

## 货币政治制度决策对中东欧国家趋同的影响\*

萨巴里·久尔吉<sup>id</sup>，沃纳克·鲍拉日<sup>id</sup>

在我们的研究中，我们研究了货币政治制度决策在11个前社会主义东欧中欧欧盟成员国在制度变革后的三十年里名义和实际趋同中的作用。借助我们的实证模型，我们估计了从根本上决定货币政策框架的四个因素（汇率制度、央行独立性、通胀目标制、欧元的引入）对通胀和实体经济增长的影响。根据我们最重要的结果，近几十年来追赶的速度在很小程度上取决于汇率制度的选择以及可能引入欧元或通胀目标制，而不是取决于央行独立性的建立。后者将通货膨胀率降低了大约5个百分点，同时导致实际GDP增长了大约2个百分点。这表明央行的独立性显著提高了货币政策的可信度和可预测性，而单个货币制度的成功很大程度上取决于此。

《经济文献杂志》（JEL）编码：C33，E42，E65，O43  
关键词：货币政策；趋同；制度；通货膨胀；经济增长

### 一，引言

我们对中欧和东欧11个前社会主义欧盟成员国（保加利亚、捷克、爱沙尼亚、克罗地亚、波兰、拉脱维亚、立陶宛、匈牙利、罗马尼亚、斯洛伐克、斯洛文尼亚）的研究考察了制度变迁后，货币政治制度决策对名义经济和实际经济追赶产生了什么样的影响。四十多年来，这些国家在苏联经济体系的基础上运作，国家主导经济并决定投资、生产、价格和贸易。市场只在经济中被允许的极小的部分中运作。社会主义国家之间基本上是相互贸易，对外贸易受到严重限制。

这一切在1990年代初突然发生了变化，这些国家重新获得了主权，并立即发现自己面临着巨大的经济困难，因为苏联和经互会市场的解体带来了GDP的萎缩，而物价自由化导致了通货膨胀的加剧。这些过程在所有受调查的国家都可以观察到，尽管程度不同。

各国公布的政策都是要尽快赶上发达国家的水平。这也是他们在恢复主权后，基于市场改革和资本主义的建立而最重要的希望和期望。各国政府必须在选择有效支持追赶的经济政治制度体系方面做出重要决策。

\*所刊文章只代表作者本人的观点，不代表匈牙利国家银行的官方主张。

萨巴里·久尔吉（Szapáry György）：匈牙利国家银行首席行长顾问，布达佩斯城市大学客座教授。电子信箱：szaparygy@mnbb.hu。

沃纳克·鲍拉日（Vonnák Balázs）：匈牙利国家银行经济顾问，布达佩斯城市大学客座教授。电子信箱：vonnakb@mnbb.hu。

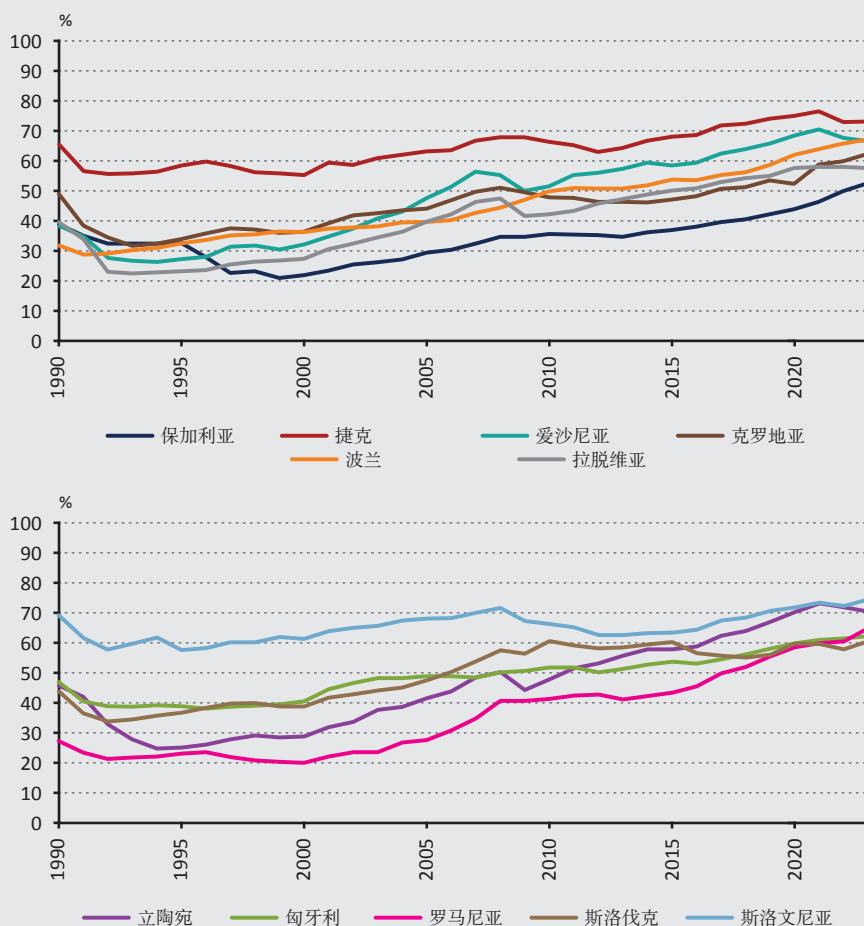
作者感谢匈牙利国家银行同事Felek Benedek、Kirtág Dorina、Nagy Olivér和Simon Zoltán在撰写本文中提供的帮助。作者感谢两位不署名的编校人员的大力协助。

本文原文发表在学术期刊《金融与经济评论》匈牙利语版2024年12月号。<https://doi.org/10.33893/FER.23.4.120>

值得注意的是, 尽管一些前社会主义国家在1980年代就已经开始了有限的市场改革, 但当时的决策者对上述机构的运作了解有限, 实践经验更少, 例如匈牙利和南斯拉夫。1990年代初, 制度决策往往是根据外部建议做出的, 例如汇率制度的选择。外部顾问通常是国际货币基金组织、世界银行和欧盟。加入欧盟的准备本身在所审查的机构决策的演变中发挥了决定性作用。

毫无疑问, 政治变革以来, 所有前社会主义国家都走上了实际和名义上的赶超之路, 这是很自然的, 因为它们的发展水平远低于西欧发达国家。与奥地利相比, 实体经济的追赶可以通过人均国内生产总值的发展来体现(图1)。

图1: 与奥地利相比人均国内生产总值的发展



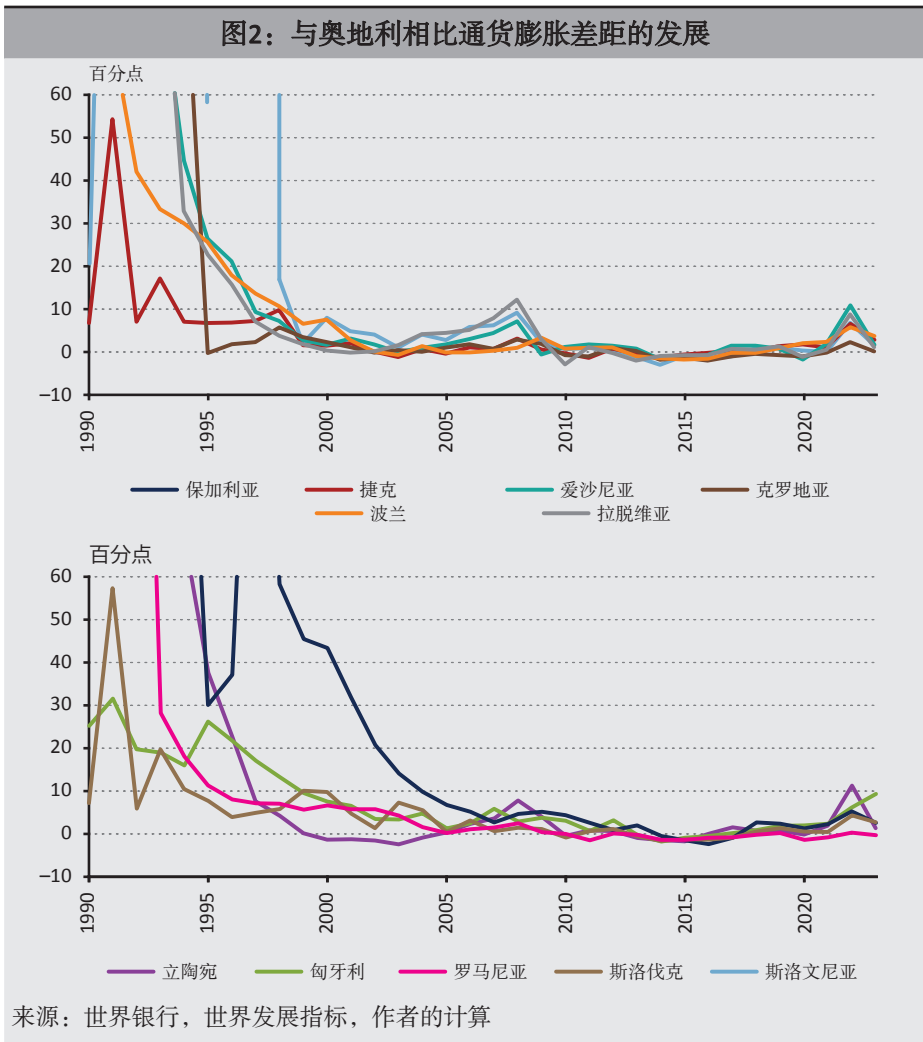
说明: 基于以美元计算的人均GDP数据

来源: 世界银行, 世界发展指标, 作者的计算

所有研究国家的GDP在政权更迭后的几年里都出现了下降，主要原因是苏联解体、出口市场丧失以及从苏联进口的石油和天然气价格上涨。几年后，随着前社会主义国家向市场经济转型，它们都开始迎头赶上，但也存在差异。斯洛文尼亚的人均GDP最高（1990年为奥地利的69%），虽然追赶速度较慢，但到2022年仍是该领域最好的国家（75%）。相比之下，罗马尼亚的追赶非常显著，1990年至2023年间，其人均GDP比奥地利从27%增长到65%。多年来，水平差异大幅下降，从42个百分点降至22个百分点，指标在60%至75%之间，保加利亚和拉脱维亚除外。

图2显示了各国通货膨胀与奥地利通货膨胀的偏差。可以看出，1990年代，受调查国家之间的通货膨胀无论是在水平还是动态方面都存在很大差异。某些国家的起步水平非常高，然后经历了快速下降。另一方面，其他国家的通胀率在削减之前就最初的水平上升到了更高的水平。除罗马尼亚

图2：与奥地利相比通货膨胀差距的发展



外，可以说到2000年代初，名义上已经或多或少地趋同，并且所考察国家之间的差距已经缩小。这一趋势在2008年全球经济危机和2022年爆发的俄乌战争后暂时中断，但到2023年11个国家中有10个国家的相对通胀指数在-0.37%至3.71%之间。

我们的研究并不是分析各个国家追赶的速度，而是分析货币政策机构的选择对增长和通货紧缩的贡献程度。这项研究的新颖之处在于，它可以为计划加入欧盟的前社会主义国家的机构选择和时机提供指导。当然，我们的成果对所有发展中国家都有启发意义。

在我们的实证分析中，我们研究了从根本上决定货币政策框架对趋同的四个因素的影响，它们是：汇率制度、央行独立性、通胀目标制和欧元的引入。我们回答了这些因素，因为它们可以与所有被研究国家必须做出的、可以衡量的制度决策联系起来。

我们的研究表明，在这些因素中，央行独立性对实际和名义追赶（换句话说，对所有国家的GDP增长和通胀下降）贡献最大。尽管如此，我们认为重要的是要指出，我们使用的方法并不能保证所表现出的牢固关系必然是因果关系，也就是说，它清楚地捕捉到了央行独立性对通胀和GDP增长的因果影响。我们对结果的解释进一步受到以下事实的影响：它还可能反映了与央行独立性加强同时发生的其他制度变革的影响，并且基本上是加入欧盟过程的一部分。

几位作者提到，多年来央行的独立性不断加强（Dincer – Eichengreen 2014；Romelli 2024）。阿勒希纳（Alesina）和萨莫斯（Summers）（1993）研究了1955年至1988年间16个国家的情况，并研究了通货膨胀和GDP增长及其波动性如何随着央行独立性的变化而变化。根据他们的研究结果，央行独立性在价格稳定中发挥着重要作用。库基尔曼（Cukierman）和他的合著者（1993）对1960年至1989年间的70个国家进行了研究，结果表明央行独立性可以降低通货膨胀，但其对经济增长的影响因国家的发达程度而异。对于欠发达国家来说，央行独立性也有助于增长，但对于发达国家来说，这种效应就消失了。作者通过以下事实来解释这一点：大多数发达国家的央行独立性水平高于欠发达国家。加里加（Garriga）和罗德里格斯（Rodriguez）（2023）对1980年至2014年间96个发展中国家进行了研究，结果表明央行独立性降低了通胀波动性。卡辛哈斯（Casinhas）（2019）很好地总结了央行独立性对通胀和增长影响的结果。

一些作者强调了央行独立性的作用。如果高通胀因为降低投资及其效率而对经济发展产生长期负面影响（De Gregorio 1996），那么独立且透明的央行在沟通中对低且稳定的通胀的承诺可能会更可信。这增加了经济参与者的可预测性和信心，从而降低了风险溢价，从而稳定了金融市场并刺激了长期投资（Alesina – Summers 1993）。如果不是在所有情况下，但总的来说，央行独立性可以使该机构免受短期政治压力，这也增加了可预测性和信任度。所有这些都助于保持低通胀和经济增长。因此，央行独立性在我们的结果中发挥着重要作用也就不足为奇了。此外，央行透明度也是一个重要因素，之前的几项研究都对此进行了考察。迪切尔（Dicer）和艾肯格林（Eichengreen）（2014）发现，在中东欧国家，除了央行独立性之外，央

行透明度也有所提高。对于我们研究的国家，透明度指数仅在研究的部分时期可用，因此我们的模型中省略了它。由于根据迪切尔（Dincer）和艾肯格林（Eichengreen）（2014）的观点，央行透明度和独立性是相关的，因此我们认为，模型中省略透明度并不会降低其解释力。

我们估计的另一个重要结果是，通胀目标制在使用该政策的国家在降低通胀方面发挥了决定性作用，这与其他研究的结果一致。米什金（Mishkin）和施密特-赫贝尔（Schmidt-Hebbel）（2007）研究了1989年至2004年通货膨胀目标制前后21个发展中国家和发达国家的货币政策和宏观经济表现，并将它们与一组非通货膨胀目标制国家进行了比较。他们发现，通胀目标制的引入降低了通胀以及通胀和增长的波动性。对于发展中国家来说，这种影响更大。阿尔斯奇（Arsić）和他的合著者（2022）研究了1997年至2019年间引入通胀目标制对宏观经济表现的影响，研究了欧洲和中亚的26个新兴国家。研究结果显示，通胀目标制的引入既降低了通胀水平和波动性，也降低了GDP的波动性，但对GDP增长没有影响。罗姆丹（Romdhane）和他的合著者（2023）对1995年至2017年间的35个发展中国家进行了研究，结果表明，通胀目标制的引入有助于保持经济增长和金融稳定。

与此同时，我们无法在引入欧元时表现出类似的效果，这被认为是由于在进入欧元区之前就已经实现了名义趋同。

关于实际增长，我们发现这两个因素（通胀目标和欧元的引入）都产生了负面影响，尽管影响并不显著。通胀目标制取得的结果似乎与普遍接受的观点相矛盾，即通胀永久性降低对潜在增长有积极影响。然而，我们认为，不值得单独研究引入通胀目标制的影响，因为在我们研究的国家中，这总是伴随着例如央行独立性的增强，并且考虑到后者，我们已经可以同时谈到显著的通货紧缩和积极的增长效应。

关于汇率制度对发展中国家通货膨胀和增长的影响，文献中存在不同的观点。一些研究发现固定汇率与低通胀和较快增长之间存在正相关关系。其他人则认为更灵活的汇率对于这两个因素更有效。文献中总是强调许多其他因素可以影响汇率制度的作用，例如政府维持特定汇率制度的承诺，或者影响一国经济的冲击可以追溯到外部或内部原因。戈什（Ghosh）等（2013）对159个国家，Ghosh等（2015）对50个新兴国家、泽夫（Zeev）（2015）对50个新兴国家进行了研究，他们得出的结论是，灵活的汇率制度比不灵活的汇率制度对增长有更积极的影响。究其原因，是由于制度灵活，经济的适应性更好，这主要表现在遇到冲击时。那些专门研究中欧和东欧国家的作者显示出完全相反的相关性，即刚性、不灵活的汇率制度比灵活的汇率制度更具优势。阿拉蒂贝尔（Arratibel）等（2011）和莫里纳（Morina）等（2020）研究了14个中东欧国家。他们认为，汇率波动会增加GDP的波动性，从而抑制增长。

我们的研究涉及一小部分国家，以及这些国家打算加入欧盟的时期，其中一些国家也加入了欧元区。我们的模型计算表明，中间汇率制度，例如区间固定和有管理的浮动，可能有助于抑制通货膨胀，但就实际经济影响而言，我们没有发现各个汇率制度存在显著差异。这与罗斯（Rose）和罗斯

(Rose) (2024) 的结论一致，根据该结论，文献发现各个汇率制度之间没有可检测到的差异。

总体而言，可以说，我们研究的国家的货币政策框架在名义趋同方面是有效的，也能够促进经济增长。在那些基本上将其战略建立在汇率政策和早期引入欧元的国家和那些将其货币政策永久建立在通货膨胀目标制基础上的国家之间，这些影响的程度没有显著差异。我们的计算清楚地表明，央行独立性对降低通胀和增加GDP有积极影响。

在本文的第二部分中，我们简要介绍了所研究国家从政权更迭至今的货币政治体制的演变。接下来，我们描述我们的经验模型（第三部分），然后（第四部分）我们在此基础上提出我们的计算，即货币政治制度决策在多大程度上促进名义和实际趋同。第五部分总结了主要结果并提出了教训。

## 二、所考察国家货币框架的演变<sup>1</sup>

下面，我们简要介绍一下我们重点考察的11个国家在政权更迭后几十年来货币框架的演变。

### 保加利亚

在转型的最初几年，保加利亚央行的货币政策重点关注货币供应量的增长率。列弗汇率没有设定明确的目标，但利率政策往往受到较大汇率波动的影响（Mihov 2002）。

除了实体经济几乎持续收缩之外，1995年还爆发了银行业危机，随后在1997年通货膨胀动态上升至恶性通货膨胀范围。作为应对危机而推出的稳定计划的一部分，货币委员会成立，其中列弗与德国马克挂钩。后来，欧元取代该品牌成为锚定货币。保加利亚于2020年进入ERM II汇率制度，保留货币局。

### 捷克

1993年捷克斯洛伐克解体后，捷克引入了捷克克朗。克朗对一篮子货币实行固定汇率，浮动幅度较小。除了汇率目标外，央行还追求货币目标（Frömmel – Schobert 2006）。1996年2月，浮动区间扩大至 $\pm 7.5\%$ 。1997年克朗汇率危机后，捷克央行停止固定汇率，转而实行自由浮动。

捷克是该地区第一个于1998年引入通胀目标制的国家。最初，所谓的净通货膨胀（从受监管的价格和间接税中过滤出来）是目标，为此宣布的目标范围每年有所不同，但有所下降。从2002年开始，央行就已经根据总体通胀率确定了下降的目标区间，从2006年开始，他们设定了3%的固定目标，从2010年开始，下降到2%。这个目标今天仍然有效。

2013年，央行达到了零利率下限，因此为了进一步刺激经济，引入了非对称汇率目标，以削弱克朗，央行维持汇率目标至2017年，当他们回到纯粹的通胀目标制时。

---

<sup>1</sup> 在撰写本部分时，除了参考研究之外，我们还参考了各个央行网站上提供的信息。

## 爱沙尼亚

1991年独立的爱沙尼亚于1992年推出了自己的货币克朗，其汇率在货币理事会的框架内与德国马克固定。1999年，锚定货币的角色被欧元取代。爱沙尼亚于2004年加入ERM II汇率制度，并于2011年加入欧元区。

### 克罗地亚

克罗地亚于1991年宣布独立，推出了自己的货币克罗地亚第纳尔。1994年采用的库纳一直是官方货币，直到2023年加入欧元区为止。克罗地亚央行始终将货币政策建立在第纳尔汇率的稳定之上，这主要得益于经济的开放性和大规模的欧元化。该制度通常被称为准货币局（Vujčić 2003），因为央行的外汇储备始终超过基础货币，而后者基本上是通过购买外汇和增加储备来增加的。但它与实际货币局的不同之处在于，没有宣布明确的汇率目标，而且库纳的汇率对任何货币都不是完全稳定的。克罗地亚自2023年起成为欧元区成员。

## 波兰

在1990年代的大部分时间里，波兰央行试图借助货币和汇率目标来抑制通货膨胀。考虑到维持外部竞争力，从1991年开始，兹罗提汇率实行滑动贬值。围绕中间价的浮动区间逐步扩大，从最初（1991年）的 $\pm 0.5\%$ 扩大到2000年汇率区间被废除之前的 $\pm 15\%$ （Jurek – Marszałek 2008）。

尽管央行自1995年以来就已经制定了公共通胀目标（Jurek – Marszałek 2008），但今天意义上的通胀目标制（其中通胀目标优先）是在1999年引入的。尽管如此，浮动汇率区间目标仍维持到2000年。到2004年，通胀目标逐渐从最初的9.5%下调至目前的2.5%。

## 拉脱维亚

拉脱维亚于1990年宣布脱离苏联独立。临时引入的卢布自1992年起与卢布平行流通，并于1993年被自己的永久货币拉特取代，拉特与国际货币基金组织结算单位特别提款权挂钩，浮动幅度为 $\pm 1\%$ 。由于利率区间较窄且央行外汇储备充足，该体系实际上相当于货币局（Staeher 2016）。2005年进入ERM II汇率系统之前，立即切换为欧元。拉脱维亚于2014年引入欧元。

## 立陶宛

1990年独立的立陶宛（与拉脱维亚类似）最初引入了一种临时货币塔龙纳斯，与卢布并行流通。1993年被立特取代，立特汇率曾一度自由浮动。然而，为了应对持续高企的通货膨胀，1994年建立了货币发行局制度，立特与美元挂钩。2002年，欧元取代美元成为锚定货币。立陶宛于2004年进入ERM II汇率制度。2015年引入欧元。

## 匈牙利

1990年代前期，匈牙利国家银行实行汇率固定制。他经常以临时的方式贬值被狭窄干预区间包围的汇率目标。货币贬值的目的是维持外部平

衡。1995年实行滑动贬值制度，福林每月预先公布的 $\pm 2.25\%$ 浮动区间贬值率由最初的 $1.9\%$ 逐步降低到2001年的 $0.2\%$ 。

在滚动贬值期间，通货膨胀率从 $30\%$ 下降到 $10\%$ ，但通货紧缩过程就此停止。因此，2001年央行首先决定将汇率浮动区间扩大至 $\pm 15\%$ ，随后引入通胀目标制。最初制定的年底目标从2001年的 $7\%$ 降低到2006年的 $3.5\%$ 。自2007年以来，一直设定了 $3\%$ 的目标。

## 罗马尼亚

1990年代前期罗马尼亚央行面临的主要挑战是通货膨胀，通货膨胀率大多达到三位数。其货币政策以货币数量和列伊汇率为目标。鉴于根据法律，价格稳定还不是首要目标，央行在反通胀努力和其他目标（例如外部平衡目标）之间进行平衡（Dragulin – Radulescu 1999）。直到本世纪后半叶，通货膨胀率才永久降至两位数水平。

2005年，罗马尼亚央行重新确定货币单位（1新罗马尼亚列伊等于10000旧罗马尼亚列伊），并引入通货膨胀目标制。最初的 $7.5\%$ 通胀目标逐渐降至2013年以来有效的 $2.5\%$ 水平。罗马尼亚央行定期干预外汇市场，防止列伊汇率过度波动。

## 斯洛伐克

在1993年推出独立货币斯洛伐克克朗之后的时期，斯洛伐克与捷克一样，维持了狭窄的汇率目标，并试图控制货币供应量的发展。1996年，克朗的浮动幅度从之前的 $\pm 0.5\%$ 扩大到 $\pm 5\%$ ，以抑制投机资本流动。1998年转向浮动汇率，但斯洛伐克央行多次对外汇市场进行双向干预。

央行2004年12月的中期货币计划通过加入ERM II并遵循在此期间的通胀目标，确定了引入欧元之前的货币政策框架。克朗于2005年11月进入欧洲汇率制度，并于2007年应斯洛伐克的要求对其平均汇率进行了一次重估。央行将2006年12月和2007年12月的通胀目标定为 $2.5\%$ 和 $2\%$ 。斯洛伐克于2009年1月引入欧元，其汇率高于ERM II的中间汇率。

## 斯洛文尼亚

斯洛文尼亚于1991年成为独立国家，成立了央行并推出了自己的货币托拉尔，其汇率在1992年期间自由浮动。从1993年开始，央行试图通过遵循货币目标来降低通货膨胀。此外，它还定期干预外汇市场，以减少汇率波动。1995年，引入资本限制，使货币目标和（隐性）汇率目标在一定程度上保持独立。这一时期，汇率成为与货币数量相等的中间目标（Capriolo – Lavrač 2003）。

到2000年代初，货币战略已将引入欧元作为优先事项。2001年完全取消了资本限制，采取了纯粹以汇率为基础的货币政策，其首要目标是实现价格稳定（Capriolo – Lavrač 2003）。加入欧盟后不到两个月，斯洛文尼亚就进入了ERM II汇率制度，随后作为东欧和中欧第一个前社会主义国家于2007年引入了欧元。

### 三、制度决策影响的实证模型

在我们的实证研究中，我们试图量化货币政策策略对名义和实际趋同的影响。为此，我们估计了面板数据的线性回归模型。我们的回归模型的因变量是年平均通货膨胀率和实际GDP年增长率。估算期从1990年延伸至2019年，但估算中包含的所有变量的数据可用年份因国家而异。使用固定效应模型来估计系数。年通货膨胀率超过100%的观测值被从估计中省略。

除了研究中考察的11个国家外，我们的小组数据库还包括阿尔巴尼亚、波斯尼亚和黑塞哥维那、摩尔多瓦、北马其顿和乌克兰的数据。原因是，虽然我们的研究重点是该地区已经加入欧盟的国家，但其他五个提到的国家也致力于作为前社会主义集团的前一部分，实现尽可能紧密的欧洲一体化，这是一个重要因素其中是实际趋同和名义趋同。因此，我们认为，将它们纳入估计中可以增加有用观察的数量，而不会显著增加异质性，因此我们可以更准确地估计所需的效果。

我们用几个可测量的变量来捕捉所实施的货币策略，我们在后面将其称为制度变量。这些是汇率制度的灵活性、通货膨胀目标制的引入、欧元的引入以及央行的独立性。

关于汇率制度，我们测试了两个指标：一是伊尔泽茨基（Ilzetzi）等（2019）的事实上的分类（以下简称IRR），二是哈姆斯（Harms）和克纳泽（Knaze）（2021b）为此建立的所谓有效汇率制度变量（以下简称HK）。我们选择这些数据库，一方面是因为它们涵盖了我們研究的大部分国家和时期，另一方面，它们是事实上的分类，即它们没有考虑央行宣布的制度/政府，而是汇率的实际行为。

第一步，伊尔泽茨基（Ilzetzi）和他的合著者（2019）定义了参考货币或一篮子货币，所研究国家的汇率相对稳定。第二步，根据汇率相对参考货币或篮子的波动性，将汇率分为以下几类：（1）货币局，固定幅度最大为 $\pm 2\%$ ；（2）浮动汇率制度，最大浮动幅度为 $\pm 2\%$ ；（3）浮动汇率制度，浮动幅度较大，有控制的浮动；（4）自由浮动<sup>2</sup>。

伊尔泽茨基（Ilzetzi）等（2019）的月度频率数据通过将出现次数最多的月份分配给每年来转换为年度数据。该指数的特殊之处在于，官方长期实行汇率自由浮动的波兰汇率制度和2014年之前捷克共和国的汇率制度均被归类为受控浮动（第3类），并且在我们的研究中仅样本阿尔巴尼亚列克汇率在1994年和1995年被纳入自由浮动类别（4类）。

哈姆斯（Harms）和克纳泽（Knaze）（2021b）认为，汇率相对于参考货币的稳定性只能在有限的范围内确定，因为国家通常与许多其他国家进行对外贸易。为此，伊尔泽茨基（Ilzetzi）等（2019）构建了有效汇率制度指数。对哈姆斯—克纳泽（Harms – Knaze）（2021a）产生的双边制度进行加权的方法，其中权重由双边贸易额在特定国家对外贸易总额中的份额确定。鉴于该指标可能更准确地反映了汇率事实上的稳定性，我们也使用它进行了估计。哈姆斯—克纳泽（Harms – Knaze）（2021b）指数可以被视为一个连续变量，具有一组从1到4的潜在值。

<sup>2</sup> 在我们的样本期内，还存在另外两类，即所谓的自由落体汇率，以及官方汇率不能反映市场状况，但实际市场（“黑色”）汇率情况则未知。我们在估计中忽略了这些观察结果。

值得注意的是，除了汇率的实际（事实上的）灵活性之外，所宣布的即法律上的制度本身也可以产生宏观经济效应。戈什（Ghosh）和他的合著者（2014）表明，对稳定汇率的明确承诺有助于稳定通胀预期。哈姆斯（Harms）和克纳泽（Knaze）与事实上的汇率制度类似，也计算了有效的权利指数，为此他们使用了国际货币基金组织的“外汇安排和外汇限制年度报告”分类。然而，该数据库仅适用于2000年代，并且由于1990年代在我们的分析中非常重要，因此我们仅使用事实指数。

除了汇率政策之外，我们还对引入通胀目标制是否对名义和实际趋同产生明显影响感兴趣。我们用一个虚拟变量来捕捉这一点，当某个国家正式实行通胀目标制的那一年，该变量的值为1，否则为0。同样，当一个国家正式成为欧元区一部分时，我们使用虚拟变量来捕获政权更迭<sup>3</sup>。

制度体系的发展通过衡量央行独立性的罗梅利（Romelli）（2022）指数来近似。该指数根据42项标准考察央行的制度背景和法律授权，可分为6个维度：（1）央行行长和决策机构，（2）货币政策和可能冲突的解决，（3）货币政策的目标，（4）向政府贷款的限制，（5）金融独立性和（6）报告义务。我们选择这个指数的原因是，除了基于以前广泛使用的指数之外，它在1990年代初之前一直适用于我们样本中的大多数国家。

除了我们研究的重点制度变量之外，我们还尝试使用文献中经常使用的一些控制变量来提高估计的准确性并尽量减少内生性偏差。它们是：货币增长率、对外贸易开放度、金融开放度、经常账户余额相对于GDP的比率、预算余额相对于GDP的比率、公共债务相对于GDP的比率、机构质量<sup>4</sup>、欧元区的通货膨胀和GDP增长以及一年期经济增长。人均GDP的滞后对数（按购买力平价计算）。此外，在为通货膨胀规定的模型中，还包括了给定国家的同步GDP增长，在为GDP规定的模型中，还包括了给定国家的同步通货膨胀<sup>5</sup>。

如果通货膨胀与GDP以及制度变量之间存在相反的关系，或者如果第三个变量对所有变量都有影响，则估计结果可能会失真。我们试图通过在影响通货膨胀和GDP的控制变量以及制度变量中包含尽可能多的变量来最小化后者的风险。潜在变量的选择基于文献（例如，金融开放度可以影响汇率制度——耶亚提（Yeyati）等（2010）；外贸开放度和经常账户平衡可以影响通胀目标制的引入——阿尔斯奇（Arsić）等（2022））。此外，我们还估计了有效汇率制度变量、央行独立性指数和通胀目标虚拟变量的回归模型，其中通胀和滞后的GDP增长是解释变量。后面的变量对任何模型中的制度变量都没有显著影响<sup>6</sup>。广泛的控制变量和辅助回归的结果为我们的估计结果不包含内生性偏差提供了更大的确定性。

<sup>3</sup> 引入欧元和通胀目标的日期可以在我们介绍各个国家货币制度的章节中找到。唯一的例外是斯洛伐克，因为我们忽略了ERM II中使用的通胀目标，因为我们认为他们的通胀目标在此期间并未成为主要的名义锚——ERM II系统和即将推出的欧元可能会通过汇率成为真正的名义锚。

<sup>4</sup> 由世界银行的全球治理指标捕获（Kaufmann – Kraay 2024）。我们使用六个分项指标的算术平均值。

<sup>5</sup> 数据的具体描述可见附录A，其主要统计数据见附录B（表3）。由于央行独立性指数被证明是一个关键变量，因此其在11个研究国家中的演变也显示在图中的同一位置（图5）。

<sup>6</sup> 估算结果见附录C。

表1：制度变量对年平均通胀的影响

	(1)	(2)
通胀目标制	-4.01* (1.97)	-2.97** (1.16)
Euro	-0.461 (0.91)	0.330 (0.495)
央行独立性	-2.80 (7.03)	-14.2*** (3.84)
汇率制度：IRR#2	0.176 (1.56)	
IRR#3	-0.138 (1.71)	
HK		-11.8* (6.71)
HK <sup>2</sup>		2.4 (1.49)
货币量增长	0.098* (0.052)	0.062** (0.027)
开放	-1.55 (2.75)	0.20 (3.41)
金融开放	-0.45 (0.875)	0.555 (0.489)
收支平衡表	-0.087* (0.047)	-0.133** (0.055)
GDP增长	-0.383** (0.155)	-0.357** (0.148)
预算平衡	0.177 (0.12)	0.198* (0.1020)
公共债务	0.023 (0.026)	0.025 (0.028)
WGI指数	4.57 (3.51)	5.579 (3.346)
欧元区通胀膨胀	1.25*** (0.289)	1.36*** (0.212)
欧元区GDP增长	0.368 (0.282)	0.228 (0.246)
人均GDP滞后	-4.98 (3.59)	-7.89 (3.59)
观察数量	303	294

说明：括号中是按国家/地区分类的稳健标准误差。\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性为10%、5%和1%的系数。IRR#2和IRR#3是虚拟变量，当给定的观察结果可以根据伊尔泽茨基（Ilzetki）等（2019）的分类被分类为汇率制度2或3时，其值为1。这些变量的系数显示了与制度1（硬钉住）相比通货膨胀率高出多少。

首先，我们考察制度变量对通货膨胀的影响。表1第一列显示了使用伊尔泽茨基（Ilzetzi）等（2019）的汇率分类（IRR）的模型结果。据估计，通货膨胀目标制的引入在统计上显著降低了通货膨胀率。4.01的系数是哈姆斯（Harms）和克纳泽（Knaze）（2021b：表A8，第3项）针对更广泛的国家样本测量的两倍多。欧元的推出使通货膨胀降低了近半个百分点，但这一结果在统计上并不显著。增加央行的独立性也会降低通货膨胀，但这一估计也并不显著。同样，汇率制度的虚拟变量（IRR）系数也不显著。

表1的第二列包含模型的结果，其中包含哈姆斯（Harms）和克纳泽（Knaze）（2021b）的有效汇率制度变量（HK）。考虑到增加汇率灵活性与通货膨胀之间可能存在非线性效应，我们在回归中也使用了变量的平方。该估计仍然显示通胀目标对经济和统计产生显著的负面影响。引入欧元的估计系数在统计上并不显著。

在此模型中，央行独立性的影响要强得多，即使在1%的置信水平下也很显著。为了解释所获得的接近-14.2的系数，值得考虑样本内变量的范围。我们用于估计的样本中该指数的最低值为0.42，最高值为0.91。将央行的独立性从0.42提高到0.91可以使通胀降低约7个百分点，是引入通胀目标制的估计效果的两倍多。如果我们考察该指数变化对各个国家的影响，就会发现央行独立性的增强对审查期间的通货紧缩贡献了1-5个百分点。

根据HK和HK2成员的估计系数，可以计算出如果汇率制度的灵活性从假设的<sup>7</sup>完全固定汇率（HK=1）提高到4（自由浮动），每年的通货膨胀会发生多大的变化？。基于此，我们发现灵活性的增加具有反通胀效应，但以非线性方式：在中间情况下最大（对于2-3之间的值超过5个百分点），但它当我们走向自由浮动系统时，它会减小（对于HK=4的值，它仅为0.6）。这是因为二次规格允许指数和通货膨胀之间的影响呈U形。值得注意的是，在我们研究的11个国家和时期中，香港指数的价值通常在1.5至3.5之间，即从通货紧缩的角度来看最有利的范围。尽管这些值与IRR指数并不明显对应，但对于窄带固定，2左右的值更有效，对于受控浮动，3左右的值更有效。

正如从表1中可以看出，利用哈姆斯（Harms）和克纳泽（Knaze）（2021b）的有效汇率制度变量，我们在制度变量影响下得到的结果比伊尔泽茨基（Ilzetzi）及其合著者（2019）的分类更具特征性，并且在这里，汇率制度本身被证明是一个更重要的因素。然而，后者在文献中被广泛使用，因此我们认为展示这两个指数获得的回归结果很重要。

---

<sup>7</sup> 这是假设的，因为如果一个国家相对于所有贸易伙伴都固定汇率，那么该国的价值只能为1。这只有在贸易伙伴也相互固定汇率的情况下才能实现，虽然其实际相关性可以忽略不计，但同时可以作为参考点。

表2：制度变量对年度实际GDP增长的影响

	(1)	(2)
通胀目标制	-0.245 (0.977)	-0.102 (0.86)
Euro	-0.566 (0.424)	-0.306 (0.467)
央行独立性	8.01*** (1.62)	4.79** (1.85)
汇率制度：IRR#2	0.426 (0.591)	
IRR#3	-0.247 (0.98)	
HK		-0.60 (3.39)
HK <sup>2</sup>		0.231 (0.730)
货币量增长	0.044 (0.03)	0.033 (0.027)
开放	4.8** (1.87)	5.05** (2.13)
金融开放	-0.112 (0.335)	0.096 (0.352)
收支平衡表	-0.042 (0.076)	-0.05 (0.070)
通货膨胀	-0.147*** (0.044)	-0.192*** (0.049)
预算平衡	0.285*** (0.09)	0.313*** (0.098)
公共债务	-0.066*** (0.010)	-0.055*** (0.02)
WGI指数	3.1** (1.128)	3.71** (1.672)
欧元区通货膨胀	0.537 (0.316)	0.559* (0.31)
欧元区GDP增长	0.924*** (0.119)	0.93*** (0.130)
人均GDP滞后	-6.71*** (2.30)	-7.89*** (2.31)
观察数量	303	294

说明：括号中是按国家/地区分类的稳健标准误差。\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性为10%、5%和1%的系数。IRR#2和IRR#3是虚拟变量，当给定的观察结果可以根据伊尔泽茨基（Ilzetki）等（2019）的分类被分类为汇率制度2或3时，其值为1。这些变量的系数显示了与制度1（硬挂钩）相比GDP增长高出多少。

在解释年度GDP的回归模型中，制度变量与通货膨胀模型中的相同。控制变量也相同，只是我们使用通货膨胀而不是同步GDP增长。

根据表1中显示的结果，通胀目标制和欧元的引入都减缓了经济增长，但幅度很小，而且没有一个系数具有统计显著性。另一方面，增强央行独立性对GDP增长做出积极贡献。仅在两个估计模型中，将指数增加0.5（大致是我们样本中最高值和最低值之间的差异）就分别意味着增加4个百分点和2.4个百分点，这是一个如此高的值，需要解释。

一方面，应该考虑到，由于几乎所有研究国家的独立性都按照趋势增长，因此该系数还可以吸收影响共同趋势增长的其他影响。也许其中最重要的是机构质量的总体改善（主要与加入欧盟有关），我们试图通过WGI指数来控制这一点，然而即便如此，我们也不能完全确定我们会过滤掉所有独立于货币政策框架的相关因素。

另一方面，央行独立性的增强与货币制度的发展也值得解读。通货膨胀目标制的引入，或者更确切地说，欧元的引入，以改善制度环境和建立央行的独立性为前提。因此，这些因素的影响只能放在一起才能正确解释。例如，匈牙利国家银行于2001年引入了通货膨胀目标制，并于同年修订了《央行法》以支持这一目标，使罗梅利独立指数提高了0.24。根据所提出的系数计算，这两个步骤对年度GDP增长的综合影响为1-1.7，这为货币框架发展的影响提供了更加现实的画面。

最后，估计的强效应的原因也可能是模型规范问题，例如横截面依赖性，这似乎是显而易见的，因为被检查国家的经济在许多方面表现出相似性，以及某些我们没有考虑的因素控制，可能会导致被认为是特殊的冲击的强烈联动。在附录D中，我们提出了主要回归模型的横截面相关性检验，基于此检验，此类规范问题很可能不会显著偏差估计系数。

在任何模型中，汇率制度的估计影响都不显著。当然，这并不意味着汇率的变化对GDP没有影响。我们的估计基本上捕捉到了该制度的长期影响，也就是说，我们没有发现显著影响的事实意味着，与完全汇率固定相比，更灵活的制度并没有明显导致更快或更慢的实际趋同1990年至2019年期间。这与罗斯-罗斯（Rose - Rose）（2024）的发现相吻合。

#### 四，货币政策机构对趋同的贡献

下面，借助上述估计的系数，我们将量化我们研究重点的11个国家的货币政策战略在多大程度上促进了名义和实际趋同。这些贡献是根据对年度通货膨胀率的（负）贡献和对实际GDP年度增长率的（正）贡献来定义的。选择汇率灵活性、增强央行独立性、通胀目标制或可能引入欧元都是货币战略的一部分。

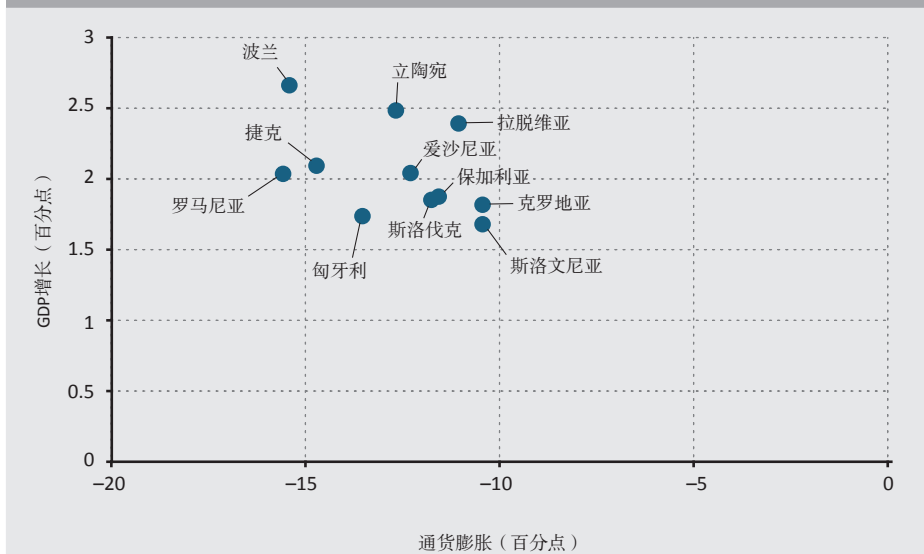
贡献是针对1997年至2019年期间计算的，因为除一国外，所有国家都可以获得必要的数据库。就罗马尼亚而言，我们只能进行2003年至2019年期间的计算。

在计算中，我们仅使用包含有效汇率弹性（HK）的模型，因为伊尔泽茨基（Ilzetzki）等（2019）分类（IRR），我们不太能够识别制度选择的影

响。为了简单起见，我们计算直接贡献，即每年计算汇率弹性指数、央行独立性指数、通胀目标制和欧元引入虚拟值的具体值与实际值的偏差有多大。参考值直接改变了目标变量，即通货膨胀率和GDP增长速度。间接影响被忽略。这是因为，虽然在某些情况下这相对容易做到（例如，货币策略对GDP的影响也可以出现在通货膨胀方程中，或者可以通过人均GDP产生滞后效应），但在其他情况下为此，需要更复杂的模型（例如，货币策略也可能影响经济开放度，但我们对此没有估计）。

我们的参考值如下：HK=1表示汇率灵活性，0.42表示央行独立性（这是我们整个样本中发现的最小值），0表示两个虚拟变量。因此，我们的计算将显示特定国家通过在汇率政策中表现出一定程度的灵活性、加强央行的独立性以及引入通胀目标制或欧元，在实际和名义趋同方面获得了多少收益。因此，假设的参考国一直采用完全刚性的汇率制度，将央行的独立性保持在较低水平，并且没有引入欧元或通胀目标制。

图3：1997–2019年所选货币策略对实际增长和通胀的年平均贡献



说明：以罗马尼亚为例，计算时间为2003–2019年

图3显示了货币制度和制度发展对通货膨胀和GDP增长的年平均影响。基本上可以区分两组国家。第一组由严重依赖通胀目标制来实现价格稳定（即实现名义趋同）的国家组成（捷克共和国、波兰、匈牙利、罗马尼亚）。这些国家或多或少的特点是采用了一种更加深思熟虑的观望策略，并且至今仍在使用。在他们的案例中，可以量化大约15个百分点的显著通货紧缩效应和1.7–2.7%的增长效应。

相比之下，其他7个国家（保加利亚、爱沙尼亚、克罗地亚、拉脱维亚、立陶宛、斯洛伐克和斯洛文尼亚）明确将其战略建立在尽快引入欧元的

基础上，并且在引入之前，他们通常专注于固定汇率或货币框架的强有力管理。在他们的案例中，估计的通货紧缩效应较小，但仍然很显著（10-13个百分点）。增长效应——与其他组相似——分散在1.7%到2.5%之间。

比较增长盈余和通货紧缩效应可以看出，等到欧元推出并引入通胀目标制的策略使得名义趋同速度有所加快，而实际趋同程度没有显著差异。基于所有这些，并不能说任何策略显然更有利。

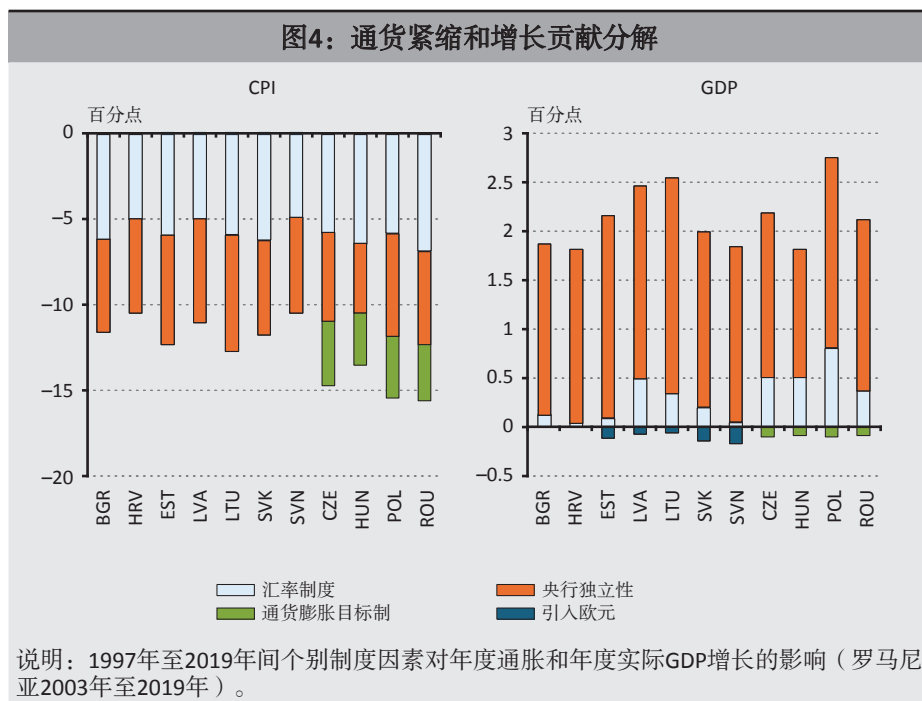


图4显示了各个因素对增长和通货紧缩贡献的分解。汇率制度的或多或少的灵活性、通胀目标以及央行独立性的增强对通胀的大幅降低起到了决定性作用。事实证明，欧元的引入本身不再具有抑制通货膨胀的作用。

从GDP效应的因素来看，央行独立性的积极作用较为突出，尽管从回归结果来看这并不完全出乎意料。我们的分解表明，虽然通胀目标制和欧元的引入往往会抑制实际趋同，但汇率制度的灵活性产生了积极影响，但这些影响在统计上并不显著，与央行独立性的贡献相比相形见绌。

正如我们之前提到的，孤立地看待货币框架改革的各个要素可能没有意义。无论是为了有效发挥通胀目标制的作用，还是为了引入欧元，都必须建立适当的制度和法律环境，为货币政策的可信度奠定基础。选择基于快速引入欧元和通胀目标制战略的国家也采取了类似的措施。因此，可以说，所选择的货币策略能够确保名义上的快速趋同，从而对实际趋同的影响也是积极的。央行独立性的增强在这方面发挥了重要作用，因为它可以增强所选货币制度的可信度和可预测性，最终降低通货紧缩的实际经济成本。这与施培

德（Spéder）和沃纳克（Vonnák）（2023）的结果一致，他们在研究重大通胀冲击的后果时发现，在央行独立性指数较高的国家，通货紧缩阶段更加轻松。

当然，我们的研究并不是为了评估货币政治制度决策的所有相关后果。我们的分析仅限于量化最准确的货币机构决策的增长和通胀影响。这些决定还可能产生许多与各个社会福祉相关的后果。同样重要的是要强调，我们没有评估相关央行的货币政策——尽管从增长和通胀的角度来看它可能至少同样重要——而是评估了框架选择对趋同的贡献。

## 五，总结

在我们的研究中，我们考察了1990年后几十年里11个前社会主义东欧和中欧欧盟成员国名义上和实际上的趋同。我们主要寻找货币政策战略和制度决策在多大程度上促进经济增长和实现物价稳定这一问题的答案。所选战略的特点是汇率制度的灵活性、可能采用通胀目标制、可能引入欧元以及加强央行独立性。

所考察的国家出现了两种战略。第一个目标是快速引入欧元，在引入之前，它试图通过固定或更严格管理的汇率来确保价格稳定。该组包括波罗的海国家、斯洛文尼亚、斯洛伐克、克罗地亚和保加利亚。另一方面，另一组——包括捷克、波兰、匈牙利和罗马尼亚——的特点是对欧元的推出持更多观望态度，通过跟踪通胀目标来确保名义锚。

我们的回归模型估计结果表明，所考察国家的制度体系发展对名义和实际趋同的贡献最大。在我们的模型中，我们利用央行独立性来捕捉这一因素。1997年至2019年间，受调查国家增强央行独立性通常对通货紧缩贡献超过5个百分点，并使实际GDP平均增长约2个百分点。这并不奇怪，因为独立央行在对抗通胀方面的承诺更加可信，这会增加信心和可预测性，从而促进实际增长。所有所考察的国家都以加入欧盟为目标，并建立欧盟所要求的制度体系，其中之一就是确保央行的独立性。

实施通胀目标制的国家将年通胀率提高了3-4个百分点。

汇率制度的选择可能有助于抑制通胀，但我们并没有像央行独立或通胀目标制那样取得如此惊人的成果。根据我们的估计结果，通货紧缩在中间汇率制度下最为有效，例如区间固定和有管理的浮动。关于对经济增长的影响，我们没有发现所采用的汇率制度之间存在任何重大差异。这里我们可以再次引用罗斯—罗斯（Rose – Rose）（2024）的说法，即文献没有发现各个汇率制度之间存在明显差异。

欧元的引入本身在所考察的国家和时期并没有明显的反通胀效应，而且对实际趋同仅产生了边际负面影响。然而，这并不意味着基于尽早引入的战略无法有效实现价格稳定和GDP增长，因为与通胀目标制类似，引入的先决条件之一是建立央行独立性，我们能够证明我们在这一领域的重大影响。另一方面，名义上的趋同是欧元引入的先决条件，因此已经加入的国家在引入之前就已经实现了价格稳定。

过去30年来, 货币政策框架的发展不仅支持了中东欧欧盟成员国名义上的趋同, 也支持了实际的趋同。在走这两条道路的国家中, 在那些以最早引入欧元为战略基础的国家中, 货币制度的选择和央行独立性的建立对实现价格稳定的贡献程度较小——尽管总体上显著——与那些不太急于引入欧元和追求通胀目标的国家相比。然而, 总的来说, 不能说任何(事后)策略都会更有利。

我们的研究给那些打算加入欧盟的国家带来的教训是, 通胀目标制和加强央行的独立性有助于迎头赶上。同时, 与文献类似, 我们没有发现汇率制度对追赶的影响存在任何显著差异。汇率制度的选择必须考虑到该国的经济特征, 特别是对外贸易的重要性、资本市场的开放程度、外币债务存量、经济的竞争力和财政状况的可预测性。

## 参考文献

- Alesina, A. – Summers, L.H. (1993): *Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence*. (《央行独立性与宏观经济表现: 一些比较证据》) *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(2): 151–162. <https://doi.org/10.2307/2077833>
- Arratibel, O. – Furceri, D. – Marin, R. – Zdzienicka, A. (2011): *The Effect of Nominal Exchange Rate Volatility on Real Macroeconomic Performance in the CEE Countries*. (《名义汇率波动对中东欧国家实际宏观经济表现的影响》) *Economic Systems*, 35(2): 261–277. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.05.003>
- Arsić, M. – Mladenović, Z. – Nojković, A. (2022): *Macroeconomic Performance of Inflation Targeting in European and Asian Emerging Economies*. (《欧洲和亚洲新兴经济体通胀目标的宏观经济表现》) *Journal of Policy Modeling*, 44(3): 675–700. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2022.06.002>
- Capriolo, G. – Lavrač, V. (2003): *Monetary and Exchange Rate Policy in Slovenia*. (《斯洛文尼亚的货币和汇率政策》) *Ezoneplus Working Paper No. 17G: Regional Input on Monetary and Fiscal Policies Supplement to Working Paper No. 17*. Free University Berlin, Jean Monnet Centre of Excellence. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/31944/1/480746710.pdf>
- Casinhas, L.M.C. (2019): *Central Bank Independence and Economic Growth*. (《央行独立性与经济增长》) MSc Dissertation. ISCTE Business School, Economics Department, University of Lisbon. [https://repositorio.iscte-iul.pt/bitstream/10071/18974/4/master\\_luis\\_clemente\\_casinhas.pdf](https://repositorio.iscte-iul.pt/bitstream/10071/18974/4/master_luis_clemente_casinhas.pdf)
- Chinn, M.D. – Ito, H. (2006): *What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions*. (《对金融发展来说什么最重要? 资本控制、机构与相互作用》) *Journal of Development Economics*, 81(1): 163–192. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.05.010>

- Cukierman, A. – Kalaitzidakis, P. – Summers, L.H. – Webb, S.B. (1993): *Central Bank Independence, Growth, Investment, and Real Rates*. (《央行独立性、增长、投资和实际利率》) Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39: 95–140. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90005-H](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90005-H)
- De Gregorio, J. (1996): *Inflation, Growth, and Central Banks: Theory and Evidence*. (《通货膨胀、增长和央行：理论与证据》) Policy Research Working Paper No. 1575, World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/191111468765871182/Inflation-growth-and-central-banks-theory-and-evidence>
- Dincer, N.N. – Eichengreen, B. (2014): *Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures*. (《央行透明度和独立性：更新和新措施》) International Journal of Central Banking, 10(1): 189–259. <https://www.ijcb.org/journal/ijcb14q1a6.htm>
- Dragulin, I. – Radulescu, E. (1999): *Monetary Policy in Romania: Challenges and Options*. (《罗马尼亚的货币政策：挑战和选择》) Working Paper No. 15, Romanian Center for Economic Policies. <http://pdc.ceu.hu/archive/00001046/01/6.pdf>
- Fan, J. – Liao, Y. – Yao, J. (2015): *Power Enhancement in High-Dimensional Cross-Section Tests*. (《高维横截面测试中的功率增强》) Econometrica 83(4): 1497–1541. <https://doi.org/10.3982/ECTA12749>
- Frömmel, M. – Schobert, F. (2006): *Exchange Rate Regimes in Central and Eastern European Countries: Deeds vs. Words*. (《中东欧国家汇率制度：行动与言论》) Journal of Comparative Economics, 34(3): 467–483. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2006.05.002>
- Garriga, A.C. – Rodriguez, C.M. (2023): *Central Bank Independence and Inflation Volatility in Developing Countries*. (《发展中国家央行独立性和通货膨胀波动》) Economic Analysis and Policy, 78: 1320–1341. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.05.008>
- Ghosh, A.R. – Ostry, J.D. – Qureshi, M. (2015): *Exchange Rate Management and Crisis Susceptibility: A Reassessment*. (《汇率管理和危机敏感性：重新评估》) IMF Economic Review, 63(1): 238–276. <https://doi.org/10.1057/imfer.2014.29>
- Ghosh, A.R. – Qureshi, M.S. – Tsangarides, C.G. (2013): *Is the Exchange Rate Regime Really Irrelevant for External Adjustments?* (《汇率制度对于外部调整真的无关吗?》) Economic Letters, 118(1): 104–109. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.09.010>
- Ghosh, A.R. – Qureshi, M.S. – Tsangarides, C.G. (2014): *On the Value of Words: Inflation and Fixed Exchange Rate Regimes*. (《论言词的价值：通货膨胀与固定汇率制度》) IMF Economic Review, 62(2): 288–322. <https://doi.org/10.1057/imfer.2014.14>
- Harms, P. – Knaze, J. (2021a): *Bilateral De-Jure Exchange Rate Regimes and Foreign Direct Investment: A Gravity Analysis*. (《双边法定汇率制度与外国直接投资：引力分析》) Journal of International Money and Finance, 117, 102438. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102438>

- Harms, P. – Knaze, J. (2021b): *Effective Exchange Rate Regimes and Inflation*. (《有效汇率制度和通货膨胀》) Working Paper No. 2102, Gutenberg School of Management and Economics, Johannes Gutenberg-Universität Mainz. [https://download.uni-mainz.de/RePEc/pdf/Discussion\\_Paper\\_2102.pdf](https://download.uni-mainz.de/RePEc/pdf/Discussion_Paper_2102.pdf)
- Ilzetzki, E. – Reinhart, C.M. – Rogoff, K.S. (2019): *Exchange Arrangements Entering the 21<sup>st</sup> Century: Which Anchor Will Hold?* (《进入21世纪的汇率安排: 哪一种锚能够稳固?》) *The Quarterly Journal of Economics*, 134(2): 599–646. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy033>
- Juodis, A. – Reese, S. (2021): *The Incidental Parameters Problem in Testing for Remaining Cross-Section Correlation*. (《剩余截面相关性检验中的偶然参数问题》) *Journal of Business & Economic Statistics*. 40(3): 1191–1203. <https://doi.org/10.1080/07350015.2021.1906687>
- Jurek, M. – Marszałek, P. (2008): *Monetary Exchange Rate Policy in Poland after 1990—Relationship and Prospects of Coordination*. (《1990年以后波兰的货币汇率政策——关系与协调前景》) *Economics and Business Review*, 8(2): 26–48. <https://doi.org/10.18559/ebr.2008.2.546>
- Kaufmann, D – Kraay, A. (2023): *Worldwide Governance Indicators*. (《全球治理指标》) 2023 Update. <https://www.worldbank.org/en/publication/worldwide-governance-indicators>
- Mihov, I. (2002). *The Economic Transition in Bulgaria, 1989–1999*. (《保加利亚的经济转型, 1989-1999》) In: Blejer, M. I. – Škreb, M. (编): *Transition: The First Decade*. MIT Press, pp. 401–440. <https://doi.org/10.7551/mitpress/6904.003.0015>
- Mishkin, S.F. – Schmidt-Hebbel, K. (2007): *Does Inflation Targeting Make a Difference?* (《通胀目标制能起到作用吗?》) Working Paper No. 12876, National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12876>
- Morina, F. – Hysa, E. – Ergün, U. – Panait, M. – Voica, M.C. (2020): *The Effect of Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Case of the CEE Countries*. (《汇率波动对经济增长的影响: 以中东欧国家为例》) *Journal of Risk and Financial Management*, 13(8), 177. <https://doi.org/10.3390/jrfm13080177>
- Pesaran, M.H. (2015): *Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels*. (《测试大型面板中的弱横截面相关性》) *Econometric Reviews* 34(6–10): 1089–1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M.H. (2021): *General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels*. (《面板横截面依赖性的一般诊断测试》) *Empirical Economics*, 60: 13–50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Pesaran, M.H. – Xie, Y. (2022): *A Bias-Corrected CD Test for Error Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models with Latent Factors*. (《具有潜在因素的面板数据模型中误差横截面依赖性的偏差校正CD检验》) *SSRN Electronic Journal*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4198155>

- Romdhane, I.B. – Chakroun, M.A. – Mensi, S. (2023): *Inflation Targeting, Economic Growth and Financial Stability: Evidence from Emerging Countries*. (《通胀目标、经济增长和金融稳定：来自新兴国家的证据》) *Quantitative Finance and Economics*, 7(4): 697–723. <https://doi.org/10.3934/QFE.2023033>
- Romelli, D. (2022): *The Political Economy of Reforms in Central Bank Design: Evidence from a New Dataset*. (《央行设计改革的政治经济学：来自新数据集的证据》) *Economic Policy*, 37(112): 641–688. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiac011>
- Romelli, D. (2024): *Recent Trends in Central Bank Independence*. (《央行独立性的最新趋势》) CEPR, 26 February. <https://cepr.org/voxeu/columns/recent-trends-central-bank-independence>
- Rose, A.K. – Rose, A.I.G. (2024): *A Presence of Absence: The Benign Emergence of Monetary Stability*. (《缺失的存在：货币稳定的良性涌现》) *Journal of International Money and Finance*, 146: 1–23. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103125>
- Spéder, B. – Vonnák, B. (2023): *Inflation Shocks and Disinflation: Stylised Facts from the Past 50Year*. (《通货膨胀冲击和通货紧缩：过去 50年典型事实》) *Financial and Economic Review*, 22(3): 26–47. <https://doi.org/10.33893/FER.22.3.26>
- Staehr, K. (2016): *Exchange Rate Policies in the Baltic States: From Extreme Inflation to Euro Membership*. (《波罗的海国家的汇率政策：从极端通货膨胀到加入欧元区》) CESifo Froum, ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich, 16(4): 9–18. <https://haldus.taltech.ee/sites/default/files/2023-11/2015%20Staehr%20CESifo%20forum%20.pdf>
- Vujčić, B. (2003): *Monetary Policy and Management of Capital Flows in a Situation of High Euroization – The Case of Croatia*. (《欧元高度化下的货币政策和资本流动管理——克罗地亚案例》) In: *BIS: Regional Currency Areas and the Use of Foreign Currencies*. BIS Papers 17, Bank for International Settlements, pp. 79–98. <https://core.ac.uk/download/pdf/6274283.pdf>
- Yeyati, E.L. – Sturzenegger, F. – Reggio, I. (2010): *On the Endogeneity of Exchange Rate Regimes*. (《论汇率制度的内生性》) *European Economic Review*, 54(5): 659–677. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2009.12.004>
- Zeev, N.B. (2019): *Global Credit Supply Shocks and Exchange Rate Regimes*. (《全球信贷供给冲击与汇率制度》) *Journal of International Economics*, 116: 1–32. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.10.002>

## 附录

### A, 回归中使用的其他数据来源

GDP增长: World Bank (世界银行), World Development Indicators (WDI) – “GDP growth (annual %)”

通货膨胀: WDI – “Inflation, consumer prices (annual %)”

人均GDP: WDI – “GDP per capita, PPP (constant 2021 international \$)”

货币量增长: WDI – “Broad money growth (annual %)” (就几个国家而言, 不完整的时间序列必须用其中央银行网站上提供的数据进行补充)

开放性 =  $(\text{export} + \text{import}) / \text{GDP}$ : WDI – “Exports of goods and services (current LCU)”, “Imports of goods and services (current LCU)”, “GDP (current LCU)”

金融开放度: Chinn – Ito (2006) 中的指数, 其基于对跨境金融交易的限制来衡量资本平衡的开放程度, [https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito\\_website.htm](https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm)

当前收支平衡: WDI – “Current account balance (% of GDP)”

预算平衡: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2024 (WEO) – “General government net lending/borrowing” Percent of GDP

公共债务: WEO – “General government gross debt” Percent of GDP

WGI指数: 世界银行WGI分类指数的算术平均值 (Kaufmann – Kraay 2024) 在初期, 指数每两年计算一次, 将相邻两年的平均值推算到中间年份。

欧元区通货膨胀: Federal Reserve Economic Data (FRED) – “Consumer Price Index: Harmonised Prices: All Items: Total for the Euro Area (19 Countries), Growth rate same period previous year”

欧元欧GDP增长: WDI – “GDP growth (annual %), Euro area [EMU]”

## B, 回归中使用的变量的描述性统计

表3: 全样本回归中包含的变量的主要统计数据

	平均	中位数	最低限度	最大限度	标准差	观察数量
通胀目标制	0.222	0	0	1	1	627
引入欧元	0.094	0	0	1	1	627
CBI指数	0.756	0.796	0.33	0.929	0.599	508
IRR	1.576	1	1	4	3	476
HK	2.357	2.3	1.36	4	2.64	382
货币量增长	24.11	11.004	-55.16	1809.2	1864.3	502
开放度	1.027	0.973	0.134	2.041	1.907	554
金融开放度	0.577	1.034	-1.931	2.299	4.23	433
当前收支平衡	-4.897	-4.55	-49.65	10.28	59.93	520
GDP增长	2.865	3.53	-29.1	88.96	118.1	544
预算平衡	-2.901	-2.68	-15.75	8.431	24.18	510
公共债务	42.18	39.34	3.765	213.8	210	481
WGI指数	0.242	0.233	-1.212	1.298	2.51	489
欧元区通货膨胀	2.175	2.2	0.2	8.4	8.2	608
欧元区GDP增长	1.623	2.054	-6.108	5.966	12.073	627
人均GDP	21860	19206	2001	48784	46783	560

说明: 每个变量的统计数据是根据1990年至2022年期间的所有可用数据计算的。回归估计的样本比这更窄, 因为如果即使是一个变量也缺乏数据, 整个观察就会丢失。



表4：辅助回归结果

	通胀目标制	Euro	央行独立性	汇率制度（HK）
通货膨胀	0.014 (0.025)	-0.457*** (0.143)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.007)
GDP增长	0.064* (0.038)	-0.076 (0.083)	0.001 (0.001)	0.006 (0.011)
人均GDP	2.59*** (0.583)	-0.025 (0.553)	0.081 (0.064)	-0.214 (0.267)
货币量增长	-0.027* (0.015)	0.001 (0.033)	0.000 (0.001)	0.001 (0.003)
开放	-3.21*** (0.583)	6.03*** (1.187)	0.039 (0.051)	-0.505 (0.360)
金融开放	0.291** (0.126)	-0.542 (0.350)	0.037*** (0.011)	0.009 (0.060)
收支平衡表	-0.073** (0.030)	0.125 (0.097)	0.000 (0.001)	-0.023** (0.009)
预算平衡	-0.048 (0.054)	0.002 (0.108)	0.000 (0.002)	-0.021* (0.011)
公共债务	0.027*** (0.007)	-0.031 (0.020)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.003)
WG指数	-0.463 (0.419)	6.51*** (1.68)	-0.019 (0.079)	-0.101 (0.237)
观察数量	346	348	346	285

说明：括号内为标准误差

表4中的结果（解释欧元引入的模型除外）表明，通货膨胀和GDP增长的变化不会导致一年后货币框架的变化。鉴于这两个变量都相对持久，因此基本回归模型获得的结果很可能反映延迟的反向因果关系。然而，由于延迟，这些结果并没有说明可能同时存在的内生性。然而，货币机构决策之前通常需要较长的准备时间，因此，例如，由于通货膨胀下降，通货膨胀目标制将在同一年引入，或者第三个因素将导致该制度的可能性同年通货膨胀率的变化和下降是有限的。

在引入欧元的情况下，一年前的通胀系数为5%水平的显著负值，这意味着在通胀下降后引入欧元的可能性增加。然而，在这种情况下，制度变革的耗时性就显得尤为重要，因为引入欧元的先决条件是满足马斯特里赫特标准，包括低通胀条件。换句话说，欧元推出之前自然会出现通货膨胀下降。然而，我们不能明确地谈论反向因果关系，因为从我们的角度来看，欧元的推出不仅意味着货币的交换，而且意味着通向货币交换的整个路径，包括名义上的趋同。然而，在我们解释通货膨胀的基本回归中，在解释欧元引入的虚拟系数时需要格外小心。

控制变量和某些地方（特别是在通胀目标的估计中）获得的显著系数支持这样一个事实：将这些变量纳入基本回归是合理的，并有助于消除潜在的内生性偏差。

#### D, 横截面相关性检验

接下来，我们测试模型残差（无固定效应）的横截面依赖性，以解释通货膨胀和 GDP 增长的估计。为此，我们使用 Stata 统计程序的 `xtcd2` 例程，该例程执行四种不同的测试，这四种测试最适合我们的样本，即当维度 T 和 N 几乎相同且相对较大时。CD 测试是佩沙兰（Pesaran）（2015）和佩沙兰（Pesaran）（2021）提出的测试方法。其缺点是，即使原假设为真，它也倾向于拒绝原假设。因此，我们还介绍了以下替代测试的结果：加权 CD 测试（CDw；Juodis – Reese 2021）、所谓的“功率增强”CDw 测试（CDw+；Fan 等 2015；Juodis – Reese 2021）以及“偏差校正”CD 测试（CD\*；Pesaran – Xie 2022）。对于每个检验，零假设是弱横截面依赖性，备择假设是强横截面依赖性。因此，拒绝原假设可能表明存在与我们相关的规范问题。

表5：横截面依赖性测试的结果

	CPI		GDP	
	(1)	(2)	(1)	(2)
CD	3.34 (0.001)	3.36 (0.001)	1.04 (0.298)	1.19 (0.234)
CDw	1.16 (0.246)	-0.75 (0.456)	0.69 (0.489)	0.04 (0.972)
CDw+	96.22 (0.000)	90.83 (0.000)	84.79 (0.000)	84.16 (0.000)
CD*	-0.5 (0.615)	0.77 (0.441)	-1.63 (0.103)	2.76 (0.006)

说明：括号内为p值

测试显示情况好坏参半（表5）。在通货膨胀回归的情况下，两个检验（CD 和 CDw+）即使在1%的显著性水平上也会拒绝原假设。另外两个不能在常规显著性水平上拒绝H0。还值得考虑的是，拒绝弱横截面依赖性的检验很容易出现1类错误。

在GDP增长的回归中，只有一项对用IRR指数编写的模型（第1列）进行的检验和对用HK指数编写的模型（第2列）进行的两项检验拒绝了弱依赖性。由于提出检验的主要原因是央行独立性所产生的令人惊讶的巨大增长效应，因此值得注意的是，在这种效应更大的模型中，四分之三的检验没有发现任何规范错误。

基于所有这些，我们得出的结论是，估计的巨大影响可能不是由横截面依赖性引起的。