.053	0.001	0.149	-0.080	0.106	0.026	0.043	0.095	-0.287
墨西哥	0.174	0.000	0.178	-0.007	-0.513	0.188	0.045	-0.015	-0.049
荷兰	0.041	0.001	-0.047	-0.029	0.063	-0.491	0.052	0.091	0.319

新西兰	0.006	0.003	-0.140	0.008	0.057	0.054	0.010	-0.051	0.053
挪威	0.063	0.007	-0.001	-0.037	-0.029	0.178	0.079	-0.061	-0.201
波兰	0.174	-0.005	0.209	-0.019	-0.414	0.158	-0.357	0.070	0.184
斯洛伐克共和国	0.052	-0.247	0.007	0.017	0.073	0.049	0.060	0.003	-0.013
斯洛文尼亚	-0.021	-0.169	0.017	-0.163	-0.119	0.156	0.059	0.114	0.125
西班牙	0.063	0.004	0.178	-0.004	-0.026	-0.410	-0.026	-0.032	0.254
瑞典	0.061	0.002	0.169	0.005	0.110	-0.259	-0.048	-0.043	0.002
瑞士	0.043	-0.100	0.011	-0.015	0.073	-0.100	0.004	0.114	-0.030
英国	0.021	-0.005	0.048	0.001	0.070	-0.306	-0.018	-0.089	0.277
美国	0.020	0.006	0.072	-0.006	0.056	0.165	-0.111	-0.003	-0.199

数据来源：STAN 数据库，及作者估算。

表 3 各国资本账户开放程度的描述性统计

国家	观测值					
	数	最大值	最小值	中位数	均值	标准差
澳大利亚	369	0.875	0.375	0.750	0.655	0.156
奥地利	369	0.875	0.500	0.875	0.790	0.109
比利时	369	1.000	0.750	0.875	0.869	0.120
加拿大	369	1.000	0.750	1.000	0.909	0.111
捷克	189	1.000	0.625	0.625	0.798	0.183
丹麦	369	1.000	0.750	1.000	0.890	0.124
爱沙尼亚	171	1.000	0.250	1.000	0.961	0.168

芬兰	369	1.000	0.375	0.875	0.744	0.247
德国	369	1.000	0.875	1.000	0.988	0.037
希腊	369	1.000	0.500	0.750	0.735	0.218
匈牙利	270	1.000	0.250	0.375	0.571	0.340
意大利	369	1.000	0.750	0.875	0.881	0.120
日本	369	1.000	0.500	0.625	0.720	0.189
卢森堡	369	1.000	0.750	1.000	0.878	0.125
墨西哥	369	0.750	0.375	0.625	0.607	0.065
荷兰	369	1.000	0.750	1.000	0.921	0.116
新西兰	369	1.000	0.375	0.875	0.790	0.224
挪威	369	1.000	0.375	0.875	0.735	0.255
波兰	234	0.750	0.125	0.500	0.500	0.206
斯洛伐克共和国	189	1.000	0.625	0.625	0.768	0.170
斯洛文尼亚	171	1.000	0.625	1.000	0.875	0.147
西班牙	369	1.000	0.500	0.750	0.735	0.200
瑞典	369	1.000	0.500	0.875	0.787	0.127
瑞士	369	1.000	0.875	1.000	0.985	0.041
英国	369	1.000	0.500	1.000	0.896	0.197
美国	369	1.000	0.875	1.000	0.988	0.037
合计	8604	1.000	0.125	0.875	0.810	0.208

数据来源：STAN 数据库，及作者估算。

表 4 主要回归变量的描述性统计

变量	含义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>D</i>	距离	6,390	0.1005	0.1158	0.0000	0.6698
<i>Capital</i>	资本账户开放程度	10,422	0.7843	0.2283	0.1250	1.0000
<i>Capital2</i>	资本账户开放程度	9,558	1.1763	1.3989	-1.864	2.4390
<i>Credit</i>	信贷/GDP	9,720	76.971	46.985	8.6940	272.81
<i>Trade</i>	贸易额/GDP	10,152	0.4992	0.3001	0.0746	2.3213
<i>Extenal dependence</i>	外部融资依赖度	10,824	-0.0895	0.3289	-0.4727	0.5545

<i>Young firms</i>	中小型企业比重	10,824	0.0178	0.0071	0.0061	0.0279
--------------------	---------	--------	--------	--------	--------	--------

数据来源：IMF 数据库，STAN 数据库，Quinn 和 Toyoda (2008)，Chinn 和 Ito (2006) 及作者整理。

### 三、实证分析

#### (一) 基准分析：资本账户开放与收敛速度

前已述及本文关注的重点在于资本账户开放是否能够加快资源配置向均值方差有效配置收敛的速度，因此我们在表 5 中给出式 (1) 的基准模型回归结果。其中列 (1) 为固定效应回归结果，在该回归中，考虑到某些部门固有的低波动率等属性，我们将国家-部门虚拟变量加入其中，并同时加入了部门-时间虚拟变量，以排除需求驱动或技术驱动的产业趋项带来的干扰。系数  $\beta$  的估计值显著为负，表明资本项目开放程度越高，实际点向有效前沿收敛越快，这说明了资本账户开放能够使经济体加速向均值方差有效配置收敛。该统计值在 1% 的水平上显著。列 (2) 为广义矩估计法 (GMM) 的回归结果，由于在我们的动态模型里，滞后的被解释变量出现在动态面板数据中，利用固定效应模型会造成一定的偏误，因此我们采用这种方法来纠正这种偏误 (Arellano 和 Bond, 1991)。在该方法下，系数  $\beta$  的估计值依然在 1% 的水平上显著为负。

根据表 5 的结果，我们发现资本账户开放能够加速经济向基准最优部门配置收敛，这也表明了资本账户开放能够加速现有产业结构向均值方差有效的最优产业结构转化，这种最优结构能够在给定长期劳动生产增长率的情况下，最大程度上减少经济体的波动。

从定量分析的角度来看， $D_{c,s,t-1}$  的系数估计值显示，在本文样本中，实际经济状态与均值方差有效前沿的差距每年减少约 2.28%。 $\beta$  值显示，在保持期初差距不变的情况下，资本账户开放程度的增加能够将向有效前沿收敛的速度提高 1.55%。值得注意的是，Capital 对 Distance 的总影响效应为  $\beta D_{c,s,t-1} + \gamma$ ，也就是  $-0.0111 * D_{c,s,t-1} + 0.0013$ ，这意味着当  $D_{c,s,t-1} > 0.1$  时，总影响效应为负，否则为正。这一条件说明，在实际资源配置状态与最优资源配置状态差距足够大的情况下，加速资本账户开放是有效的。

表 5 基准回归：资本账户开放与向最优产业配置收敛

变量	模型	(1)	(2)
		FE	GMM
		0.9772***	0.8447***
		(0.0039)	(0.0003)
		-0.0111***	-0.0069***

	(0.0035)	(0.0002)
	0.0013*	-0.0014***
	(0.0007)	(0.0001)
Country × industry dummies	Yes	—
Industry × year dummies	Yes	—
观测值数	5,616	5,382

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5%和 10%的显著性水平上显著。

## （二）机制分析：融资渠道还是贸易渠道？

通过上述分析，我们已经确定了在“均值-方差”有效性框架之下，资本账户开放对经济体达到最优配置状态有积极的促进作用。在这一节中我们进一步挖掘资本账户开放是通过何种作用机制或渠道来加速经济体向最优配置状态收敛的。

首先，理论上，资本账户开放可能通过融资渠道来实现资源优化配置，因为它能放开对某些高生产率部门的融资限制。Manganelli 和 Popov (2015)利用信贷与 GDP 的比值作为金融发展程度的衡量指标，发现金融发展显著地加快了产业结构向最优状态收敛的速度。我们采用相同的指标来衡量金融发展程度，通过引入资本账户开放度(Capital)与信贷与 GDP 的比值(Credit)的交叉项来验证，融资渠道是否是资本账户开放实现资源优化配置的可能途径。

如表 6 所示，交叉项  $Credit_{c,s,t} \cdot Capital$  的系数显著为负，这说明了资本账户开放的确能够通过融资渠道来实现产业优化配置，这一结果与 Manganelli 和 Popov (2015)的结论得到了相互印证。

表 6 机制分析：融资渠道

变量	模型	(1)	(2)
		FE	FE
$D_{c,s,t-1}$		0.973***	0.972***
		(0.0041)	(0.0041)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital$		-0.0118***	-0.0119***
		(0.0037)	(0.0037)
$Capital$		0.0017**	0.0038***
		(0.0008)	(0.0010)
$Credit_{c,s,t}$		5.67e-06*	4.12e-05***
		(0.0000)	(0.0000)
$Credit_{c,s,t} \cdot Capital$			-3.73e-05***

		(0.0000)
Constant	0.0003	-0.0015
	(0.00104)	(0.0012)
Country × industry dummies	Yes	Yes
Industry × year dummies	Yes	Yes
观测值数	5,319	5,319
R2	0.966	0.966
国家-部门数	234	234

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%, 5%和 10%的显著性水平上显著。

其次，理论上，贸易渠道也可能是资本账户开放促进资源优化配置的另一途径，因为资本账户开放可以提高一个国家在国际贸易中的参与度，从而实现可贸易部门与不可贸易部门之间的资源再分配。Kose (2006)指出贸易显著地削弱了宏观经济增长与波动之间的负向关系，因此贸易也可能是实现产业间再分配的一个渠道。按照普遍的做法，我们利用贸易额与 GDP 的比值 (Trade) 来衡量贸易发展程度，同样引入资本账户开放度 (Capital) 与贸易额与 GDP 的比值 (Trade) 的交叉项来验证这一渠道的作用效果。

如表 7 所示， $Trade_{c,s,t} \cdot Capital$  的系数显著为正，这表明通过贸易渠道资本账户开放不能让资源配置向最优状态收敛，反而会让资源配置偏离最优状态。这一结果可能与国际贸易与国际收支不平衡有关，而对此的讨论超出了本文的范围，因而本文不拟对此做进一步的展开，而留作专文分析探讨。下一节将专门针对融资渠道做更进一步的机制分析。

表 7 机制分析：贸易渠道

变量	模型	(1)	(2)
		FE	FE
$D_{c,s,t-1}$		0.977***	0.976***
		(0.0039)	(0.0039)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital$		-0.0108***	-0.0102***
		(0.0036)	(0.0036)
$Capital$		0.0011	-0.0005
		(0.0007)	(0.0011)
$Trade_{c,s,t}$		0.00071	-0.0027
		(0.0006)	(0.0017)
$Trade_{c,s,t} \cdot Capital$			0.0034**

		(0.0016)
常数	0.0005	0.0020*
	(0.0009)	(0.0011)
Country × industry dummies	Yes	Yes
Industry × year dummies	Yes	Yes
观测值数	5,589	5,589
R2	0.970	0.970
国家-部门数	234	234

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%, 5%和 10%的显著性水平上显著。

### （一）对融资渠道的进一步讨论

上一节的结果表明资本账户开放主要通过融资渠道而非贸易渠道来促进资源配置向最优状态收敛。本节将对融资渠道的微观作用机制做进一步的分析讨论。资本账户开放之所以能够通过融资渠道来实现资源配置状态向有效前沿靠拢，一个可能的原因是某些部门特殊的投融资属性决定其对外部融资具有较强的依赖性。设想一个部门自身对资本账户自由化具有更高的敏感性，那么资本账户开放自然更容易引导资源再分配到该部门，以使其达到均值方差有效的最优份额。经验表明，这种部门大致包含两种类型：第一种类型是部门企业多由外部资金占营业费用比例较高的公司组成 (Rajan 和 Zingales, 1998)；第二种类型是部门中中小成长型公司的占比往往较大 (e. g. Aghion et al., 2007; Acharya et al., 2011)。

因此，为了验证上述作用机制，我们进一步引入国家层面的资本账户开放程度与部门层面的外部融资依赖度的交叉项，这样一来，我们同时解决了遗漏变量偏误。这种方法最初由 Rajan 和 Zingales (1998) 提出，他们非常强调这一交叉项的重要性。他们的创新之处在于，对样本中除美国以外的任何国家，都以美国作为标准来构建外部融资依赖度的外生度量方法，这样一来，主要能达到两点效果：第一，进一步证实了资本账户开放对宏观经济增长与波动的作用效果；第二，能够说明资本账户开放与资源配置是否由一个未知因素同时决定。

对于外部资金依赖程度的度量，我们采用了 Compustat 成熟公司 (存续期超过十年) 的数据，用资本性支出与营运现金流之差再除以资本性支出的商作为外部资金依赖程度的指标。为了排除极端值带来的干扰，我们利用 1980-1990 年外部融资依赖度的中位数作为我们的参考基准。而对于中小成长型公司占比大的部门，我们通过计算年轻公司 (存续期不超过两年) 的比重进行度量，并取 1985-1995 年的均值作为参考基准。需要注意的是，由于 Compustat 仅包括上市公司的数据，我们在上述存续期中用公司上市时间代替设立时间。

我们在表8中给出了加入外部资金依赖程度与中小成长型公司占比分别与资本账户开放程度进行交叉之后的回归结果。这两个交叉项的系数分别在1%与5%的水平上显著为负。这有力地证明了外部资金依赖程度高或中小成长型公司占比大的部门在资本账户开放的影响下更快地向最优配置状态收敛，而上一节所述的融资渠道可能正是通过这种机制来实现资源优化配置。

表8 哪些部门向最优产业配置收敛的更快？

变量	模型	(1)	(2)
		External dependence	Young firms
$D_{c,s,t-1}$		0.9787*** (0.0041)	0.9781*** (0.0041)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital$		-0.0238*** (0.0046)	0.0079 (0.0084)
$Capital$		0.0019** (0.0008)	0.0013* (0.0008)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital \cdot Extenal\ dependence$		-0.0508*** (0.0107)	
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital \cdot Young\ firms$			-0.8465** (0.3441)
Country $\times$ industry dummies	Yes	Yes	Yes
Industry $\times$ year dummies	Yes	Yes	Yes
观测值数		4,992	4,992

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在1%，5%和10%的显著性水平上显著。

现在我们对均值方差有效框架下的结果与简单平均分配的结果进行比较。在前文中，我们已经提及本文的部门基准配置是基于均值方差有效性的概念提出的，它同时考虑了劳动生产增长率、波动率以及部门间的相互关系。在本节中，我们考虑另一种框架下的资源最优配置状态，也就是资源在不同部门间简单平均分配，即每个部门占  $\frac{1}{N}$ 。这种配置同时忽略了增长率、波动率与相互关系，因此我们称之为“简单平均分配”，与之相对应的实际配置与最优配置之间的差距被定义为  $D_{c,s,t} = \left| \tilde{l}_{c,s,t} - \frac{1}{N} \right|$ ，其中  $N=9$ 。表1最后一列显示了各行业在“简单平均分配”法则下的就业份额。

表9给出了简单平均分配的回归结果，从结果来看，资本账户开放不能促进资源向简单平均分配的状态收敛。这也说明了资源配置向“均值-方差”有效前沿收敛相较于于

简单平均分配状态而言具有更强的驱动力。

表 9 简单平均分配的回归结果模型

变量	(1)	(2)
	FE	GMM
$D_{c,s,t-1}$	0.7787*** (0.0055)	0.6963*** (0.0091)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital$	0.1891*** (0.0058)	-0.0140 (0.0120)
$Capital$	-0.0142*** (0.0005)	0.0032*** (0.0011)
Country $\times$ industry dummies	Yes	-
Industry $\times$ year dummies	Yes	-
观测值数	7,509	7234

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5%和 10%的显著性水平上显著。

### (三) 稳健性检验

在这一节，我们进行了包括内生性问题在内的一系列稳健性检验。

#### (1) 内生性问题

在均值方差有效性的框架之下，我们已经确认了资本账户开放与资源配置向基准最优配置状态收敛的速度之间存在正向关系，然而还有一些内生性问题没有得到解决。在第三节中，我们已经对遗漏变量偏误进行了讨论与处理，在本节中，我们进一步讨论另一种内生性问题——互为因果的解决方法。

设想一个经济体若要达到更优的产业配置状态可能需要更发达的金融部门，或者需要更多的资金密集型部门为该经济体提供更大的产出，从而导致了资本帐户自由化更高的要求。因此，我们需要确认当考虑到互为因果的问题时我们的结果是否如一。我们主要对以下两种情况进行分析讨论：第一，金融部门同时影响了基准计量方程等式的左右两边，也就是说，资本账户开放不仅影响等式右边，还会同时增加等式左边金融部门的份额。为了解决这个问题，我们在进行回归时将一位数部门“金融、保险、房地产及商业服务业”从中剔除，结果如表 10 所示，资本账户开放的影响效应依旧在 5%的水平上显著。第二，我们剔除了资本密集型部门，仅对劳动密集型部门进行回归。根据 Palacios (2011) 的报告，我们按照资本密集程度去掉了最高的 3 个部门。表 10 的结果显示系数  $\beta$  的估计值在 5%的水平上仍然显著为负，这说明了我们的结果是稳健的。与此同时，当我们分别剔除金融部门与资金密集型部门之后，资本账户开放对收敛速度的总影响程度有所下降，这反映出金融部门与资金密集型部门在资本账户开放的条件下能

以更快的速度向最优状态收敛。

表 10 克服内生性问题

模型 变量	(1)	(2)
	Financial sector excluded	Capital-intensive industries excluded
$D_{c,s,t-1}$	0.9736*** (0.0042)	0.9759*** (0.0049)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital$	-0.0094** (0.0037)	-0.0100** (0.0043)
$Capital$	0.0015* (0.0008)	0.0021** (0.0010)
Country $\times$ industry dummies	Yes	Yes
Industry $\times$ year dummies	Yes	Yes
观测值数	4,992	3,744

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5%和 10%的显著性水平上显著。

### (2) 不同的资本账户开放程度度量方法

关于资本账户开放程度的度量，除了本文采取的度量方法外，还有许多其他的度量方法，我们现在通过采用不同的度量方法来对本文结果的稳健性进行检验。在本节中，我们采用 Chinn-Ito 资本账户开放度量指标 (KAOPEN)，这个指标最初由 Chinn 和 Ito (2006) 提出，它基于 IMF 的《汇率安排和外汇管制年度报告》(AREAER) 中对跨境金融交易管制的编制而形成的两位虚拟变量，刻画了一个国家的资本账户开放程度。表 11 报告了采用该指标作为资本账户开放程度的度量指标的回归结果。如表 11 所示，系数  $\beta$  在固定效应模型和广义矩估计模型方法下均显著为负，说明本文结果在采用不同资本账户开放程度度量方法的情况下是稳健的。

表 11 稳健性检验：对资本账户开放的不同度量指标模型

变量	(1)	(2)
	FE2	GMM2
$D_{c,s,t-1}$	0.971*** (0.0029)	0.779*** (0.0001)
$D_{c,s,t-1} \cdot Capital2$	-0.0010	-0.0111***

	(0.0006)	(0.0000)
<i>Capital2</i>	0.0003***	0.00221***
	(0.0001)	(0.0000)
Constant	0.0011**	0.0188***
	(0.0005)	(0.0003)
Country × industry dummies	Yes	—
Industry × year dummies	Yes	—
观测值数	5,364	5,139
R2	0.970	
国家-部门数	225	225

说明：小括号内为稳健的标准误；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5%和 10%的显著性水平上显著。

#### 四、结论

本文利用最优产业配置的框架，重新审视了资本账户开放对经济增长与波动的影响。通过将经济增长与波动之间的权衡问题转化为一个再分配问题，很好地解决了潜在的内生性问题。本文利用 26 个 OECD 国家从 1970 年至 2010 年的数据，在给定长期劳动生产增长率条件下，通过最小化宏观经济波动率构建出每个国家的基准最优配置模型，然后对资本账户开放的效应与作用机制进行了全面的实证分析。

我们发现，资本账户开放能够稳健地促进实际配置状态向“均值-方差”有效的最优配置状态收敛。对其作用机制的进一步分析发现，资本账户开放主要通过融资渠道而非贸易渠道来实现资源优化配置，并且在资本账户开放的背景下，资源更有利于配置到外部资金依赖程度高与中小成长型公司占比大的部门。与资源在各部门间简单平均分配假设下的结果相比，资源配置向均值方差有效前沿收敛具有更强的驱动力。本文的主要结论通过了内生性检验与稳健性检验。本文核心的政策意义是，在同时考虑经济增长与波动的情况下，资本账户开放对资源在产业间的优化配置是十分有益的，尤其是在实际资源配置效率低下的条件下，这种益处愈加明显。

#### 参考文献

- [1]黄志刚，2010，《资本流动、货币政策与通货膨胀动态[A]》，《经济学（季刊）》，第9卷第4期。
- [2]李巍和张志超，2008，《不同类型资本账户开放的效应：实际汇率和经济增长波动》，《世界经济》，第10期。
- [3]熊衍飞，陆军和陈郑，2015年，《资本账户开放与宏观经济波动》，《经济学：季刊》，

第 4 期。

- [4]Acharya, V., Imbs, J., and Sturgess, J., 2011, “Finance and efficiency: do bank regulations matter?” . *Review of Finance*, Vol.15, pp: 135 - 172.
- [5]Aghion, P., Banerjee, A., and Piketty, T., 1999, “Dualism and macroeconomic volatility.” . *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, pp: 1359 - 1397.
- [6]Aghion, P., Caroli, E., and García-Peñalosa C., 1999, “Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories.” . *Journal of Economic Literature*, Vol.37, No.4, pp: 1615 - 1660.
- [7]Aghion, P., and Howitt, P., 2006, “Appropriate growth policy: a unifying framework.” . *Journal of the European Economic Association*, Vol.4, Iss.2 - 3, pp: 269 - 314.
- [8]Aghion, P., Fally, T., and Scarpetta, S., 2007, “Credit constraints as a barrier to the entry and post-entry growth of firms.” . *Economic Policy*, Vol.22, No.52, pp: 731 - 779.
- [9]Badinger H., 2001, “Output volatility and economic growth.” . *Economics Letters*, Vol.106, No.1, pp: 15 - 18.
- [10]Bekaert, G., Harvey, C., and Lundblad, C., 2002, “Growth volatility and equity market liberalization.” Working Papers. *Duke Fuqua School of Business*, pp:1 - 44
- [11]Bekaert, G., Harvey, C., and Lundblad, C., 2002, “Does Financial Liberalization Spur Growth?” Unpublished Manuscript. *Columbia University, New York*.
- [12]Bekaert, G., Harvey C., and Lundblad, C., 2004, “Does financial liberalization spur growth?” [J]. *Journal of Financial Economics*, Vol.77, No.1, pp: 3 - 55.
- [13]Bekaert, G., Harvey, C., and Lundblad, C., 2005, “Does financial liberalization spur growth?” [J]. *Journal of Financial economics*, Vol.77, pp: 3 - 55.
- [14]Caballero, R., Hammour, M., 1991, “The cleansing effect of recessions.” . *American Economic Review*, Vol.84, No.5, pp: 1350 - 1368.
- [15]Chinn, M. D., and Ito, H., 2006, “What matters for financial development? Capital Controls, Institutions, and Interactions.” . *Journal of Development Economics*, Vol.81, Iss.1, pp: 163 - 192.
- [16]Chinn, M. D., and Ito, H., 2008, “A new measure of financial openness.” . *Journal of Comparative Policy Analysis*, Vol.10, Iss.3, pp: 309 - 322.
- [17]Döpke, J., 2004, “How robust is the empirical link between business-cycle volatility and long-run growth in OECD countries?” . *International Review of Applied Economics*, Vol.1, pp: 1 - 23.
- [18]Edison, H., Levine, R., Ricci, L., and Sløk, T., 2002, “International financial

integration and economic growth.” . *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, pp: 749 - 776.

[19]Edison, H. , Klein, M. W. , Ricci, L. , and Sløk, T. , 2004, “Capital account liberalization and economic performance: survey and synthesis.” *IMF Staff Papers*, Vol. 51, No. 2, pp: 220 - 256.

[20]Edwards, S. , 2001, “Capital mobility and economic performance: are emerging economies different?” *National Bureau of Economic Research*, No. w8076.

[21]Eichengreen, B. J. , 2001, “Capital account liberalization: what do cross-country studies tell us?” .*World Bank Economic Review*, Vol. 15, No. 3, pp: 341 - 65.

[22]Imbs, J. , Tornell, A. , and westermann, F. , “Boom - bust cycles and financial liberalization.” . *Journal of International Economics*, Vol. 71, No. 2, pp: 515 - 523.

[23]International Monetary Fund (IMF) , 2002, “World economic outlook.” International Monetary Fund, Washington, DC.

[24]Hall, R. E. , 1991, “Recessions as reorganizations.” NBER Macroeconomic Annual 1991. MIT Press, Cambridge, Mass.

[25]Kalemli-Ozcan, S. , Sorensen, B. E. , and Yosha, O. , 2003, “Risk sharing and industrial specialization: regional and international evidence.” *American Economic Review*, Vol. 93, pp: 903 - 918.

[26]Kose, M. A. , and Terrones, M. E. , 2003a, “How does globalization affect the synchronization of business cycles?” *American Economic Review*, Vol. 93, No. 2, pp: 57 - 62.

[27]Kose, M. A. , Prasad, E. S. , and Terrones, M. E. , 2003b, “Financial integration and macroeconomic volatility.” *IMF Staff Papers*, Vol. 50, pp: 119 - 142.

[28]Kose, M. A. , Prasad, E. S. , and Terrones, M. E. , 2006, “How do trade and financial integration affect the relationship between growth and volatility?” .*Journal of International Economics*, Vol. 69, pp: 176 - 202.

[29]Kose, M. A. , E. S. Prasad, and M. E. Terrones, 2009, “Does financial globalization promote risk sharing?” .*Journal of Development Economics*, Vol. 89, No. 2, pp: 258 - 270.

[30]Kose, M. A. , Prasad, R. , Rogoff, K. , and Wei, S. J. , 2009, “Financial globalization: A reappraisal.” *IMF Staff Papers*, Vol. 561, pp: 8 - 62.

[31]Manganelli, S. , and Popov, A. , 2015, “Financial development, sectoral reallocation , and volatility: international evidence.” . *Journal of International Economics*, Vol. 96, No. 2, pp: 323 - 337.

- [32]Markowitz, H. , 1952, “Portfolio selection. ” . *Journal of Finance*, Vol.7, pp: 77 - 91.
- [33]Norrbin, S. C. , Yigit, F. P. , 2005, “The robustness of the link between volatility and growth of output. ” .*Review of World Economics* Vol.141, No.2, pp: 343 - 356. Quinn, D. P. , Inclan, C. , and Toyoda, A. M. , 2001, “How and where capital account liberalization leads to economic growth. ” Unpublished manuscript, Georgetown University.
- [34]Quinn, D. P. , and Toyoda, A. M. , 2008, “Does capital account liberalization lead to growth?” .*Review of Financial Studies*, Vol.21, No. 3, pp: 1403 - 1449.
- [35]Ramey, G. , and Ramey, A. M. , 1995, “Cross-country evidence on the link between volatility and growth. ” .*American Economic Review*, Vol.85, No.5, pp: 1138 - 1151.
- [36]Turnovsky S. J. , and Chattopadhyay P. , 1998, “Volatility and growth in developing economies: some numerical results and empirical evidence. ” *Journal of International Economics*, Vol.59, No.2, pp: 267 - 295.

**The Effects of Capital Account Openness on Growth and Volatility under a Framework of Optimal Industrial Portfolio**

*Gou Qin, Jiang Tianyu, Liu Xiaoguang*

*(Central University of Finance and Economic , Beijing 100081, <sup>2</sup> Renmin University of China, Beijing 100872)*

**Abstract:** We revisit the effect of capital account liberalization on economic growth and volatility under a framework of optimal industrial portfolio, which transfers the relationship between growth and volatility into a sectoral reallocation issue and addresses endogeneity concerns. By applying sectoral data of 26 OECD countries from 1970 to 2010, we construct an optimal benchmark allocation model that minimizes an economy’ s volatility for given labor productivity growth. We find robust empirical evidence that capital account openness helps fasten the convergence towards the benchmark optimal sectoral allocation. Further analysis suggests that this effect works mainly through financing channel and is more likely to reallocate investment toward sectors

consisting of firms depending more on external finance or sectors with a larger share of small and young firms. Conclusions drawn in this paper will survive endogeneity and robustness checks.

**Keywords:** Capital account openness; Growth; Volatility; Optimal industrial portfolio



信息来源：广东省新兴经济体研究会  
联系人：蔡春林  
联系电话：13928821278

---

**主送：**中共广东省委宣传部、广东省社会组织管理局、广东省社会科学界联合会、中国新兴经济体研究会、中国社会科学院世界经济与政治研究所、中国国际文化交流中心、广东工业大学

**抄送：**省委办公厅、省人大办公厅、省政府办公厅、省政协办公厅

**发：**中大、华工、暨大、华师、华农、广外、广财、广金、省社科院、省国际经贸发展中心、广东国际战略研究院、致公党广东省委经济委员会、广东省对外经济贸易大学校友会、各理事及会员

**内部发：**相关处室，广工主要领导及相关处室、院系（部、中心）

---

编审：李景睿

复审：蔡春林