



# Penning- och valutapolitik

2021:2

PENNING- OCH VALUTAPOLITIK  
utges av Sveriges riksbank.

Redaktörer: MARIANNE NESSÉN OCH ULF SÖDERSTRÖM

Redaktionsråd: MIKAEL APEL, DAVID KJELLBERG, OLA MELANDER,  
ANDRÉ RESLOW OCH KOMMUNIKATIONSENHETEN  
Sveriges riksbank, 103 37 Stockholm  
Telefon 08-787 00 00

De åsikter som uttrycks i signerad artikel är författarnas egna och ska inte  
uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

Tidskriften publiceras på Riksbankens webbplats  
[www.riksbank.se](http://www.riksbank.se)  
Beställ länk vid publicering via email: [pov@riksbank.se](mailto:pov@riksbank.se)

Publikationen utkommer även i en engelsk version,  
Sveriges Riksbank Economic Review.

ISSN 2000-978X

## Bästa läsare,

Årets andra utgåva av Penning- och valutapolitik utgör ett litet smörgåsbord av frågeställningar relevanta för en centralbank. Den första artikeln tittar närmare på hushållens förväntningar om vart ekonomin är på väg, medan den andra artikeln analyserar banker som anses vara systemviktiga. Därefter följer en artikel om den svenska kronans utveckling under en längre period och slutligen en artikel om hur pandemier har påverkat Sverige under de senaste dryga 200 åren.

- **Can households predict where the macroeconomy is headed?**

*Kamil Kladičko och Pär Österholm* från Örebro universitet analyserar svenska hushålls förväntningar om inflationen och arbetslösheten. Sådana förväntningar är intressanta eftersom hushållens beslut kan påverkas av deras förväntningar om framtiden. Dessutom avspeglar hushållens inflationsförväntningar hur stor tilltro de sätter till penningpolitikens möjligheter att nå inflationsmålet. I den här artikeln analyserar Kladičko och Österholm hur väl hushållen lyckas förutspå förändringar i inflationen och arbetslösheten under den närmaste tiden.

*Artikeln finns endast på engelska.*

- **Systemically important banks: is there a TBTF premium?**

*Marianna Blix Grimaldi, Mats Christoffersson, Yuuki Ikeda och Jonas Niemeyer* beskriver frågeställningar kring systemviktiga banker, det vill säga banker som, om de fallerar, kan orsaka stora problem för det finansiella systemet och ekonomin i stort. Eftersom sådana banker ofta skyddas av staten om de får finansiella problem, blir deras finansieringskostnader lägre än för andra banker. Författarna beräknar hur stor denna fördel är för ett stort urval av internationella banker och diskuterar hur fördelen varierar över tiden och mellan regioner.

*Artikeln finns endast på engelska.*

- **Kronans reala utveckling i ett längre perspektiv**

*Carl-Johan Belfrage* tittar närmare på hur den svenska kronans reala växelkurs har utvecklats de senaste decennierna, och även i ett hundraårigt perspektiv. Han jämför och analyserar olika mått på den reala växelkursen och diskuterar olika möjliga förklaringar till kronans långsiktiga utveckling. Dessutom presenterar han en empirisk skattning av trenden i den reala växelkursen.

- **Hur varaktiga är de ekonomiska konsekvenserna av pandemier? 220 år av svenska erfarenheter**

*Stefan Laséen* analyserar hur pandemier som har drabbats Sverige sedan början av 1800-talet har påverkat både demografin – till exempel antalet döda och födda samt folkmängden – och ekonomin – till exempel BNP och inflation. För denna analys använder han data från Riksbankens historiska monetära statistik. Han diskuterar också vilka möjliga slutsatser man kan dra vad gäller effekterna av den pågående coronapandemin.

Trevlig läsning!

Marianne Nessén och Ulf Söderström

## Innehåll

**Can households predict where the macroeconomy is headed? 5**

Kamil Kladívko och Pär Österholm

**Systemically important banks: is there a TBTF premium? 18**

Marianna Blix Grimaldi, Mats Christoffersson, Yuuki Ikeda och Jonas Niemeyer

**Kronans reala utveckling i ett längre perspektiv 46**

Carl-Johan Belfrage

**Hur varaktiga är de ekonomiska konsekvenserna av pandemier? 220 år av svenska erfarenheter 67**

Stefan Laséen

# Can households predict where the macroeconomy is headed?

Kamil Kládívko and Pär Österholm\*

Kamil Kládívko is Associate Senior Lecturer in Economics at the School of Business, Örebro University. Pär Österholm is Professor of Economics at the School of Business, Örebro University, and is an affiliated researcher at the National Institute of Economic Research.

---

Survey data of households' expectations of macroeconomic variables might provide useful information to those who analyse or forecast the economy. In this article, we evaluate whether households can predict in which direction inflation and the unemployment rate will move over the coming year. The analysis is conducted using monthly Swedish data from the National Institute of Economic Research's *Economic Tendency Survey* over the period from January 1996 until August 2019. Our results indicate that households can forecast in what direction the unemployment rate is headed, but they fail to predict the direction of future inflation.

---

## 1 Introduction

For an economic policymaker, such as a central bank, the expectations of the economy's agents might be of interest from several perspectives. For example, long-run inflation expectations could be informative regarding the credibility of the inflation target. Other types of expectations, such as short- or medium-term expectations of GDP growth, inflation, wage growth or the unemployment rate, can provide useful input for policymakers since the actions of the agents – and thereby macroeconomic outcomes – tend to depend on the agents' expectations. Yet another aspect is that expectations might be good forecasts that the policymaker could take into account in order to improve its own forecasts. Various properties of the expectations might also reveal how expectations are formed and evidence of deviations from rationality, for example, could affect how a policymaker both conducts policy and communicates. Accordingly, it is not surprising that quite some effort is put into measuring agents' expectations. For example, in Sweden, two surveys are conducted on a monthly basis which (among other things) address the issue of inflation expectations; households are interviewed in the National Institute of Economic Research's *Economic Tendency Survey* ('*Konjunkturbarometern*') and money-market participants are interviewed in a survey commissioned by Sveriges Riksbank, commonly referred to as the *Prospera Survey*.<sup>1</sup>

In this article, we analyse households' survey expectations. The reason for this focus is the simple fact that households constitute an important part of the economy; for example, household consumption's share of GDP is approximately 45 per cent in Sweden. More specifically, we evaluate households' directional forecasts of inflation and the unemployment rate in Sweden. This is done using monthly data from the *Economic Tendency Survey*.

In conducting this analysis, we follow a line of research that can be seen as being concerned with the forecasting properties of the expectations themselves; see, for example,

---

\* We are grateful to Marianne Nessén, André Reslow and Ulf Söderström for valuable comments.

1 Businesses are also interviewed regarding their inflation expectations in the *Economic Tendency Survey*. However, this is done at a quarterly frequency. In a similar manner, employee organisations, employer organisations, manufacturing companies and trade companies are interviewed in the *Prospera Survey* at a quarterly frequency. The *Economic Tendency Survey* is conducted by Origo Group. The *Prospera Survey* is conducted by Kantar Sifo.

Batchelor and Dua (1989), Thomas (1999), Trehan (2015), and Berge (2018). That is, we are interested in whether the households can predict where the economy is headed. Our focus is accordingly different from that of the fairly voluminous literature which utilises household survey data in order to generate model-based macroeconomic forecasts.<sup>2</sup> Another novel aspect of our article is that we study directional forecasts. While it is not uncommon for such forecasts to be analysed in the macroeconomic literature – see, for example, Ash et al. (1998), Greer (2003), Thomas and Grant (2008), Baghestani et al. (2015), and Driver and Meade (2019) – it is nevertheless the case that numerical forecasts tend to be the focus in the overwhelming majority of empirical studies.<sup>3</sup> No rigorous analysis has previously been conducted on the directional forecast data that we study in this article. Our study should hence bring new information to policymakers and others who analyse and forecast the Swedish economy.

## 2 Data

We use monthly data from the *Economic Tendency Survey* ranging from January 1996 to August 2019.<sup>4</sup> In this survey, 1,500 randomly sampled Swedish households are interviewed each month.<sup>5</sup> The respondents are asked a number of questions related to their own economic situation and the Swedish economy at an aggregate level. This is Sweden's most important household survey and it is part of the European Commission's *Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*.

As a key survey in Sweden, data from the *Economic Tendency Survey* have of course been analysed previously. For example, based on micro-level data, Jonung (1981), Jonung and Laidler (1988), Batchelor and Jonung (1989), Palmqvist and Strömberg (2004), and Hjalmarsson and Österholm (2019, 2020, 2021) have investigated various aspects of perceived inflation, inflation expectations, mortgage-rate expectations and housing-price expectations. Aggregate time series from the survey – such as confidence indicators or the mean expectation of a variable – are also commonly used for macroeconomic forecasting and analysis; see, for example, Hansson et al. (2005), Assarsson and Österholm (2015), Hjalmarsson and Österholm (2017), and Jönsson (2020).

In this article, we analyse data on the two questions in the survey that concern directional forecasts – that is, questions 6 and 7 in the survey. These questions pertain to inflation and the unemployment rate. Their formulations, and the answers available to the respondents, are given below:<sup>6</sup>

Question 6: Compared to the situation today, do you think that in the next 12 months prices in general will...?

- i. Increase faster
- ii. Increase at the same rate
- iii. Increase at a slower rate
- iv. Stay about the same
- v. Fall slightly
- vi. Don't know

2 See, for example, Carroll et al. (1994), Easaw and Herevi (2004), Dreger and Kholodilin (2013), Assarsson and Österholm (2015), and Campelo et al. (2020) for just a few contributions.

3 Additional studies addressing directional forecasts of inflation or the unemployment rate include Sinclair et al. (2010), Ahn and Tsuchiya (2016), Chen et al. (2016), Ahn (2018), Pierdzioch et al. (2018), and Sosvilla-Rivero and Ramos-Herrera (2018).

4 The survey started out as a quarterly survey in 1973. Since 1993 it has been conducted on a monthly basis. The starting date for the time series studied here is January 1996.

5 The number of respondents in the survey has varied over time. During the sample that we are employing, it has ranged between 1,500 and 2,100. The present number of respondents is 1,500 per month.

6 It should be noted that question 6 has the phrasing stated here if the respondent's 'perceived inflation now' (which is question 5 in the survey) is positive. If the respondent's 'perceived inflation now' is non-positive, the phrasing of the question is adjusted somewhat in order to make it consistent with non-positive inflation today.

Question 7: How do you think the level of unemployment in the country will change over the next 12 months? Will it...?

- i. Increase sharply
- ii. Increase slightly
- iii. Remain the same
- iv. Fall slightly
- v. Fall sharply
- vi. Don't know

We evaluate the survey expectations against the outcomes for CPI inflation and the unemployment rate (seasonally adjusted, age group 16 to 64 years); the last available observation for the outcomes is from August 2020.

In order to econometrically analyse the forecasting performance of the survey data, we generate a directional forecast. This is achieved by first taking the balance,  $b_t$ , of the share of respondents (as a percentage) that at time  $t$  predicted an increase, minus the share that predicted a decrease. This balance is similar to diffusion indices that are commonly generated from survey data; see, for example, OECD (2000) and Pinto et al. (2020). We then turn the balance into a directional forecast,  $x_t$ , according to the rule  $x_t = 1$  (indicating an increase) if  $b_t > 0$  and  $x_t = 0$  (indicating a decrease) if  $b_t \leq 0$ .<sup>7</sup>

To construct the balance for the inflation question, we take the share of respondents choosing the first alternative among the possible answers, minus the total share choosing the third, fourth and fifth alternatives. Two things deserve to be pointed out concerning this issue. The first is that the question is phrased in terms of prices rather than inflation. This might add a layer of complication if the respondent is used to thinking in terms of inflation. This is not unlikely to be the case in Sweden, since formal inflation targeting was introduced in 1993 and communication typically concerns inflation (rather than the price level).<sup>8</sup> Second, only one of the possible answers implies that inflation will increase, whereas three alternatives imply that inflation will decrease. This feature has the possibility of skewing the respondents' answers due to the so-called *end aversion bias*, which means that respondents tend to avoid the endpoints of a response scale and prefer alternatives closer to the midpoint.<sup>9</sup> For the unemployment rate, the balance is generated as the share of respondents choosing the first two alternatives minus the share choosing the fourth and fifth.

As an illustration of how the balance and forecasts are constructed, consider the unemployment-rate question in January 1996. 6 per cent of respondents answered that the unemployment rate would 'increase sharply', 33 per cent answered 'increase slightly', 42 per cent answered 'remain the same', 16 per cent answered 'fall slightly' and 0 per cent answered 'fall sharply'; finally, 3 per cent answered 'don't know'. The balance is given as  $b_{January\ 1996} = 6 + 33 - 16 - 0 = 23$  and the directional forecast accordingly becomes  $x_{January\ 1996} = 1$ , indicating that respondents predicted an increase in the unemployment rate.

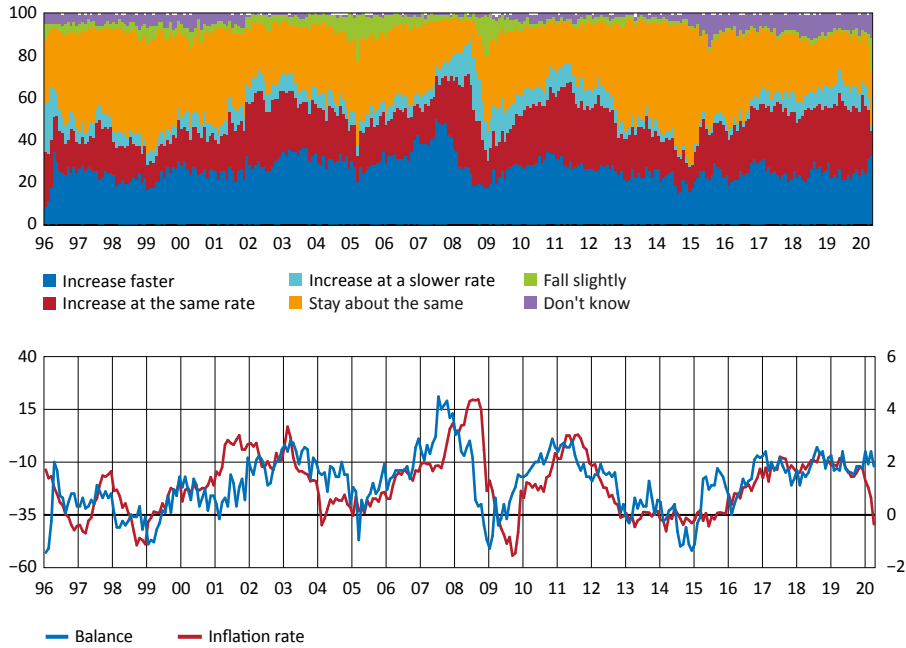
The shares of responses (six for each variable) over time are shown in the top panels of Figures 1 and 2; the bottom panels of Figures 1 and 2 show the resulting balances along with the actual rates of inflation and unemployment.

7 We have removed the possibility of having 'unchanged' as a category by merging  $b_t = 0$  and  $b_t < 0$ . This is reasonable though as  $b_t = 0$  in only three cases for inflation and two cases for the unemployment rate.

8 Formally, the Riksbank announced in January 1993 that the target for monetary policy would be 2 per cent inflation, starting in 1995.

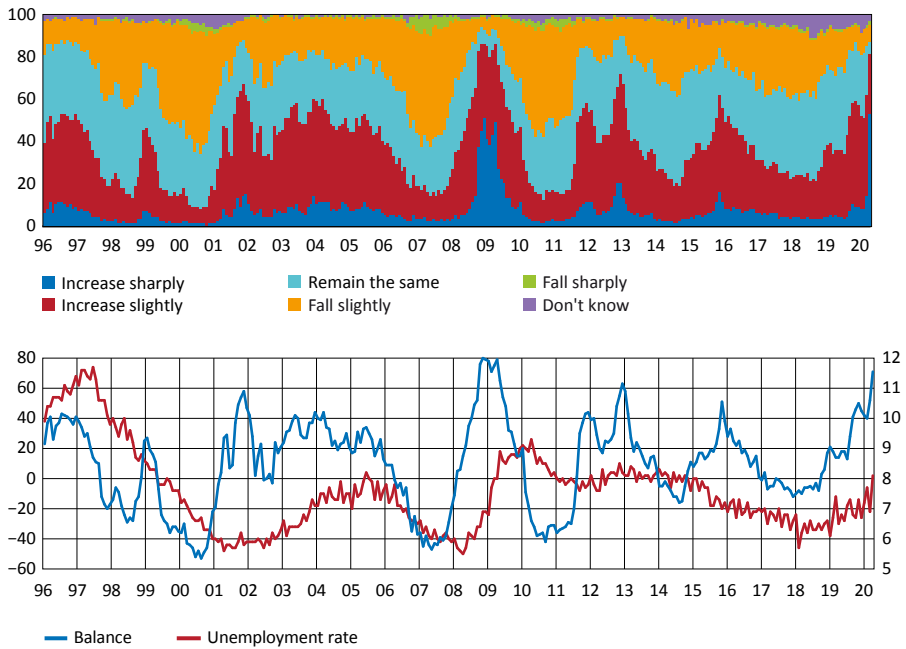
9 This bias is related to the more general behavioural phenomenon *extremeness aversion*; see, for example, Neumann et al. (2016) for a discussion.

**Figure 1. Shares of different answers concerning inflation, and related balance and inflation rate**  
 Shares (top panel) in per cent. Balance (bottom panel, left axis) in percentage points. Inflation (bottom panel, right axis) in per cent



Sources: National Institute of Economic Research, Macrobond and authors' calculations

**Figure 2. Shares of different answers concerning the unemployment rate, and related balance and unemployment rate**  
 Shares (top panel) in per cent. Balance (bottom panel, left axis) in percentage points. Unemployment rate (bottom panel, right axis) in per cent



Sources: National Institute of Economic Research, Macrobond and authors' calculations

Looking at Figure 1, it can be seen that the share of respondents that say that prices will 'increase faster' (which indicates the opinion that inflation will increase) has been 26 per cent on average. A substantially higher share can be found in 2007, when it was in the interval 38 to 50 per cent. This was a time period when inflation in Sweden was rising and there was a discussion about increased inflationary pressure; see, for example,



Sveriges Riksbank (2007). However, the share predicting an increase in inflation came down substantially in 2008; interestingly, this process started well before the financial crisis hit its peak in the autumn. In addition, the share of respondents answering that prices will ‘increase at the same rate’ – that is, that inflation will stay the same – has historically had a similar average, namely 23 per cent. It is noteworthy though that, on average, only seven per cent of respondents have said that prices will ‘increase at a slower rate’, whereas 35 per cent have chosen the alternative that prices will ‘stay about the same’. If inflation is above zero – which it typically has been – the latter statement is also a statement about falling inflation but a more specific one. Finally, the share that says that prices will ‘fall slightly’ has, on average, been small – approximately four per cent. Concerning the balance regarding the inflation question, a striking feature is the fact that the series almost never takes on positive values. In fact, the balance is positive only in eleven cases, implying that it is very rare that a majority of the households forecast increasing inflation.

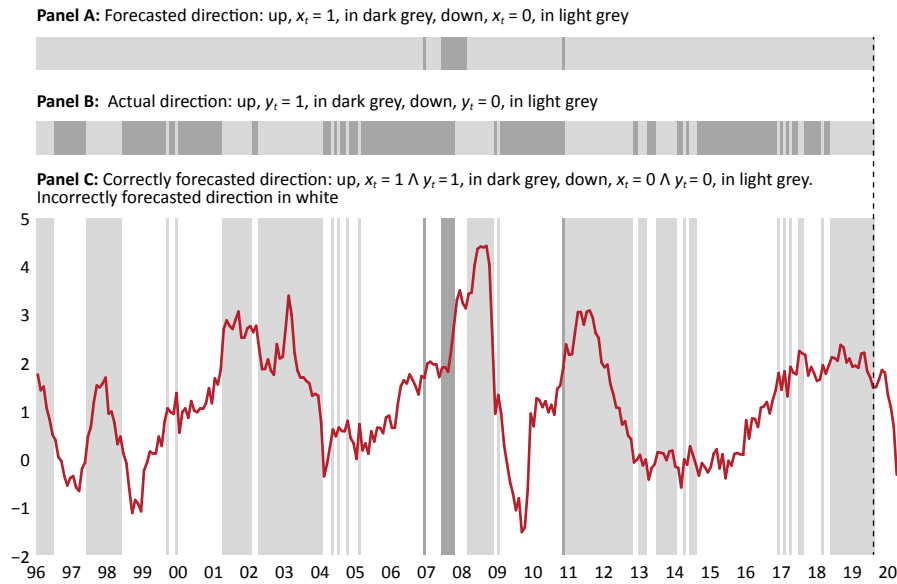
Turning to Figure 2, this shows a fair bit of variation over time in the shares for the unemployment rate. For example, for a few months in the year 2000, less than 10 per cent of the respondents said that the unemployment rate would increase; in December 2008, this figure peaked at 86 per cent. It can be noted that during the financial crisis and its more immediate aftermath many respondents also said that the unemployment rate would ‘increase sharply’, making this period stand out. In general, most of the variation is due to changes in the three central alternatives (‘increase slightly’, ‘remain the same’ and ‘fall slightly’). Very few respondents – approximately one per cent on average over time – suggest that the unemployment rate will ‘fall sharply’. It is reasonable that households seem reluctant to predict a sharply falling unemployment rate. Stylised facts regarding business cycles do not suggest that unemployment rates tend to decrease rapidly. The balance for the unemployment rate question is more centred around zero and appears to have a clearer cyclical pattern than the balance for the inflation question.

### 3 Empirical analysis

We now turn to an empirical analysis of our data and first give a graphical illustration. Figures 3 and 4 show the actual rates of inflation and unemployment, along with the directional forecasts and the actual directional changes. In each figure, Panel A displays the directional forecast,  $x_t$ , that was calculated from the balance,  $b_t$ . Forecasts of an increase ( $x_t = 1$ ) are indicated with dark grey and forecasts of a decrease ( $x_t = 0$ ) are indicated with light grey. Panel B records the actual directional change of the forecasted variable. It should be noted that this has been aligned with the forecast origin date – that is, at a given date, it indicates the directional change between that date and twelve months later. The actual directional change,  $y_t$ , is coded analogously to  $x_t$ , namely  $y_t = 1$  if the variable increases over the twelve-month horizon and  $y_t = 0$  otherwise. Note that the value of  $y_t$  becomes known at time  $t + 12$ . An increase ( $y_t = 1$ ) is indicated with dark grey and a decrease ( $y_t = 0$ ) is indicated with light grey. Finally, panel C captures the match of the directional forecast with the actual directional change (and also displays the actual rates of inflation and unemployment). Correctly forecasted directions are reported using dark and light grey shaded areas, while incorrectly forecasted directions are reported using white areas. The dark grey areas correspond to the case when an increase in the variable was correctly forecasted and the light grey areas indicate when a decrease in the variable was correctly forecasted. Observe that the correctly forecasted directions in panel C follow from the intersection of directions in panels A and B.

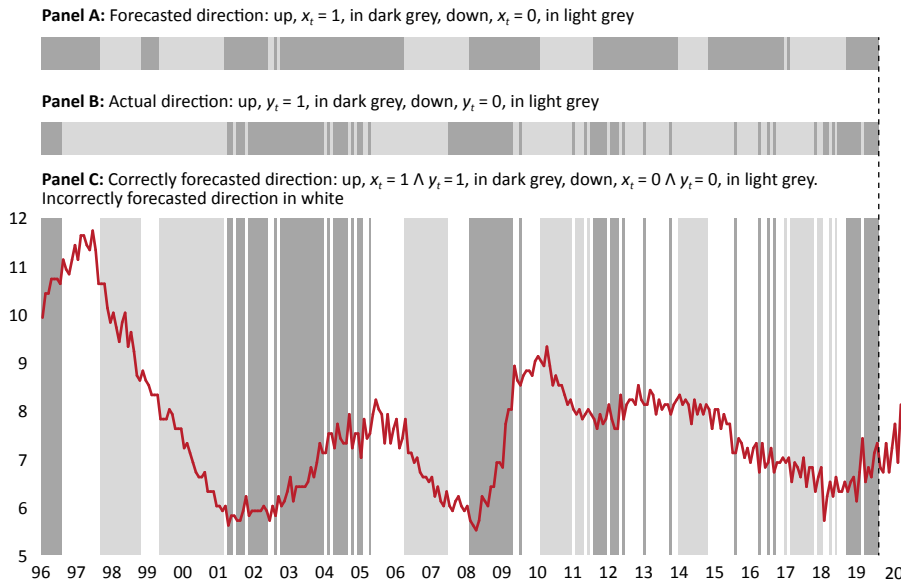
The share of correct forecasts is 46 per cent for inflation and 62 per cent for the unemployment rate (see Table 1). It is noteworthy how an increase in inflation is almost never correctly forecasted; in almost all cases where the outcome was an increase in inflation, a decrease had been predicted. This is, of course, related to the fact pointed out above, namely that households almost always predict a decrease in inflation.

**Figure 3. Directional forecast of inflation**  
Inflation (panel C) in per cent



Note. Panel A: Forecasted directional change aligned with the forecast origin date. The vertical dashed line indicates the last forecast that can be evaluated. Panel B: Actual directional change of inflation aligned with the forecast origin date. Panel C: The red line gives CPI inflation (year-on-year). Correctly forecasted direction in dark and light grey; incorrectly forecasted direction in white. Sources: Macrobond and authors' calculations

**Figure 4. Directional forecast of the unemployment rate**  
Unemployment rate (panel C) in per cent



Note. Panel A: Forecasted directional change aligned with the forecast origin date. The vertical dashed line indicates the last forecast that can be evaluated. Panel B: Actual directional change of the unemployment rate aligned with the forecast origin date. Panel C: The red line gives the unemployment rate (in per cent). Correctly forecasted direction in dark and light grey; incorrectly forecasted direction in white. Sources: Macrobond and authors' calculations

We assess the accuracy of the directional forecasts by employing the Pesaran and Timmermann (1992) test with a Newey-West correction for the presence of serial correlation. This test is effectively a test of independence between the directional forecast  $x_t$  and the actual directional change  $y_t$ ; see the Appendix for a detailed description of the test.

The 2x2 tables to test the independence between the forecast and the realized directional change for our two variables, as well as the test results, are reported in Table 1.

The test statistic,  $t_{PT}^{NW}$ , clearly confirms what is suggested by the figures. The null hypothesis of independence of forecasted and actual direction cannot be rejected for inflation but is forcefully rejected for the unemployment rate. We accordingly conclude that Swedish households are unable to forecast where inflation is headed, whereas they have highly significant ability in forecasting the direction of the unemployment rate.

**Table 1. Results from the directional accuracy test.**

|  | Inflation              |                          | Unemployment rate      |                          |
|--|------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
|  | Actual up<br>$y_i = 1$ | Actual down<br>$y_i = 0$ | Actual up<br>$y_i = 1$ | Actual down<br>$y_i = 0$ |
| Forecast up $x_i = 1$  | 7                      | 4                        | 86                     | 89                       |
| Forecast down $x_i = 0$  | 149                    | 124                      | 20                     | 89                       |
| Proportion of correct forecasts, $\hat{P}$                         | 0.46                   |                          | 0.62                   |                          |
| Estimated expected proportion of correct forecasts, $\hat{P}_{H0}$ | 0.45                   |                          | 0.47                   |                          |
| Test statistic, $t_{PT}^{NW}$                                      | 0.43                   |                          | 3.47                   |                          |
| $p$ -value   | 0.664                  |                          | <0.001                 |                          |

Note. The top part of the table gives the 2×2 contingency tables of 284 forecasts to test the independence between the households' forecast and actual direction.  $\hat{P}$  is the proportion of correct forecasts (see equation (4) in the Appendix), whereas  $\hat{P}_{H0}$  is an estimate of the expected proportion of correct forecasts under the null hypothesis of independence (see equation (6)).  $t_{PT}^{NW}$  is the Pesaran-Timmermann (1992) test statistic with Newey-West correction (see equations (10)–(12)).

The fact that households have some success in predicting the direction of the unemployment rate is not completely surprising. While macroeconomic forecasting by no means is a trivial exercise, the unemployment rate appears to have fairly distinctive cyclical swings (as can be seen from Figures 2 and 4). It likely also helps that the unemployment rate is a concept to which it should be reasonably easy for households to relate.

The failure when it comes to predicting the direction of inflation is perhaps no surprise either. Given the somewhat mixed evidence in the previous literature, no unambiguous conclusions can be drawn regarding different agents' ability to forecast the direction of inflation. Our results are nevertheless in line with recent studies that point to households not being successful at this task; see, for example, Ahn and Tsuchia (2016) and Ahn (2018).<sup>10</sup> It should be kept in mind, however, that this international evidence is based on households that face economic environments that are quite different to that in Sweden. We believe that contributing factors to the failure are the phrasing of the question and the available answers, which were discussed above. One should also consider that a substantial part of the investigated sample comes from a period where inflation may have been quite difficult to predict. This is related to the fairly widespread claim that the connection between the real economy and inflation in many countries is weaker today than previously or, put differently, that the Phillips curve has become flatter; see, for example, Bean (2006), Gaiotti (2010), Kuttner and Robinson (2010), IMF (2013), and Occhino (2019).<sup>11</sup> It accordingly does not seem unreasonable to conclude that the conditions under which households have been forecasting inflation have, at least in parts, been non-trivial.

<sup>10</sup> In contrast, some studies indicate that professional forecasters are somewhat more successful at forecasting the direction of inflation; see, for example, Chen et al. (2016) and Sosvilla-Rivero and Ramos-Herrera (2018).

<sup>11</sup> This is not an undisputed claim though; see, for example, Fitzgerald et al. (2013) and Berger et al. (2016). For some additional recent contributions concerning the Phillips curve, see, for example, Coibion and Gorodnichenko (2015), Blanchard (2016), Leduc and Wilson (2017), and Karlsson and Österholm (2020).

## 4 Concluding remarks

In this article, we have shown that Swedish households have statistically significant ability in forecasting the direction of the unemployment rate but that they fail in forecasting where inflation is headed. Despite the failure regarding the directional forecasts of inflation, it can still be worth monitoring these expectations since flawed expectations can still contain useful information to a policymaker, for example. Of course, it is also of interest to know that the expectations have shortcomings.

The finding that the households fail in forecasting the direction of inflation can, to some extent, probably be explained by the fact that inflation objectively has been difficult to predict during a substantial part of the analysed sample. However, we believe that another relevant aspect is that the phrasing of the question in the survey and the answers available are somewhat problematic. The question is phrased in terms of prices, which might complicate things for a respondent who is used to thinking in terms of inflation. Concerning the answers, the respondents' choices could be affected by the fact that only one of the alternatives implies that inflation will increase. To conclude, it does not seem unlikely that the inflation question might be perceived as complicated by the respondents and it could be the case that some respondents do not have sufficient 'economic literacy' to pass this hurdle. This is something that designers of household surveys ought to keep in mind. Considering that this question is part of the *Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys* (European Commission, 2016), this is likely to be an issue of relevance beyond the Swedish context.

## References

- Ahn, Young Bin (2018), 'Directional accuracy of urban consumers' inflation forecasts in China', *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 54, pp. 1414–1424.
- Ahn, Young Bin and Yoichi Tsuchiya (2016), 'Directional analysis of consumers' forecasts of inflation in a small open economy: Evidence from South Korea', *Applied Economics*, vol. 48, pp. 854–864.
- Ash, J. Colin K., David J. Smyth and Saeed M. Heravi (1998), 'Are OECD forecasts rational and useful? A directional analysis', *International Journal of Forecasting*, vol. 14, pp. 381–391.
- Assarsson, Bengt and Pär Österholm (2015), 'Do Swedish consumer confidence indicators do what they are intended to do?', *Applied Economics Quarterly*, vol. 61, pp. 391–404.
- Baghestani, Hamid, Mohammad Arzaghi and Ilker Kaya (2015), 'On the accuracy of Blue Chip forecasts of interest rates and country risk premiums', *Applied Economics*, vol. 46, pp. 113–122.
- Batchelor, Roy A. and Pami Dua (1989), 'Household versus economist forecasts of inflation: A reassessment', *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, pp. 252–257.
- Batchelor, Roy A. and Lars Jonung (1989), 'Cross-sectional evidence on the rationality of the mean and variance of inflation expectations', In: Grunert, Klaus G. and Folke Ölander (eds.), *Understanding Economic Behavior*, Kluwer Press, Boston.
- Bean, Charles (2006), 'Globalisation and inflation', *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 46, pp. 468–475.
- Berge, Travis J. (2018), 'Understanding survey-based inflation expectations', *International Journal of Forecasting*, vol. 34, pp. 788–801.
- Berger, Tino, Gerdie Everaert and Hauke Vierke (2016), 'Testing for time variation in an unobserved components model for the U.S. economy', *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 69, pp. 179–208.
- Blanchard, Olivier (2016), 'The Phillips curve: Back to the '60s?', *American Economic Review*, vol. 106, pp. 31–34.
- Blaskowitz, Oliver and Helmut Herwartz (2014), 'Testing the value of directional forecasts in the presence of serial correlation', *International Journal of Forecasting*, vol. 30, pp. 30–42.
- Campelo, Aloisio, Viviane Seda Bittencourt and Marco Malgarini (2020), 'Consumers confidence and households consumption in Brazil: Evidence from the FGV survey', *Journal of Business Cycle Research*, vol. 16, pp. 19–34.
- Carroll, Christopher D., Jeffrey C. Fuhrer and David W. Wilcox (1994), 'Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?', *American Economic Review*, vol. 84, pp. 1397–1408.
- Chen, Qiwei, Mauro Costantini and Bruno Deschamps (2016), 'How accurate are professional forecasts in Asia? Evidence from ten countries', *International Journal of Forecasting*, vol. 32, pp. 154–167.
- Coibion, Olivier and Yuriy Gorodnichenko (2015), 'Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation', *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, pp. 197–232.
- Dreger, Christian and Konstantin A. Kholodilin (2013), 'Forecasting private consumption by consumer surveys', *Journal of Forecasting*, vol. 32, pp. 10–18.
- Driver, Ciaran and Nigel Meade (2019), 'Enhancing survey-based investment forecasts', *Journal of Forecasting*, vol. 38, pp. 236–255.
- Easaw, Joshy Z. and Saeed M. Heravi (2004), 'Evaluating consumer sentiments as predictors of UK household consumption behaviour. Are they accurate and useful?', *International Journal of Forecasting*, vol. 20, pp. 671–681.
- European Commission (2016), *Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide*, European Commission, Brussels.

- Fitzgerald, Terry, Brian Holtemeyer and Juan Pablo Nicolini (2013), 'Is there a stable Phillips curve after all?', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Economic Policy Paper* 13-6.
- Gaiotti, Eugenio (2010), 'Has globalization changed the Phillips curve? Firm-level evidence on the effect of activity on prices', *International Journal of Central Banking*, vol. 6, pp. 51–84.
- Greer, Mark (2003), 'Directional accuracy tests of long-term interest rate forecasts', *International Journal of Forecasting*, vol. 19, pp. 291–298.
- Hansson, Jesper, Per Jansson and Mårten Löf (2005), 'Business survey data: Do they help in forecasting GDP growth?', *International Journal of Forecasting*, vol. 21, pp. 377–389.
- Hjalmarsson, Erik and Pär Österholm (2017), 'Households' mortgage-rate expectations – More realistic than at first glance?', *Sveriges Riksbank Economic Review*, no. 2, pp. 57–64.
- Hjalmarsson, Erik and Pär Österholm (2019), 'A micro-data analysis of households' expectations of mortgage rates', *Economics Letters*, vol. 185, Article 108693.
- Hjalmarsson, Erik and Pär Österholm (2020), 'Heterogeneity in households' expectations of housing prices – Evidence from micro data', *Journal of Housing Economics*, vol. 50, Article 101731.
- Hjalmarsson, Erik and Pär Österholm (2021), 'Anchoring in surveys of household expectations', *Economics Letters*, vol. 198, Article 109687.
- IMF (2013), *World Economic Outlook*, April 2013.
- Jönsson, Kristian (2020), 'Machine learning and nowcasts of Swedish GDP', *Journal of Business Cycle Research*, vol. 16, pp. 123–134.
- Jonung, Lars (1981), 'Perceived and expected rates of inflation in Sweden', *American Economic Review*, vol. 71, pp. 961–968.
- Jonung, Lars and David Laidler (1988), 'Are perceptions of inflation rational? Some evidence for Sweden', *American Economic Review*, vol. 78, pp. 1080–1087.
- Karlsson, Sune and Pär Österholm (2020), 'A note on the stability of the Swedish Phillips curve', *Empirical Economics*, vol. 59, pp. 2573–2612.
- Kuttner, Ken and Tim Robinson (2010), 'Understanding the flattening Phillips curve', *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 21, pp. 110–125.
- Leduc, Sylvain and Daniel J. Wilson (2017), 'Has the wage Phillips curve gone dormant?', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter* 2017-30.
- Neumann, Nico, Ulf Böckenholt and Ashish Sinha (2016), 'A meta-analysis of extremeness aversion', *Journal of Consumer Psychology*, vol. 26, pp. 193–212.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1987), 'A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix', *Econometrica*, vol. 55, pp. 703–708.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1994), 'Automatic lag selection in covariance matrix estimation', *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 631–653.
- Occhino, Filippo (2019), 'The flattening of the Phillips curve: Policy implications depend on the cause', *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary* 2019-11.
- OECD (2000), *Main Economic Indicators. Sources and Definitions*, OECD, Paris.
- Palmqvist, Stefan and Lena Strömberg (2004), 'Households' inflation opinions – A tale of two surveys', *Sveriges Riksbank Economic Review*, no. 4, pp. 23–42.
- Pesaran, M. Hashem and Alan G. Timmermann (1992), 'A simple nonparametric test of predictive performance', *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp. 461–465.
- Pierdzioch, Christian, Monique B. Reid and Rangan Gupta (2018), 'On the directional accuracy of inflation forecasts: Evidence from South African survey data', *Journal of Applied Statistics*, vol. 45, pp. 884–900.

Pinto, Santiago, Pierre-Daniel G. Sarte and Robert Sharp (2020), 'Learning about consumer uncertainty from qualitative surveys: As uncertain as ever', *International Journal of Central Banking*, vol. 16, pp. 47–99.

Sinclair, Tara M., Herman O. Stekler and Lindsay Kitzinger (2010), 'Directional forecasts of GDP and inflation: A joint evaluation with an application to Federal Reserve predictions', *Applied Economics*, vol. 42, pp. 2289–2297.

Sosvilla-Rivero, Simón and María del Carmen Ramos-Herrera (2018), 'Inflation, real economic growth and unemployment expectations: An empirical analysis based on the ECB survey of professional forecasters', *Applied Economics*, vol. 50, pp. 4540–4555.

Sveriges Riksbank (2007), Separate minutes of the Executive Board, Meeting on 29 October 2007.

Thomas, Lloyd B. (1999), 'Survey measures of expected U.S. inflation', *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13, pp. 125–144.

Thomas, Lloyd B. and Alan P. Grant (2008), 'The accuracy and rationality of US and Australian household inflation forecasts: A comparative study of the Michigan and Melbourne Institute surveys', *Economic Record*, vol. 84, pp. 237–252.

Trehan, Bharat (2015), 'Survey measures of expected inflation and the inflation process', *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 47, pp. 207–222.

## Appendix

In this appendix, we provide the details of the econometric test employed in Section 3 to assess the accuracy of the directional forecasts.

The directional forecast is denoted  $x_t$  and the actual directional change  $y_t$ . Note that any directional variable is Bernoulli distributed. We define

$$(1) \quad P_x = \mathbb{P}(x_t = 1) \text{ and } P_y = \mathbb{P}(y_t = 1),$$

where  $\mathbb{P}$  is the probability function. We further introduce the variable  $z_t$  which takes on the value 1 if the forecast is correct, and the value 0 if the forecast is wrong. By using the conjunction operator,  $\wedge$ , we write  $z_t = 1$  if  $x_t = 1 \wedge y_t = 1$  or  $x_t = 0 \wedge y_t = 0$ , and  $z_t = 0$  if  $x_t = 1 \wedge y_t = 0$  or  $x_t = 0 \wedge y_t = 1$  (see panel C in Figures 3 and 4). The probability of  $z_t = 1$  is thus given by

$$(2) \quad P = \mathbb{P}(x_t = 1, y_t = 1) + \mathbb{P}(x_t = 0, y_t = 0).$$

Under the null hypothesis that  $x_t$  and  $y_t$  are independent – that is, if  $x_t$  has no power to predict  $y_t$  – then it follows from the definition of independence that the probability of  $z_t = 1$  is given by

$$(3) \quad P_{H0} = P_x P_y + (1 - P_x)(1 - P_y).$$

The probability  $P$  is efficiently estimated as the proportion of correct directional forecasts in a data set with  $T$  observations, and thus the estimate is given by

$$(4) \quad \hat{P} = T^{-1} \sum_{t=1}^T z_t.$$

Under the null hypothesis of no predictive power,  $T\hat{P}$  has a binomial distribution with expected value  $TP_{H0}$  and variance  $TP_{H0}(1 - P_{H0})$ . In the case in which  $P_x$  and  $P_y$  are known, one can use the approximate test for the Bernoulli parameter  $P$ . The test statistic is asymptotically standard normal and given by

$$(5) \quad t = \frac{\hat{P} - P_{H0}}{\sqrt{T^{-1} P_{H0} (1 - P_{H0})}}.$$

For example, assuming a symmetric random walk behaviour implies  $P_y = 0.5$  since an up-move and a down-move of the forecasted variable are equally likely. It is then natural for any forecast to have  $P_x = 0.5$ . In this case the test statistic simplifies to  $t = \sqrt{T} (2\hat{P} - 1)$ . However, in practice,  $P_x$  and  $P_y$  are not known and need to be estimated from sample data. Their efficient estimates are given by  $\hat{P}_x = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t$  and  $\hat{P}_y = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_t$ , and consequently  $P_{H0}$  is replaced by

$$(6) \quad \hat{P}_{H0} = \hat{P}_x \hat{P}_y + (1 - \hat{P}_x)(1 - \hat{P}_y).$$

Pesaran and Timmermann (1992) derive that in this case the test of predictive performance of  $x_t$  can be based on

$$(7) \quad t_{PT} = \frac{\hat{P} - \hat{P}_{H0}}{\sqrt{\widehat{\text{var}}(\hat{P}) - \widehat{\text{var}}(\hat{P}_{H0})}},$$

where  $\widehat{\text{var}}(\hat{P}_{H0}) = T^{-1} (2\hat{P}_y - 1)^2 \hat{P}_x (1 - \hat{P}_x) + T^{-1} (2\hat{P}_x - 1)^2 \hat{P}_y (1 - \hat{P}_y) + 4T^{-2} \hat{P}_y \hat{P}_x (1 - \hat{P}_y)(1 - \hat{P}_x)$  and  $\widehat{\text{var}}(\hat{P}) = T^{-1} \hat{P}_{H0} (1 - \hat{P}_{H0})$ . The  $t_{PT}$  test statistic is asymptotically standard normal.



The suggested approach implicitly assumes that the forecast and actual process are serially independent. However, serial correlation is often present in economic applications. Blaskowitz and Herwartz (2014) suggest a Newey-West correction for the directional accuracy test we consider. First note that independence of Bernoulli variables  $x_t$  and  $y_t$  is equivalent to zero covariance between  $x_t$  and  $y_t$ . It then follows that

$$(8) \quad P - P_{H0} = 2\text{cov}(x_t, y_t),$$

where  $\text{cov}(\cdot, \cdot)$  denotes the covariance operator.<sup>12</sup>

Consequently  $\widehat{\text{cov}}(x_t, y_t) = 0$  if and only if  $t_{PT} = 0$ . We can thus alternatively test for zero covariance between the directional forecast  $x_t$  and the actual directional change  $y_t$ . We follow the exposition in Blaskowitz and Herwartz (2014) and decompose

$$(9) \quad x_t = P_x + w_t \text{ and } y_t = P_y + v_t,$$

where  $w_t$  and  $v_t$  are binary zero mean random errors which may be serially correlated. It follows that the null hypothesis of  $\text{cov}(x_t, y_t) = 0$  is equivalent to  $\mathbb{E}[w_t v_t] = 0$ , where  $\mathbb{E}[\cdot]$  denotes the expectation operator. To bring the model to data we estimate  $\hat{w}_t = x_t - \hat{P}_x$ ,  $\hat{v}_t = y_t - \hat{P}_y$  and  $\overline{wv} = \widehat{\text{cov}}(x_t, y_t) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{w}_t \hat{v}_t$ . The test of predictive performance is then based on the test statistic

$$(10) \quad t_{PT}^{NW} = \frac{\widehat{\text{cov}}(x_t, y_t)}{\sqrt{T^{-1} \hat{S}_T^{NW}}},$$

which is asymptotically standard normal, and where  $\hat{S}_T^{NW}$  is the heteroscedasticity and autocorrelation consistent variance estimator (Newey and West, 1987) for  $\widehat{\text{cov}}(x_t, y_t)$ . In particular,

$$(11) \quad \hat{S}_T^{NW} = \widehat{\text{cov}}(w_t v_t, w_t v_t) + 2 \sum_{g=1}^G \left(1 - \frac{g}{G+1}\right) \widehat{\text{cov}}(w_t v_t, w_{t+g} v_{t+g}),$$

$$(12) \quad \widehat{\text{cov}}(w_t v_t, w_{t+g} v_{t+g}) = \sum_{t=1}^{T-g} (\hat{w}_t \hat{v}_t - \overline{wv})(\hat{w}_{t+g} \hat{v}_{t+g} - \overline{wv}),$$

and the truncation lag  $G$  is – as is commonly done in the literature – set equal to the integer part of  $4(T/100)^{2/9}$ , that is, we set  $G = 5$ ; see Newey and West (1994) for a technical discussion.

<sup>12</sup> Note that  $\text{cov}(x_t, y_t) = \mathbb{E}[x_t y_t] - \mathbb{E}[x_t] \mathbb{E}[y_t] = \mathbb{P}(x_t = 1, y_t = 1) - \mathbb{P}(x_t = 1) \mathbb{P}(y_t = 1)$ . Introduce  $a_t = 1 - x_t$ ,  $b_t = 1 - y_t$ , and note that  $\text{cov}(a_t, b_t) = \text{cov}(x_t, y_t)$ . Since  $P - P_{H0} = \mathbb{P}(x_t = 1, y_t = 1) + \mathbb{P}(x_t = 0, y_t = 0) - \mathbb{P}(x_t = 1) \mathbb{P}(y_t = 1) - \mathbb{P}(x_t = 0) \mathbb{P}(y_t = 0)$ , the result follows.

# Systemically important banks: is there a TBTF premium?

Marianna Blix Grimaldi, Mats Christoffersson, Yuuki Ikeda and Jonas Niemeyer\*

Jonas Niemeyer works in the Financial Stability Department of the Riksbank. Marianna Blix Grimaldi works at the Swedish National Debt Office but was visiting the Riksbank's Research Department when working on this article. Mats Christoffersson works at the Swedish National Debt Office and Yuuki Ikeda is at Bank of Japan but was at the Bank for International Settlements when working on this article.

---

Too big to fail (TBTF) is a catchy phrase used to describe a systemically important bank (SIB) that is so entwined with the economy that its failure would impose significant losses on other firms or seriously impede the functioning of the financial system with consequent risks to the broader economy. As a result, when such large banks have been close to default, governments have traditionally used public funds to ensure payments of the bank's debt, to avoid it defaulting. Such a bail-out of a TBTF bank limits systemic risk, but it has economic costs. In fact, treating a bank as TBTF extends unlimited protection to all of the bank's creditors, not just depositors, giving the bank a funding advantage and incentives to take on more risk than other banks. In other words, the TBTF banks benefit from a TBTF premium. After the global financial crisis and in order to limit the TBTF problem, regulators imposed new stricter rules on the largest banks in an effort to control risk-taking and introduced a new process for resolving failures of large banks in a way that subjects the creditors of such banks to losses. However, as the financial system adapts, the TBTF problem remains a public concern. This article contributes to the literature and previous policy work on TBTF issues in several aspects. We estimate TBTF premiums from the period before the global financial crisis to March 2021 for a sample of 53 SIBs. We present novel evidence on regional variation of TBTF premiums, also within Europe. We show that, while the driving factors of TBTF premiums have not changed, their relative relevance has shifted significantly. Finally, we show the significant variation of TBTF premiums that exists among large banks.

---

## 1 Introduction

Some banks may be so large and complex that market participants think that public authorities would find it difficult to let them fail when they face financial problems. Such banks are typically called systemically important banks (SIBs) as they are considered to be too-big-to-fail (TBTF). When the market perceives a bank to be TBTF, it has real consequences. If market participants think that such a bank will be saved (i.e. bailed-out) by public authorities, the risk for its shareholders and bondholders will fall. Under such

---

\* We would like to thank Meredith Beechey Österholm, Tor Jacobson, Ola Melander, Marianne Nessén and Tamás Vasi for their valuable comments. All errors and deficiencies remain the responsibility of the authors. The views in this article are the authors' views and should not be interpreted as the views of the Riksbank or its Executive Board.

presumptions, shareholders will gain when the bank makes a profit but will not lose their investment if the bank defaults. Heads I win, tails you lose. Similarly, bondholders would be almost certain to get their investment and earned interest back. Therefore, if market participants think a bank is a SIB, it will affect the pricing of the bank's shares and bonds. If the perceived risk is lower, expected returns will be lower and thus prices higher. Thus, such banks will benefit from a TBTF premium (see FSB 2021). By using market prices, it is possible to estimate this market-implied TBTF premium. A relatively large literature, using different methodologies, has showed the existence of such a premium for SIBs in different countries.<sup>1</sup>

To estimate the TBTF premium in this article, we use a Merton-type model, in which a firm defaults when its asset value falls below a determined boundary. Such models estimate the probability that a firm defaults, and this probability depends on the firm's capital structure, i.e. its own funds in relation to its debt. While it is not the only approach available for estimating the TBTF premium, it is well suited to the problem at hand, see, for example, IMF (2014).

We contribute to the literature and previous policy work in several ways. First, by using data from SIBs from Europe, North America and Asia (Japan), we add novel evidence on the regional variation of TBTF premiums, especially for some European banks. Second, we investigate the determinants of TBTF premiums and how they vary by region. Third, we investigate the time dynamics of the determinants of TBTF premiums. Fourth, we analyse the differences in the TBTF premiums of global systemically important banks (G-SIBs) versus domestic systemically important banks (D-SIBs) in our sample.

The rest of the article is organized as follows. In section 2 we discuss why some banks are large and why this is a public policy concern as well as what has been done in terms of global standards to reduce the TBTF-problem after the global financial crisis (GFC) in 2008–2009. In section 3, we present the estimates of TBTF premiums. We document changes in TBTF premiums over time and across regions. We also present our analysis on the determinants of TBTF premiums and, assess the heterogeneity among SIBs. Section 4 concludes.

## 2 The TBTF issue

There is no universal definition of what constitutes a bank. Some countries define a bank as an entity that has a banking licence, which becomes a rather circular definition. Other countries focus their definition on banks' provision of payment services. Other countries focus their definition on banks' ability to take deposits and grant loans. Regardless of how they are defined, in most countries banks play a vital role in the economy by: a) providing payment services, b) taking deposits and granting loans and in doing so transforming liquid deposits into illiquid loans and c) being an intermediary to more advanced financial risk management for households and firms.

Similarly, there is no clear definition of which banks are SIBs and thus which banks could benefit from a TBTF premium. On a yearly basis, the Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) establishes a list of about 30 banks that are defined as global systemically important banks (G-SIBs) for the coming year. The 75 banks with the largest leverage ratio exposure measure constitute the G-SIB sample banks.<sup>2</sup> For each of these banks, data are collected, 12 indicators are calculated and basic global market shares are calculated. In addition, supervisors may exercise discretion and adjust the mechanistic score, if warranted. As markets and banks develop, the yearly G-SIB list is not static but may change from one year to another. During the last few years, the BCBS has designated about 30 banks as G-SIBs.

<sup>1</sup> A systemically important bank is defined as a bank that is deemed to be of such importance that the bank's failure may trigger a wider financial crisis, see BCBS (2013). Colloquially, such banks are often described as TBTF. FSB (2021) lists a number of references outlining TBTF premiums and how to estimate them.

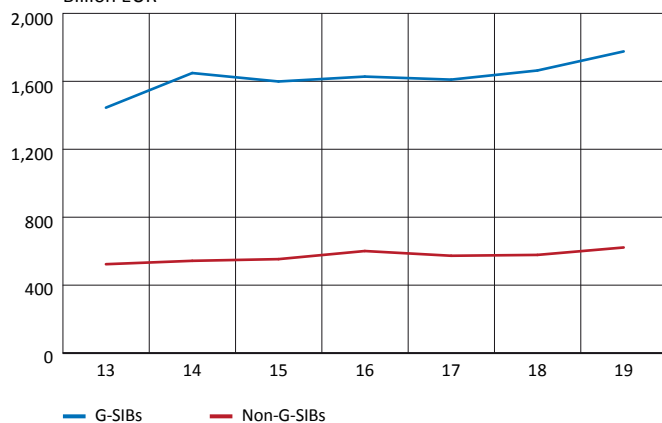
<sup>2</sup> In reality, the G-SIB sample consists of 76 banks, see BCBS (2013). Somewhat simplified, a bank's leverage ratio exposure measure consists of its on-balance sheet items and most of its off-balance sheet items weighted with a factor, see BCBS (2017a).

Although some banking groups have entered the list and some exited, the list has been rather stable over the years. The G-SIB list is then endorsed by the Financial Stability Board (FSB) and published in November every year (see FSB 2020). The G-SIBs are the largest – and by the public authorities deemed the most systemically important – banking groups in the world. On a yearly basis, there are about 30 G-SIBs and about 75 banks in the G-SIB sample.

In addition, countries may define a bank as a domestic systemically important bank (D-SIB). This designation may also vary over time. Most – but not all – G-SIB sample banks are also D-SIBs. On the other hand, many D-SIBs are not included in the G-SIB sample as they may be large in their home country but have limited global scale, so focusing on SIBs more generally would include more banks than are included in the G-SIB sample. In most of the empirical part of the article from section 3 and onwards, we use data from 53 banks, 26 that have been included in the G-SIB list at any point in time and 27 D-SIBs (see Appendix B).

On a global scale, many banks are large. For 2019, the World Bank reports an overall GDP for the world of 87,800 billion USD or approximately 78,150 billion EUR.<sup>3</sup> At the end of 2019, the aggregate size of the G-SIB sample banks was 81,320 billion EUR (BCBS G-SIB-database).<sup>4</sup> So the aggregate size of these 76 banks is larger than the total world GDP.

**Figure 1. Average size of systemically important banks in the world**  
Billion EUR



Note. Size is measured as the leverage ratio exposure measure at year-end, averaged across the banks. Non-G-SIBs are the banks within the G-SIB sample that are not designated as G-SIBs.

Sources: [www.bis.org/bcbs/gsib/](http://www.bis.org/bcbs/gsib/), Bank reports and authors' own calculations

The SIBs have also remained large since the GFC. Using data from end 2013 to end 2019, Figure 1 plots the average size of the G-SIBs as well as that of the G-SIB sample banks that are not designated as G-SIBs (Non-G-SIBs). For G-SIBs, the average size (in terms of leverage ratio exposure measure) has been around 1 600 billion EUR. In Figure 2, two things stand out. On average, G-SIBs are substantially larger than Non-G-SIBs. Also, the G-SIBs have become slightly larger since 2013. It is also worth noting that most of the G-SIBs are highly complex. While there is no universal good measure of complexity, the average G-SIB has over a thousand subsidiaries in over 40 jurisdictions (FSB 2021). Most of these banks are also active in many different lines of banking business, further increasing complexity.

A relevant question in this context is why some banks are large and complex. There are several reasons for this.

A first reason is the existence of large non-financial corporates. When these large corporates need banking services they typically turn to large banks. To offer some services, such as corporate actions and fixed income offerings, to these large corporates, the bank will

<sup>3</sup> The source for global GDP is the World Bank World Development Indicators <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD> and this has been transformed using the end 2019 exchange rate.

<sup>4</sup> In this context, size is measured as the leverage ratio exposure measure.

need a fairly large balance sheet, as it may have to absorb fairly large risks for a short period of time.

A second reason is that certain banking services may also include economies of scale and scope.<sup>5</sup> Payment services is an area where the marginal cost of an additional payment may be very low while there may be substantial fixed costs. This creates opportunities to profit from economies of scale and scope. A larger bank may also have greater opportunities to diversify risks. However, diversification necessitates good risk data aggregation and as banks grow in size that may become more difficult. Also, in some areas, the economies of scale and scope may be less pronounced. The empirical literature on this subject is not new but the evidence remains mixed. Berger et al. (1999) perform a literature review and find scant evidence of any substantial economies of scale or scope. More recently, Beccalli and Rossi (2017) document some economies of scope in the European banking sector. Also, Boot (2017) argues that technological developments such as fintech may increase the fixed costs and reduce some variable costs, i.e. potentially creating – or alternatively further enlarging – the scope for economies of scope and scale.

A third reason is that many large corporations, including banks, have a natural tendency to grow. Executives often prefer to manage larger firms as that increases their power and remuneration. This empire-building feature may be a driving force for the ever-increasing size of banks (Jensen and Meckling 1976 and Jensen 1986). Many banks have a dispersed ownership which may accentuate this agency problem.

A fourth reason is that banks tend to become larger as a result of government actions. Given the important role that banks play in the economy, it is also very difficult to close down a bank. When a non-financial corporation faces economic challenges, it will shrink, close down or even go bankrupt. Few banks take that route. Instead, banks facing economic problems often elicit public interventions. A common public solution to a bank facing problems is to merge it with another bank. Indeed a common result of financial distress is that banks become even larger and fewer. Nordea is a case in point. It was created by merging a number of smaller banks following the various financial crises in the 1990s in the Nordic countries. Presently, consolidating some parts of the European bank sector is also being discussed as one of the possible solutions to the low profitability of some European banks (see, for example, ECB 2020).

A fifth reason is that some banks may be perceived to have an implicit government guarantee. Such guarantees would reduce the bank's funding costs and lower the risk of both shareholders and bondholders. This lower risk may reinforce empire-building features. Also, the controlling effect of shareholders on bank management may be undermined.

In the GFC 2008–2009, it became clear that some large and complex banks posed a substantial risk to the global economy. The failure of Lehman Brothers in 2008 had repercussions all over the world. It became clear that some banks needed stricter rules than other banks, simply because they posed larger risk to society. These banks were seen as TBTF and their existence became a public concern.

## 2.1 TBTF – a public policy concern

The existence of large and complex banks that are SIBs or TBTF banks is a public policy concern. Their potential failure or default can create large negative spill-over effects on the financial system and the real economy (see BCBS 2011 and FSB 2021). In other words, there are serious negative externalities of such a failure. Given the externalities, public authorities may be unwilling to let such a bank fail. Instead, in a crisis, public authorities may do what they can to save the bank. The perception that a SIB would be saved from default by public authorities diminishes the risk to shareholders and bondholders even in normal times.

<sup>5</sup> Economies of scale arise when there are cost advantages of producing a single good, while economies of scope arise when there are cost advantages of producing a variety of similar but different goods.

This reduces the funding costs of these banks as market participants will demand a lower risk premium for such funding than for other banks that are not perceived as systemically important. Thus, one way to assess if market participants perceive a bank to be systemically important is to see if it has lower funding costs, i.e. if it benefits from a TBTF premium due to implicit government support.<sup>6</sup>

The GFC also showed that the negative externalities had wide cross-border implications. The failure of Lehmann Brothers had serious consequences for the financial sector in many countries. Many financial markets experienced severe stress and GDP fell in most parts of the world. Therefore, the need for coordinated action to limit these risks was abundantly clear. From a small-country perspective, the need to ensure sufficiently strict global minimum rules is even more important. The interdependency is larger for small countries than larger countries, but the main message from the crisis is that when there are financial problems in some of the worlds' largest and most complex banks, small and large countries are all likely to feel the economic consequences of those problems.

## 2.2 Responses to the TBTF issue after the GFC

In the aftermath of the GFC, G-20 leaders met in Pittsburgh in September 2009 to discuss financial markets and the world economy. There was full agreement to launch a vast series of global reforms to strengthen the financial regulatory framework with the aim of increasing the resilience of the global financial system, and to do so in a coordinated manner. Among other things, they agreed (G-20 2009):

1. to 'develop resolution tools and frameworks for the effective resolution of financial groups';
2. 'that prudential standards for systemically important institutions should be commensurate with the costs of their failure'; and
3. that there was a need to develop 'more intensive supervision and specific additional capital, liquidity, and other prudential requirements'.

The first bullet above indicates a desire to develop a more efficient way to deal with banks in distress than through a public bail-out. Notably, the second and third bullets highlight that some banks pose a greater risk to financial stability than others and that these banks need stricter prudential standards. Up until then, the Basel Committee, being the global standard-setter for banks, had developed common regulatory standards for all globally active banks, but largely without making any distinction between smaller and larger banks. In 2009 – for the first time – there was a political commitment for more stringent requirements for a subset of these banks, the SIBs.

With the agreement to impose stricter requirements on a subset of banks, the first important question was how to define these SIBs. In 2011, the Basel Committee developed a method to single out banks that it considers the most global systemically important – the G-SIBs.<sup>7</sup> G-SIBs have a surcharge on their capital requirement in the form of a separate G-SIB buffer. The higher the ranking among the G-SIB sample banks, the higher the surcharge. All relevant jurisdictions have implemented the G-SIB framework, and ensured that it has become a legal requirement for these banks (see BCBS 2016).

<sup>6</sup> There may of course be other reasons why a bank benefits from lower funding costs. In our model, see section 3, we try to take these into account.

<sup>7</sup> The framework was first agreed in November 2011, see BCBS (2011), and later updated in 2013, see BCBS (2013), and revised in 2018, see BCBS (2018). As part of the method, the Basel Committee collects data from all internationally active banks with a leverage ratio exposure measure larger than 200 billion EUR. The data consist of a number of balance sheet items, transaction items and other items – in total about 65 items – categorized into 12 indicators. The method then calculates the market share of all of these indicators and weighs them together to create a global weighted market share.

The Basel Committee also recognized that other banks may be systemically important on a domestic or regional basis, even if the failure of such a bank may not have global repercussions. It therefore developed a framework for dealing with D-SIBs (BCBS 2012). It is less prescriptive than the G-SIB framework but provides a number of principles to guide jurisdictions in dealing with D-SIBs. Jurisdictions should make an assessment whether any bank is a D-SIB but there is no requirement for defining any bank as such, nor to apply any surcharge, even if the framework recognizes such a surcharge as a useful tool.

Apart from the surcharge, SIBs are also subject to more intensive supervision. The exact way to implement and organize this is largely up to each jurisdiction to define.

Following the GFC, FSB also developed new standards for the recovery and resolution of G-SIBs (see FSB 2014). These standards have four basic components. First, banks should develop recovery plans for what they should do in a stressed scenario. Second, jurisdictions should develop a legal structure to facilitate resolution of a bank in a crisis. Third, resolution authorities should develop resolution plans for banks that may fail. Fourth, banks should have a certain level of Total Loss Absorbing Capacity (TLAC) (see FSB 2015).<sup>8</sup> TLAC-instruments include capital but also debt instruments that can be bailed-in, i.e. written down or converted to equity, when the bank is in resolution. The main purpose of the TLAC requirements is to ensure that a failing bank's shareholders and creditors can absorb sufficient losses in resolution, so that the public sector would not have to resort to using public funds in a bail-out. By ensuring that SIBs have sufficient private capital at risk, the purpose is to reduce the expectation that public funds would need to be used in a crisis. This would also force the market to better assess the risks as bank shareholders and holders of the bail-in-able debt would potentially suffer losses if the bank is put into resolution.

The first G-SIB buffer surcharge is only implemented for capital requirements in terms of risk-weighted assets. In 2017, the Basel Committee agreed that all G-SIBs should be subject to an additional surcharge buffer on their leverage ratio requirement (see BCBS 2017b). The new leverage ratio surcharge buffer was due for implementation on January 2022 but due to the Covid-19 pandemic, implementation may be postponed by one year (see BCBS 2020).

Many jurisdictions apply the TBTF-standards to a larger set of banks, than only G-SIBs. D-SIBs are common in many countries and they typically also face higher capital requirements than other banks.<sup>9</sup> Also, requirements on bail-in-able debt for D-SIBs are becoming frequent in many countries. Some countries even apply such requirements on bail-in-able debt to other banks that are not formally SIBs<sup>10</sup>. Recovery and resolution planning as well as legal changes in the implementation of resolution frameworks have been approved in many countries. In that respect, the global standards have materially changed the system in many countries around the world.

### 3 Development of TBTF premiums

As discussed before, the presumption of government support gives rise to a so-called TBTF premium, which is embedded in market equity prices and credit spreads. It is worth noting that all market prices-based models measure market participants' *perceptions* of the development of TBTF premiums and are therefore imperfect measures of the premium in itself, which is unobservable. In the following, for the sake of brevity, we refer to those imperfect measures as TBTF premiums.

In this article, we focus on estimates based on a Merton-type structural credit-pricing model. It is the same model as in FSB (2021) and closely related to the model in Schweikhard

<sup>8</sup> The European version is called Minimum Requirement for own funds and Eligible Liabilities (MREL).

<sup>9</sup> In Sweden, Finansinspektionen has determined that three banks are D-SIBs, Handelsbanken, SEB and Swedbank and they all face a D-SIB surcharge.

<sup>10</sup> In Sweden, nine banks are subject to requirements on bail-in-able debt, see [www.riksdagen.se](http://www.riksdagen.se).

and Tsismelidakis (2012) and Tsismelidakis and Merton (2012). Appendix A describes the model.<sup>11</sup>

A commonly convenient way to define the premium is in terms of the difference between equity market-implied CDS, or fair-value CDS (*FVCDS*), and the observed CDS spread as below:

$$(1) \quad TBTF_{i,t} = FVCDS_{i,t} - CDS_{i,t}$$

where  $i$  denotes bank, and  $t$  denotes time. The modelling of the *FVCDS* is based on the insight that a firm's equity and debt can be valued as options on the asset value of the firm.<sup>12</sup> This insight was originally introduced by Black and Scholes (1973) and subsequently developed by Merton (1974). In this framework, default occurs when the value of the firm's assets becomes lower than the value of its debt and is therefore insufficient to allow the firm to meet its contractual obligations. The firm's market asset value is unobservable, but it can be inferred from equity prices, the firm's liabilities structure and the business (asset value) risk of the firm. Over the past decades, this model has been widely applied as it provides a forward-looking measurement of the default probability and equity-implied credit spreads.

Another source of credit spreads is the CDS market. A CDS contract provides insurance against the risk of a default by a particular firm and provides a relatively direct and unbiased measure of the risk of default. In case of default, the seller of the CDS compensates the buyer for the losses that the buyer would otherwise incur on the amount insured. The insurance seller receives fixed periodic payments in return. The annual sum of those payments is usually expressed as a percentage of the face value of the CDS and quoted in basis points and is referred to as CDS spread. In this way, the CDS spread reflects the default risk of the firm.

The economic intuition behind the comparison as in (1) is that observed CDS spreads reflect *both* the probability of bank default *and* the likelihood and size of government support in case of default. In contrast, under the assumption that the government does not bail-out equity holders, the equity prices contain only information on the probability of default.<sup>13</sup> As a result, the equity price information allows the calculation of a hypothetical, 'equity-implied' *FVCDS* that is not affected by the probability of bailout.<sup>14</sup> The difference between the *FVCDS* and the observed *CDS* spread can therefore be interpreted as a measure of investors' expectations of government support.

### 3.1 Data used in the analysis

To compute *TBTF* premiums, we use data from Bloomberg and Markit (CDS). In the following analysis, we use macroeconomic variables that we collect from Bloomberg, with the exception of the variable Probability of Crisis, which we collect from the Stern-NYU's V-Lab initiative, which is based on Engle and Ruan (2019).<sup>15</sup> The source for the bank balance sheet variables such as return on equity, total capital ratio and total bank assets is the Fitch database.

11 There are different approaches to estimating *TBTF* premiums. The estimates of the premiums can differ significantly depending on the approach used. However, while the estimated level may differ, the pattern over time of the evolution of *TBTF* premiums is comparable, see for example IMF (2014) and FSB (2021).

12 A financial option is the right to buy or sell an underlying asset at a specified price on or before a specified maturity date. An option is particularly valuable when investors are more uncertain about the future value of the underlying asset.

13 The capital injection in a bailout can take several forms, such as loans, stocks, bonds or cash. While there is a possibility of the bank's shareholders being bailed out depending on the form of bailout, historically, for the large part, shareholders have suffered losses and not been bailed out in case of bank default. It is also worth noting that while both shareholders and bank creditors benefit from an implicit bank subsidy in terms of share prices and lower risk *ex-ante*, it is mainly bank creditors that benefit from a bail-out, *ex post*.

14 *FVCDS* and *CDS* may differ for other factors than the probability of bailout. For example, at times the *FVCDS* may be lower than the *CDS*. While it is not possible to exclude the influence of such factors, they have proved to be mostly transitory, see Dwyer et al. (2010).

15 See Volatility Laboratory (V-Lab), Stern Business School, New York University at <http://vlab.stern.nyu.edu/welcome/risk/>.



Market-based variables such as equity prices and volatility, CDS spreads, interest rates are at daily frequency whereas bank balance sheets are at quarterly frequency. Therefore, in order to mitigate unduly noise but keep as much information as possible from market-based data, we compute the TBTF premium on a monthly frequency by aggregating the market-based data and interpolating the quarterly bank balance sheet. We compute TBTF premiums for 53 SIBs. We select the banks according to the availability and quality of the data. In Appendix B, we list the banks in our sample and present some basic summary statistics of the data we use in our regression analysis.

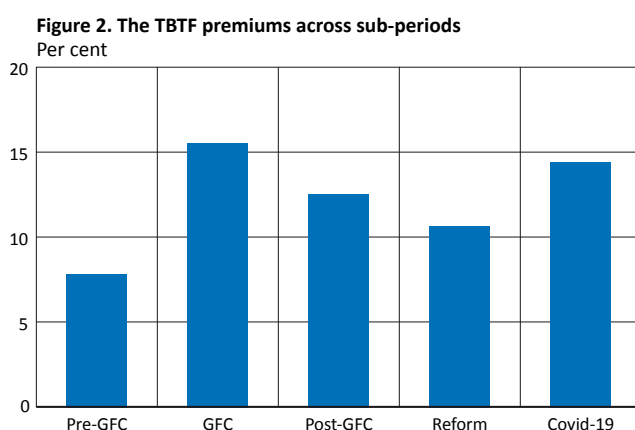
### 3.2 Time variation of TBTF premiums

To evaluate TBTF premiums over time, we divide the time period into several sub-periods, corresponding to the period pre-GFC, the GFC, the post-GFC period and pre-reform period, the reform implementation period and the Covid-19 pandemic period as shown in Table 1. Figure 2 shows the TBTF premiums averaged across all countries in our sample for these sub-periods.

**Table 1. Sub-periods analysed**

| Pre-GFC   | GFC       | Post-GFC  | Reform      | Covid-19      |
|-----------|-----------|-----------|-------------|---------------|
| 2004–2007 | 2008–2009 | 2010–2011 | 2012–2020:2 | 2020:3–2021:3 |

Note. The end of our sample is March 2021.



Note. Each bar represents the average TBTF premium in per cent in each sub-period. Pre-GFC denotes pre global financial crisis, i.e. 2004–2007; GFC denotes the global financial crisis, 2008–2009; Post-GFC denotes the period 2010–2011, i.e. post GFC and before the reform implementation period; Reform denotes the reform implementation period, 2012–(February) 2020; Covid-19 refers to the Covid-19 period, between March 2020 and the end of our period, i.e. March 2021. The TBTF premiums are computed at monthly frequency. Sources: Bloomberg, Markit and authors' own calculations

Figure 2 shows three key results. First, TBTF premiums have declined from the peak of the GFC not only in the post-GFC period, but also continued to decline during the reform implementation period. The average premium has declined by about 6 percentage points corresponding to a decline in TBTF premiums of 60 per cent from the GFC to the reform implementation period. Second, TBTF premiums have not come down to pre-crisis levels but have remained 2–3 percentage points above throughout the reform implementation period. Thirdly, TBTF premiums have increased during the Covid-19 period, highlighting that these premiums are highly time-dependent and indicating a positive correlation with the amount of market stress.

In order to corroborate our analysis above, we assess whether TBTF premiums are also statistically different across sub-periods by performing a panel regression analysis as follows:

$$(2) \quad TBTF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SubPeriod_1 + \beta_2 SubPeriod_2 + \beta_3 SubPeriod_3 + \beta_4 SubPeriod_4 + \varepsilon_{i,t}$$

where the dependent variable  $TBTF_{i,t}$  is the TBTF premium for each bank  $i$ , at time  $t$ .  $SubPeriod_j$  with  $j$  equal to 1, 2, 3, and 4 denotes a dummy variable that takes value 1 for each corresponding period and zero otherwise.  $\beta_0$  captures the average TBTF premium in the baseline period. The difference in TBTF premiums between the baseline and  $j$  period is measured by  $\beta_j$ .

We have five sub-periods. To measure the difference between the baseline and the other four sub-periods, we then run the analysis as in equation (2) five times, changing the baseline period to each of the five sub-periods as in Table 1. Table 2 shows the  $\beta_j$  values.

**Table 2. TBTF premium differences among sub-periods, regression results**

| Baseline<br>Sub-periods | Pre-GFC        | GFC             | Post-GFC        | Reform         |
|-------------------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| GFC                     | 6.61*** (0.00) | –               | –               | –              |
| Post-GFC                | 4.28*** (0.00) | –2.34*** (0.00) | –               | –              |
| Reform                  | 2.70*** (0.00) | –3.91*** (0.00) | –1.57*** (0.00) | –              |
| Covid-19                | 7.22*** (0.00) | –0.60 (0.50)    | 2.94*** (0.00)  | 4.52*** (0.00) |

Note: Pre-GFC denotes pre global financial crisis, i.e. 2004–2007; GFC is the global financial crisis, 2008–2009; Post-GFC denotes the period during 2010–2011; Reform denotes the reform implementation period, 2012–2020:2; Covid-19 denotes the time period from 2020:3–2021:3. Robust p-values are presented in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. The results relate to equation (2) where we include fixed-effects to control for the unobserved time-invariant heterogeneities across individual banks and countries. The baseline period is in columns. Each row reports the values of the estimated  $\beta_j$  from equation (2), i.e. the difference of the period on the row compared to the baseline (in column). Results are robust to different choices of the variance-covariance matrix estimator. Table 2 results are based on a variance-covariance matrix with cluster at bank level. The number of observations in each regression is 9,772.

Sources: Bloomberg, Markit and authors' own calculations

The differences in TBTF premiums across the sub-periods are all statistically significant, with the exception of the difference between the GFC and the Covid-19-period. For a further discussion of the time difference of TBTF premiums, see FSB (2021). The reasons why TBTF premiums in the reform implementation period have not fallen to pre-GFC levels are not fully clear. Later in the article, we therefore analyse how the *determinants* of TBTF premiums vary across time.

### 3.3 Regional variation of TBTF premiums

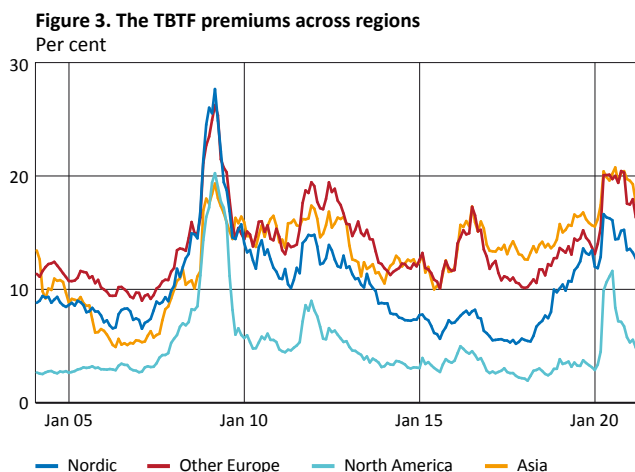
In this section, we analyse regional variation in the evolution of TBTF premiums. Similarly to Sarkar (2020), we analyse the dynamics of TBTF premiums for banks in Asia, Europe and North America, but we divide Europe in two sub-regions, the Nordic countries and the other European countries. Diversity within a certain region has been much less investigated in the literature and previous policy work on TBTF issues, and therefore our analysis contributes to that work with novel evidence on Europe.<sup>16</sup>

In this context, we define the *Nordic* region as Denmark, Norway, Sweden and Finland (from 2018), which share a similar structure of the economy, a well-integrated bank system within the region as well as cultural ties and history that – in many aspects – set them as a

<sup>16</sup> In our analysis, we include banks from FSB countries such as Canada, France, Germany, Italy, the Netherlands, Japan, Spain, Switzerland, the UK and the US. We also include banks from Austria, Belgium, Denmark, Norway, Portugal, Sweden and Finland (from 2018). The period covered is January 2004–March 2021.

group apart from the other European countries.<sup>17</sup> Furthermore, none of them is a member of the Financial Stability Board. We label the other European countries as Other Europe (OE).<sup>18</sup>

Figure 3 illustrates the TBTF premium dynamics for the four regions – *Nordic*, *Other Europe*, *North America* and *Asia*.<sup>19</sup>



Sources: Bloomberg, Markit and authors' own calculations

Figure 3 clearly displays regional variation in the evolution of TBTF premiums. TBTF premiums are highest for Asian banks and lowest for banks in North America. It also shows that there is a significant regional variation within Europe. The banks in the Nordic region appear to have lower TBTF premiums than in the other European countries in the sample, possibly reflecting structural differences among the regions and among banks. After the GFC, while banks in the Nordic region benefitted from an economic rebound and relative financial stability, banks in Other Europe have had relatively low profitability and comparably high levels of non-performing loans. The comparatively large increase in premiums for the Nordic banks observed during 2019 is possibly related to the fallout of money laundering investigations that involved several banks both in Denmark and Sweden which decreased equity shares prices and increased volatility, affecting their probability of default and TBTF premiums.

Figure 3 also shows that changes occurred in premiums between periods. While premiums significantly increased for all regions from the pre-GFC to the GFC-period, they have declined more for the North American and the Nordic banks in the following period. During the Covid-19 pandemic crisis, premiums rose for banks in all regions but increased significantly more for banks in the North American region, although from a much lower level. Compared to Europe, for example, premiums for the North American region almost tripled from the beginning of the pandemic to the peak during the summer 2020, whereas they increased about 30 per cent in Europe during the same period. By the end of the period in this analysis – end of March 2021 – premiums had declined significantly for both regions but not yet returned to pre Covid-19 crisis levels.

To investigate whether the differences we observe in Figure 3 are meaningful also in statistical terms, we perform a similar exercise as in the previous section, i.e. we run a panel regression analysis as in equation (3):

<sup>17</sup> In October 2018 Nordea moved its headquarters from Sweden to Finland, becoming the largest D-SIB bank in Finland. Therefore *Nordic* includes banks in Finland but only from 2018.

<sup>18</sup> Other Europe (OE) includes banks in Austria, Belgium, France, Germany, Italy, the Netherlands, Spain, Switzerland, Portugal and the UK.

<sup>19</sup> North America includes banks in the United States and Canada; Asia denotes banks in Japan.

$$(3) \quad TBTF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Region_1 + \beta_2 Region_2 + \beta_3 Region_3 + \gamma_t + \varepsilon_{i,t}$$

where  $\gamma_t$  denotes time (year) fixed-effects and  $Region_j$  with  $j = 1, 2$  and  $3$  is a dummy variable that takes value 1 for the corresponding region and zero otherwise. The intercept  $\beta_0$  measures the average TBTF premium in the baseline region. Table 3 shows the results. The heading of the columns shows the baseline region. The numbers in each row correspond to the estimated value of the coefficients  $\beta_j$  in equation (3) and measure the difference in TBTF premiums between regions. For example, in the first column, the coefficient for Other Europe (OE) is about 4, i.e. the TBTF premium for the banks in OE is 4 percentage points higher than for banks in the Nordic region. The difference between North America (NA) and the Nordic region is about  $-3.6$ , which means that the premiums are about 3.6 percentage points lower for banks in NA. Notably, differences *within* Europe are compelling. In fact, the difference between NA and OE is close to  $-7.6$  percentage points and therefore more than double compared to the Nordic region. In addition, the difference between OE and Asia is relatively small and not statistically significant. In contrast, the premiums for banks in Asia compared to banks in the Nordic region are about 3 percentage points higher and statistically significant. Finally, the TBTF premiums of North American banks are significantly lower than those of Asian banks.

**Table 3. Differences among regions, regression results**

| Regions \ Baseline | Nordic          | OE              | Asia            |
|--------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| OE                 | 4.00*** (0.00)  | –               | –               |
| Asia               | 3.23*** (0.03)  | -0.77 (0.60)    | –               |
| NA                 | -3.59*** (0.00) | -7.59*** (0.00) | -6.82*** (0.00) |

Note. Nordic denotes banks in the Nordic region, OE denotes banks in Other Europe, NA denotes North American banks. Robust p-values are presented in parentheses, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . The results relate to equation (3) where we include time-fixed effects. Each row reports the difference of that region on the row compared to the baseline (in column). Results are robust to different choices of the variance-covariance matrix estimator. In Table 3, we report the results based on a variance-covariance matrix with a cluster at bank level. The number of observations in each regression is 9,772.

Sources: Bloomberg, Markit and authors' own calculations

## 3.4 The determinants of TBTF premiums

### 3.4.1 Methodology and variables

In the previous section, we showed a significant regional variation. As discussed before, it is possible that this variation is related to structural differences at country level and to individual bank characteristics. In this section, we investigate the determinants of TBTF premiums that can be related to the observed variation by running the following panel regression model with fixed effects:

$$(4) \quad TBTF_{i,c,t} = \alpha + \gamma_i + \beta_m Macro_{c,t} + \beta_b Bank_{i,t} + \delta_c * year_t + Covid-19_t + \varepsilon_{i,t}$$

where the explanatory variables  $Macro_{c,t}$  and  $Bank_{i,t}$  account for macro-financial variables for a given country  $c$  and bank-specific variables for a given bank  $i$ , respectively.<sup>20</sup> We briefly describe them below. The variable  $\gamma_i$  denotes bank fixed-effects, which controls for differences among banks.<sup>21</sup>  $\delta_c * year$  is a country-year fixed-effect, which controls for country-

20 In an alternative specification, we have included the one-period-lagged TBTF among the controls. We find that the regression results are by and large unaffected by this change.

21 For convenience,  $\gamma_i$  can be thought of as shorthand for a set of dummy bank variables each multiplied by their respective regression coefficients, i.e. a dummy variable for each bank multiplied by its regression coefficient.

specific economic and financial environment that is not already captured in the  $Macro_{c,t}$ , including the effects of the Basel III regulation and resolution reform framework.<sup>22</sup>  $Covid-19_t$  is a variable that takes value 1 during the period of the Covid-19 pandemic – defined as the period from March 2020 to the end of the sample March 2021, and zero otherwise. Finally,  $\alpha$  – the intercept – gives us the average TBTF premium, given zero values for all of the explanatory variables and  $\varepsilon_{i,t}$  is the error term.

The vector  $Macro_{c,t}$  includes the following five variables:

- a) the VIX index as a measure of market risk aversion,
- b) a probability of financial crisis developed by the Stern-NYU's V-Lab initiative, which is based on Engle and Ruan (2019),
- c) monetary policy influence as measured by the two-year country-specific government bond yield,
- d) a measure of longer-term, structural development of the economy as measured by the natural rate of interest  $r^{*23}$ , and
- e) the sovereign debt to GDP ratio.

The rationale for including the risk aversion and the probability of financial crisis measures is that default probabilities jump up during downturns and periods of heightened risk aversion and financial stress. Therefore, the implicit guarantees underlying TBTF premiums become particularly valuable in times of crisis. On these grounds, we expect changes in TBTF premiums to be positively correlated with both the VIX and the probability of financial crisis measure. We expect positive long-term, structural developments to be negatively associated with TBTF premiums if they result in economic growth improvements and higher competition in the bank sector (see Boyd and De Nicolo 2005, Boyd et al. 2007 and Schaeck et al. 2009).

The influence of monetary policy (as measured by the short-term government bond yield) is *a priori* ambiguous. On one hand, monetary policy tightening may increase the probability of bank default and thus potentially increase TBTF premiums. On the other hand, higher interest rates may signal buoyant economic conditions and increases in asset values and therefore lower probability of default and potentially lower TBTF premiums.

Similarly, the impact of sovereign debt is *a priori* unclear. Countries that have a lower debt-to-GDP ratio have more fiscal capacity to support banks that may eventually fail or run into problems and therefore may be more inclined to intervene in the banking sector when needed, implying higher TBTF premiums the lower the debt-to-GDP ratio. On the other hand, countries that run relatively large debts may be more dependent on banks absorbing a significant share of issued government debt. In the latter case, the sovereign sector and the bank sector are more tightly linked and dependent on each other than otherwise, resulting in an increase of the bailout probability and therefore of TBTF premiums.

We include in  $Bank_{i,t}$  the following three variables:

- a) the total capital ratio as a measure of the solvency of a bank,
- b) the return on equity for measuring bank profitability, and
- c) bank size as measured by total assets (in log terms)

We expect higher capital buffers and better profitability to lower the probability of bank default and therefore to be negatively associated with TBTF premiums. The effect of bank

22 A more direct measure of progress on the implementation of resolution reforms is the Resolution Reform Index (RRI) presented in FSB (2021). The scope of the RRI is limited to the FSB members and therefore is not available for all countries in our sample. Given this data limitation, we control for the influence of regulatory changes indirectly through the time-varying country fixed-effects.

23  $r^*$  denotes the natural interest rate, i.e. the real interest rate expected to prevail when an economy is at full strength and inflation is stable. Changes in  $r^*$  relate to shifts in demographics, slowdown in trend productivity growth and global factors affecting real interest rates, see Holston et al. (2017).

size on TBTF premiums is ambiguous *a priori*. Larger banks may tend to be more systemic and therefore more likely to receive some support from public authorities in case of distress. On the other hand, larger banks are more likely to benefit from economies of scale and scope. They also tend to have more advanced risk management and investment diversification strategies (see Laeven et al. (2014) and our discussion in section 2). We summarize the expected effects of the different variables in Table 4.

**Table 4. Variables in the analysis and their expected impact on TBTF premiums**

| Variables     | Description   | Direction |
|---------------|---|-----------|
| Size          | Log of total assets   | +/-       |
| Solvency      | Total Capital Ratio (TCR)   | -         |
| Profitability | Return-on-equity (ROE)  | --        |
| ProbCr        | Probability of systemic crisis  | +         |
| IntRate       | 2 year government bond yield  | +/-       |
| $r^*$         | Structural economic developments as measured by the natural interest rate | -         |
| SovDebt       | Ratio of sovereign debt to GDP  | +/-       |
| VIX           | Market risk aversion  | +         |

Note. Total Capital Ratio is defined as total capital held by a bank divided by its risk-weighted assets; VIX is the Chicago Board Options Exchange Volatility Index.

### 3.4.2 Regression results

Table 5 reports the results of our panel regression analysis.<sup>24</sup> The column *World* shows the regression results for all banks included in our sample. We find that higher bank capital and better profitability tend to lower the TBTF premium. The coefficient of bank size is positive with statistical significance. This suggests markets perceive that larger banks tend to be associated with larger TBTF premiums.

Next, turning to the estimates of macro variables in column *World*, as expected, higher probability of financial crisis and higher market risk aversion are associated with higher TBTF premiums. Higher interest rates are associated with higher TBTF premiums, giving some support to the hypothesis that tightening of monetary policy increases the probability of default of banks and therefore their TBTF premiums. Better structural economic developments (as measured by  $r^*$ ) are associated with lower TBTF premiums whereas sovereign debt turns out to be statistically insignificant. The Covid-19 dummy is also insignificant.

<sup>24</sup> The results presented in Table 5 are robust to changes in variables and period length. In particular, for our robustness checks we have used the Tier 1 capital ratio, ROA, the difference between the 10- and 2 year government bond yield and sovereign CDS.

Table 5. Panel regression results

| TBTF<br>Variables | World           | Nordic          | OE              | Asia            | NA              |
|-------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Size              | 0.75*** (0.00)  | 6.22*** (0.00)  | 1.19*** (0.00)  | 1.48*** (0.00)  | -0.01 (0.97)    |
| TCR               | -0.10*** (0.00) | -0.08*** (0.00) | 0.01 (0.81)     | -0.19*** (0.00) | -0.07 (0.10)    |
| ROE               | -0.11*** (0.00) | -0.16*** (0.00) | -0.14*** (0.00) | -0.01 (0.46)    | -0.03*** (0.00) |
| ProbCr            | 0.06*** (0.00)  | 0.09*** (0.00)  | 0.06*** (0.00)  | 0.04*** (0.00)  | 0.07*** (0.00)  |
| IntRate           | 0.53*** (0.00)  | 0.50** (0.03)   | 0.61*** (0.00)  | -3.56*** (0.00) | -0.11 (0.39)    |
| r*                | -1.82*** (0.00) | -1.89*** (0.00) | -0.62 (0.12)    | -1.03** (0.05)  | -3.16*** (0.00) |
| SovDebt           | -0.02** (0.02)  | 0.04 (0.24)     | -0.00 (0.81)    | 0.01 (0.52)     | -0.16*** (0.00) |
| VIX               | 0.13*** (0.00)  | 0.15*** (0.00)  | 0.13*** (0.00)  | 0.10*** (0.00)  | 0.13*** (0.00)  |
| D_Covid-19        | 0.34 (0.17)     | -2.45*** (0.00) | 0.83** (0.03)   | -0.29 (0.44)    | 1.21*** (0.00)  |
| No. Obs.          | 9,067           | 1,221           | 4,415           | 1,082           | 2,349           |
| Adj. R-squared    | 0.89            | 0.91            | 0.86            | 0.90            | 0.79            |
| Fixed-effects     | Yes             | Yes             | Yes             | Yes             | Yes             |

Note. Size is the bank's total assets (log), TCR is the bank's total capital ratio, ROE denotes the bank's return-on-equity, ProbCr is the probability of systemic crisis, IntRate is the 2-year government bond yield, r\* is the natural interest rate, SovDebt denotes the sovereign debt-to-GDP ratio, VIX is the Chicago Board Options Exchange Volatility Index and D\_Covid-19 is a dummy variable with value 1 for the Covid-19 period covered by our analysis, i.e. from March 2020 to the end of the sample, March 2021. We include bank and country by year fixed-effects. Robust p-values are presented in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

When examining the results by regions, several differences emerge. Among macroeconomic variables, positive structural, long-term economic developments (measured by r\*) appear to be associated with lower TBTF premiums, as expected. Higher probability of crisis and VIX are associated with higher TBTF premiums for all regions whereas the results for sovereign debt are mixed depending on the region. An increase in the government bond yield increases the premiums for banks in Europe and it lowers them for banks in Asia, possibly reflecting structural differences in the banking sector and the economy. One interpretation is that in countries characterized by both weak economic growth and a dominant banking sector, an increase in interest rates is more likely to lead to an increase in bank probability of default and therefore higher TBTF premiums. This may be the case for many countries in Europe.

Turning to the effect of bank characteristics, there are large differences in the impact of the bank size variable. Specifically, the coefficient of bank size in the Nordic region is higher than in other regions, especially compared to Other Europe. This may reflect the fact that the banking sector in the Nordic region is particularly large in relation to the size of the economy. Thus, all else equal, even a small change in bank size has a comparatively larger impact on TBTF premiums in the Nordic region compared to in Other Europe. Bank profitability is negatively associated with TBTF premiums for every region, although the impact is larger for Europe than Asia and North America. The coefficients for banks' capital ratios have the expected sign for every region except Other Europe, and they are not statistically significant in Other Europe and North America. More specifically for the Nordic region, a one percentage point increase in TCR is associated with a reduction of 8 basis points in TBTF premiums. It is not obvious how to assess the economic significance of these estimates. Assuming – just for illustrative purposes – that a third of the outstanding debt could be bailed-out in a crisis, the analysis indicates that a one percentage point increase of TCR corresponds to a reduction in the implicit subsidy of about 2 per cent in terms of

average GDP of the region (at current prices, 2019).<sup>25</sup> These estimates are highly uncertain but indicate that the economic impact of these TBTF premiums is not insignificant.

Finally, we examine the effect of the Covid-19 pandemic through the variable: *D\_Covid-19*. TBTF premiums increased during the pandemic crisis and reached a peak during the summer of 2020. After that, they started to gradually decline for most countries and, in fact, for several countries by the end of our sample, i.e. March 2021, they had returned to levels close to those prevailing before the Covid-19 pandemic. The analytical results in Table 5 show that the Covid-19 shock increased TBTF premiums for the *World*, but this is not statistically significant. However, when analysed by region, there are significant differences. In fact, the Covid-19 period is associated with an increase in TBTF premiums for banks in Other Europe and North America whereas it has a negative sign for banks in the Nordic region (significant) and Asia (non-significant). These results are broadly in line with the evidence of the larger negative economic implications of the pandemic crisis for Other Europe and North America compared to the other regions we analyse; see, for example, IMF (2021). However, the results must be taken *cum grano salis* given the relatively short length of the Covid-19 period analysed. In addition, the interventions by public authorities eased market conditions and significantly influenced the ability of firms to withstand the economic consequences of the pandemic with potential confounding effects on TBTF premiums.

All in all, the analysis shows that the main driving factors of TBTF premiums and their significance differ across regions. Even within Europe, the determinants of TBTF premiums for banks in the Nordic region appear to be different from those of other European banks. In particular, bank size and capital appear to matter more for TBTF premiums in Nordic region than in Other Europe.

### 3.4.3 The relative influence of TBTF determinants has changed

In the previous section, we showed that bank size matters for the dynamics of TBTF premiums. Laeven et al. (2014) lists three main reasons why bank size matters for systemic risk and, ultimately, for TBTF premiums: a) large banks may benefit from better diversification, which reduces risks. They may also carry out market-based activities more competitively; b) the cost of debt for large banks is lower if they are perceived to be TBTF and c) large bank have specific corporate governance challenges, which increase their leverage and risk-taking. Thus, a larger bank size would be associated with lower TBTF premiums in the first case and higher in the following two.

Yet, the relative significance of the determinants of TBTF premiums may be changing over time. Antill and Sarkar (2018) document that bank size has become a less significant driver of systemic risk compared to other factors such as financial system interconnectedness and complexity. The reason for this change is still not fully clear.

In order to test whether this finding is also true for the TBTF premiums of banks in our sample, we deploy a modified specification of equation (2) that includes interaction terms between variables of interest and year dummy variables. This dynamic set-up enables us to assess whether a coefficient of interest evolves in a statistically significant manner over time.<sup>26</sup> Figure 4 shows the average coefficients of bank size by sub-periods. The larger the coefficient, the larger the impact that a change in assets has on premiums. The coefficient increased during GFC. Since then, it has declined. This suggests that the importance of bank size, while still being a key determinant of TBTF premiums, has been declining.

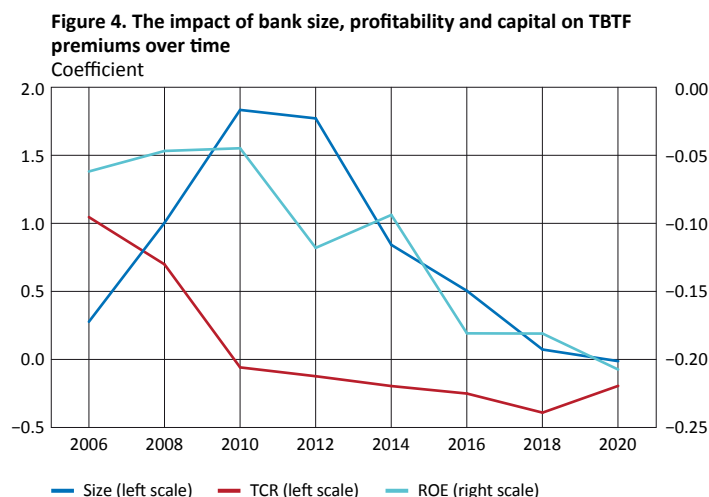
<sup>25</sup> To translate the premiums in monetary terms we have multiplied it by the amount of debt that could be bailed out. However, the bailout-able debt is unknown *ex ante* and it is one reason why translating the premiums into monetary terms is not straightforward. In the text, we have assumed that one third of the outstanding debt would be bailed out, but these estimates are only for illustrative purposes.

<sup>26</sup> We provide detailed results in Appendix C.



Figure 4 also shows that while the importance of bank size has fallen, the significance of bank profitability as an explanatory variable has steadily increased over the same period, as the coefficient has become increasingly negative. Goel et al. (2021) find that profitability has been a key determinant but often overlooked when analysing the response of SIBs to regulatory reforms. They argue that profitability has been a more important determinant of a bank's response to the TBTF regulation than factors such as the business model or domicile. They find that only banks that are less profitable have reduced their systemic footprint. Our results show that profitability has become more of a key driver of TBTF premiums after the GFC, suggesting that as banks' response to regulation was determined by the level of profitability, investors' perceptions of TBTF premiums correspondingly pivoted towards bank profitability.

In Figure 4, we also investigate the impact of bank capital on TBTF premiums. It has considerably changed over time. In the pre-GFC period, an increase in bank capital is associated with higher TBTF premiums, but this relationship has changed significantly over time. The impact of capital on TBTF premiums turned negative in the reform implementation period, implying that an increase in capital is associated with a reduction in TBTF premiums. This positive sign of the impact of capital on TBTF premiums before the GFC is in line with previous evidence on the inability of the pre-GFC capital regulation to prevent a crisis and the need for governments around the world to step in with emergency support and bail out the financial sector. In fact, capital adequacy ratios of banks that benefitted from bailout during the GFC tended to be even higher than those of other banks, see IMF (2009). In addition, many banks that were rescued during the GFC appeared to be in compliance with minimum capital requirements shortly before and even during the crisis. During the post-GFC period, Basel III rules made capital requirements more stringent and the requirements were gradually implemented. Our results suggest that market participants have come to view the new set of capital standards (and total bank capital) as increasingly more informative about bank performance and ability to withstand losses. Starting from 2010, total capital requirements are negatively associated with TBTF premiums. However, our analysis cannot exclude that these results may also be driven by the normalization of financial and economic conditions after the GFC.



Note. Size is measured by bank total assets (log), TCR denotes total capital ratio and ROE is return on equity.

Sources: Bloomberg, Markit and authors' own calculations

From the perspective of the TBTF issue, the results on bank size, profitability and bank capital suggest that market participants' perception of what determines a bank to be TBTF has moved away from sheer size. It is reasonable that after the GFC and implementation

of Basel III regulatory changes and bank resolution reforms, market perceptions have been recalibrated and that bank profitability and larger capital buffers have increasingly become more relevant for market participants' assessment of TBTF premiums.

Notably, the changing perceptions may have contributed to the higher level of TBTF premiums during the reform implementation period compared to in the pre-GFC period. As bank profitability declined dramatically after the GFC for a majority of banks in our sample and remained subdued for most of the period we examine, the heightened attention on bank profitability as a key driver of TBTF premiums may have contributed to keeping them at higher levels than during the pre-GFC period. In addition, our results point to a relatively larger influence of bank profitability compared to, for example, total capital. This suggests that the influence of increased capital ratios on market participants' assessment of TBTF may have been counterbalanced by the relatively poor development of bank profitability during the reform implementation period in many countries.

### 3.5 Heterogeneity among types of SIBs

In the literature and previous policy work, SIBs are commonly treated as a relatively uniform sample of banks.<sup>27</sup> But is this the case in reality? In this section, we analyse whether and to what degree G-SIBs and D-SIBs differ with respect to the evolution of TBTF premiums and whether and to what degree determinants of TBTF premiums vary between the two groups.<sup>28</sup>

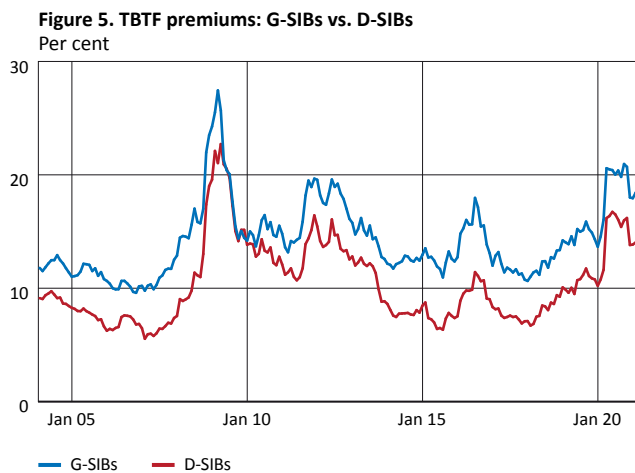
In the following analysis, we classify our sample into G-SIBs and D-SIBs. We include a bank in the group of G-SIBs if it appears at least once on the G-SIB list, as published by the FSB, and apply its status through all the periods. We include banks in the D-SIB group that have been designated as such by national authorities. We limit this part of the analysis to European banks. There are two reasons for this: a) we avoid mixing potentially larger regional differences between European countries and other regions; b) we have a more balanced group of G-SIBs and D-SIBs from Europe.<sup>29</sup> The banks included can be found in Appendix B. In the analysis of this section, we use the subset of banks, i.e. 14 G-SIBs and 18 D-SIBs from the Nordic region and Other Europe.

Figure 5 shows TBTF premiums for both European G-SIBs and D-SIBs over time.

27 BCBS (2019) contains a more general analysis of the differences between G-SIBs and other banks in the G-SIB sample. However, it does not deal with the TBTF premiums of these banks.

28 With regard to the impact of resolution reforms on TBTF premiums, FSB (2021) uses the RRI index in regression analysis and points out that its coefficient is larger for D-SIBs than G-SIBs and statistically significant only for D-SIBs. See FSB (2021) – Addendum to the Technical Appendix for details.

29 We use the list of D-SIBs regularly published by the European Banking Authority (EBA). We select the banks that have been continuously present over the period of our analysis and for which market data are available. Our D-SIB group includes Erste Bank, Raiffeisen Bank, KBC, Commerzbank, Danske Bank, BBVA, BFA (Bankia), Caixa, Banco Popular Español, Banco de Sabadell, Lloyds, Banca Monte dei Paschi di Siena, Intesa Sanpaolo, DNB, Banco BPI, SEB, Handelsbanken, and Swedbank. The G-SIB group includes Credit Suisse, UBS, Deutsche Bank, Santander, Crédit Agricole, BNP Paribas, Société Générale, Barclays, HSBC, RBS, Standard Chartered, Unicredit, ING, and Nordea. Nordea changed from being classified as a G-SIB to a D-SIB in 2019, but for sake of simplicity and because the period is relatively short, we keep it in the G-SIB group. Note that due to the availability of data for several countries, we have only G-SIBs (for example, Switzerland) or only D-SIBs (for example, Denmark).



Sources: Bloomberg, Markit and authors' own calculations

Figure 5 shows that D-SIBs have lower TBTF premiums. After the GFC, the difference in premiums for the two groups has become larger as D-SIBs premiums have declined more than those of G-SIBs. In addition, the difference has reached a level close to that prevailing before the GFC.

What drives these results? We rerun the empirical analysis as in equation (4) but we add interaction terms between a G-SIB dummy and the variables in the vector *Bank*, i.e. size (total assets), capital (total capital ratio) and profitability (ROE), and in the vector *Macro* as follows:

$$(5) \quad TBTF_{i,t} = \alpha + \gamma_i + \beta_{m1}Macro_{c,t} + \beta_{m2}Macro_{c,t} * G-SIB_{i,t} + \beta_{b1}Bank_{i,t} + \beta_{b2}Bank_{i,t} * G-SIB_{i,t} + \delta_c * year_t + Covid_t + \epsilon_{i,t}$$

The G-SIB dummy takes value one for banks that are in the G-SIB group and zero otherwise.<sup>30</sup> The interaction terms measure the difference in the effect of being a G-SIB compared to other bank types, i.e., in our sample, D-SIBs.

<sup>30</sup> The interaction term can be regarded as an adjustment to the slope coefficients of the variables in the vector *Bank*.

Table 6. Panel regression: G-SIBs vs. D-SIBs

| Variables      | TBTF            |
|----------------|-----------------|
| Size           | 1.66*** (0.00)  |
| Size*G-SIB     | -1.33*** (0.00) |
| TCR            | -0.14*** (0.00) |
| TCR*G-SIB      | 0.14*** (0.00)  |
| ROE            | -0.13*** (0.00) |
| ROE*G-SIB      | -0.11*** (0.00) |
| ProbCr         | 0.07*** (0.00)  |
| ProbCr*G-SIB   | -0.01*** (0.00) |
| IntRate        | 0.54*** (0.00)  |
| IntRate*G-SIB  | 0.41*** (0.00)  |
| r*             | -0.62* (0.07)   |
| r* * G-SIB     | -0.87*** (0.00) |
| SovDeb         | 0.03** (0.03)   |
| SovDebt*G-SIB  | -0.05*** (0.00) |
| VIX            | 0.12*** (0.00)  |
| VIX*G-SIB      | 0.02** (0.05)   |
| D_Covid-19     | -0.17 (0.25)    |
| No. Obs.       | 5,636           |
| Adj. R-squared | 0.88            |
| Fixed Effects  | Yes             |
| Region         | Europe          |

Note. Size is the bank's total assets (log), TCR is total capital ratio, ROE denotes return-on-equity, ProbCr is the probability of a systemic crisis, IntRate is the 2-year government bond yield, r\* is the natural interest rate, SovDebt denotes the sovereign debt-to-GDP ratio, VIX is the Chicago Board Options Exchange Volatility Index and D\_Covid-19 is a dummy variable with value 1 for the Covid-19 period covered by our analysis, i.e. from March 2020 to the end of the sample, March 2021. We only include banks from the Nordic region and Other Europe, see Appendix B for a list of the banks in the analysis. We include bank and country by year fixed effects. We present robust p-values in parenthesis, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

The results in Table 6 confirm our previous finding that, in general, an increase in bank size is associated with an increase in TBTF premiums. Larger banks have higher TBTF premiums. However, when the interaction term with the dummy for G-SIBs is included, the coefficient turns negative, indicating that the positive correlation between size and TBTF premium is driven by the D-SIBs and that the effect of size on TBTF premiums for G-SIBs is muted. Thus, size seems to be less of a TBTF premium driving factor for G-SIBs, potentially because they are already seen as TBTF, and that any additional size does not affect that assessment.

Similarly, in line with the overall results from Table 3, as a bank's capital increases, the TBTF premium falls significantly. However, that does not seem to be the case for G-SIBs, as we get a significantly positive coefficient for the interaction term between capital and G-SIB status. Thus if a G-SIB increases its capital, the bank's TBTF premium does not fall. Market participants still seem to assess it as TBTF.

Interestingly, the coefficient for the probability of a crisis also has a different sign for the multiplicative term. The coefficient for the probability of a crisis is similar to our results in Table 3, indicating that when the probability of a crisis increases, TBTF premiums increase significantly. However when looking at the G-SIBs only, the coefficient turns statistically significant and negative. A potential explanation is that G-SIBs already are considered to be

TBTF. It is also possible that the uncertainty about how to coordinate a resolution of a G-SIB is larger than for a D-SIB. Thus, in line with the result from Figure 5, as G-SIBs have higher TBTF premiums the additional increase may be lower as a crisis looms.

The effect of the sovereign debt-to-GDP is interesting. In the regression for the *World* (Table 3), the coefficient is negative and significant, indicating that the higher the sovereign debt is, the lower the TBTF premiums are. Looking at the Nordic region and Other Europe, the coefficients are not statistically significant. When we look at the same coefficient in Table 4, with data only from European banks, the coefficient becomes statistically significant and positive, indicating that as sovereign debt increases, TBTF premiums also increase. However, when multiplied by the G-SIB dummy, the coefficient is negative. In general terms, our results suggest that country-specific variables, such as public debt, matter less for G-SIBs than D-SIBs, potentially reflecting G-SIBs' less dependence on country-specific characteristics.

These results need to be interpreted with care because the number of European banks included in the analysis is relatively small. Nonetheless, they suggest that when factors such as bank size and bank capital are considered, there are clear differences in TBTF premiums between G-SIBs and D-SIBs, and these differences refer both to the levels of these premiums but also to the driving forces. This heterogeneity warrants further analysis and a continued monitoring by policy makers.

## 4 Conclusion

In this article, we provide an overview of the systemically important banks and the reforms to address too-big-to-fail (TBTF) problem. The overarching aim of the reforms was to increase the resilience of the banking system and mitigate the TBTF problem. The key elements of the framework comprise additional loss-absorbing capacity and resolution requirements for SIBs.

One quantitative approach to assess the effects of the reforms is to measure TBTF premiums. They increase because SIBs may benefit from an implicit funding subsidy that reflects the probability of bailout. Incentives to take on risk in financial institutions can also push TBTF premiums higher. This, in turn, increases both the likelihood and cost of bank failures.

In this article, we calculate the premiums using a Merton-type structural credit pricing model. We find that TBTF premiums diminished after 2012. This development coincides with the time when post-crisis reforms were announced and implemented for the countries in our sample.

However, our results show that there is a significant regional variation in the evolution of TBTF premiums, with reductions in premiums for Europe and United States but less for Asia. In addition, we show that while TBTF premiums have decreased for large European banks, there is considerable variation also within Europe. We provide novel evidence on banks in the Nordic region having lower TBTF premiums than other European banks.

We also analyse the determinants of TBTF premiums and find that the factors that affect the premiums have changed over time, in particular after the GFC. Bank size appears to matter less now than earlier, whereas the significance of bank capital and bank profitability as drivers of TBTF premiums has increased considerably. Notably, before 2010, higher bank capital signalled higher TBTF premiums, while after the GFC, higher bank capital signals lower TBTF premiums.

Furthermore, we investigate whether there are differences in the determinants of TBTF premiums of G-SIBs versus D-SIBs. Notably, we find that size is positively associated with TBTF premiums but primarily for D-SIBs. Compared to D-SIBs, TBTF premiums for G-SIBs are negatively associated with size. We also find some evidence that bank capital reduces TBTF

premiums for D-SIBs whereas improvement in profitability lowers them for both G-SIBs and D-SIBs.

Finally, the Covid-19 crisis appears to have increased TBTF premiums in North America and Europe – but not in the Nordic countries, and not in Asia.

## References

- Antill, Samuel and Asani Sarkar (2018), 'Is Size Everything?', FRB of New York, Staff Report no. 864.
- BCBS (2011), 'Global systemically important banks: assessment methodology and the additional loss absorbency requirement', Rules text, November 2011, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2012), 'A framework for dealing with domestic systemically important banks', October 2012, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2013), 'Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement', July 2013, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2016), 'Systemically important banks: Basel Committee publishes implementation assessments on frameworks', June 2016, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2017a), 'Basel III leverage ratio framework – Executive summary', FSI Executive Summaries, October 2017, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2017b), 'Basel III: Finalising post-crisis reforms', December 2017, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2018), 'Global systemically important banks: revised assessment methodology and the higher loss absorbency requirement', July 2018, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2019), 'An examination of initial experience with the global systemically important bank framework', BCBS Working paper 34, Basel Committee on Banking Supervision.
- BCBS (2020), 'Governors and Heads of Supervision announce deferral of Basel III implementation to increase operational capacity of banks and supervisors to respond to Covid-19', Press release, 27 March 2020, Basel Committee on Banking Supervision.
- Beccalli, Elena and Ludovico Rossi (2017), 'Economies or Diseconomies of Scope in the EU Banking Industry?', mimeo, Università Cattolica del Sacro Cuore (Italy) and University of Reading (UK).
- Berger, Allen N., Rebecca S. Demsetz and Philip E. Strahan (1999), 'The consolidation of the financial services industry: Causes, consequences and implications for the future', *Journal of Banking and Finance*, vol. 23 no. 2–4, pp. 135–194.
- Black, Fischer and Myron Scholes (1973), 'The pricing of options and corporate liabilities', *Journal of Political Economy*, vol. 81, no. 3, pp. 637–654.
- Boot, Arnoud (2017), 'The Future of Banking: From Scale & Scope Economies to Fintech', *European Economy – Banks, Regulation and the Real Sector*, no. 2.
- Boyd, John and Gianni De Nicolo (2005), 'The theory of bank risk taking competition revisited', *Journal of Finance*, vol. 60, no. 3, pp. 1329–1343.
- Boyd, John, Gianni de Nicolo and Abu M. Jalal (2006), 'Bank risk taking and competition revisited: New Theory and Evidence', IMF Working paper, WP/06/297.
- Dwyer, Douglas, Zan Li, Shisheng Qu, Heather Russell and Jing Zhang (2010), 'CDS-implied EDF<sup>TM</sup> credit measures and fair-value spreads', Moody's Analytics.
- ECB (2020), 'Guide on the supervisory approach to consolidation in the banking sector', Public Consultation ECB Guide on the supervisory approach to consolidation in the banking sector (europa.eu).
- Engle, Robert and Tianyue Ruan (2019), 'Measuring the probability of financial crisis', PNAS September 10, 2019 116 (37) 18341–18346; <https://doi.org/10.1073/pnas.1903879116>.
- FSB (2014), 'Key Attributes of Effective Resolution Regimes for Financial Institutions', October, Financial Stability Board.
- FSB (2015), 'Principles on Loss-absorbing and Recapitalisation Capacity of G-SIBs in Resolution, Total Loss-absorbing Capacity (TLAC) Term Sheet', November 2015, Financial Stability Board.

- FSB (2020), '2020 list of global systemically important banks (G-SIBs)', November 2020, Financial Stability Board.
- FSB (2021), 'Evaluation of the effects of too-big-to-fail reforms', April 2021, Financial Stability Board.
- Finger, Christopher, Vladimir Finkelstein, Jean-Pierre Lardy, George Pan, Thomas Ta and John Tierney (2002), CreditGrades technical document, Risk Metrics Group.
- Goel, Tirupam, Ulf Lewrich and Aakriti Mathur (2021), 'Does regulation only bite the less profitable? Evidence from the too-big-to-fail reforms', BIS working paper, no. 922.
- G-20 (2009), 'Leaders statement – The Pittsburgh summit', 24–25 September.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach, and John C. Williams (2017), 'Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants', *Journal of International Economics*, vol. 108, pp. 39–75.
- IMF (2009), 'Detecting Systemic Risk', Global Financial Stability Report, ch. 3.
- IMF (2014), 'How Big Is The Implicit Subsidy For Banks Considered Too Important To Fail?', Global Financial Stability Report, ch. 3.
- IMF (2021), *World Economic Outlook Update*, January 2021.
- Jensen, Michael C. (1986), 'Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers', *American Economic Review*, vol. 76, no. 2, pp. 323–329.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling (1976), 'Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure', *Journal of Financial Economics*, vol. 3, no. 4, pp. 305–360.
- Laeven Luc, Lev Ratnovski and Hui Tong (2014), 'Bank Size and Systemic Risk', IMF Staff Discussion Note, no. 1404.
- Merton, Robert C. (1974), 'On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates', *Journal of Finance*, vol. 29, no. 2, pp. 449–470.
- Sarkar, Asani (2020), 'Did Too-Big-To-Fail Reforms Work Globally?', Federal Reserve Bank of New York, Liberty Street Economics, <https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2020/09/did-too-big-to-fail-reforms-work-globally.html>.
- Schaeck, Klaus, Martin Čihák and Simon Wolfe (2009), 'Are Competitive Banking Systems More Stable?', *Journal of Money, Credit and Banking* vol. 41, no. 4, pp. 711–734.
- Schweikhard, Frederic A. and Zoe Tsesmelidakis (2012), 'The impact of government interventions on CDS and equity markets', Working paper, University of Oxford.
- Tsesmelidakis, Zoe and Robert C. Merton (2012), 'The Value of Implicit Guarantees', <https://ssrn.com/abstract=2231317> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2231317>



## Appendix A

### Model description

The estimation of the equity-implied CDS spreads is based on a Merton-type structural credit pricing model developed by Finger et al. (2002) and applied, among others, in Schweikhard and Tsemelidakis (2012) and Tsemelidakis and Merton (2012). It shares many key characteristics with the original Merton (1974) model.

As in Merton (1974), in this Merton-type model, equity and debt are valued as contingent claims on the firm's value and the distribution of the risk and return of the debt is based only on the firm's fundamentals, i.e. its liabilities structure, equity prices and equity volatility. Default occurs when the asset value falls below a certain default barrier. Notably, the level of the barrier is uncertain.

The basic assumption is that the asset value evolves accordingly as a geometric Brownian motion:

$$(6) \quad \frac{dV_t}{V_t} = \mu_v dt + \sigma_v dW_t$$

where  $W_t$  is a standard Brownian motion,  $\sigma_v$  is the asset volatility and  $\mu_v$  is the asset drift.  $\mu_v$  is set to zero for simplicity.

The default barrier is defined as the amount of the firm's assets that remain after default, i.e. is the amount of asset value recovered by debt holders,  $LD$ .  $L$  is the average recovery on the debt-per-share,  $D$ .

The uncertainty in the barrier is related to  $L$ , which is assumed to follow a lognormal distribution with average  $\bar{L}$  and standard deviation  $\lambda$ . With an uncertain recovery rate, the default barrier can be reached unexpectedly, resulting in a default event.

The survival probability of the firm at time  $t$ , is then given by the probability that the asset value does not reach the default barrier before time  $t$  and can be expressed in closed form as:

$$(7) \quad P(t) = \Phi\left(-\frac{A_t}{2} + \frac{\log(d)}{A_t}\right) - d * \Phi\left(-\frac{A_t}{2} - \frac{\log(d)}{A_t}\right)$$

where  $d = \frac{V_0}{LD} \exp\lambda^2$  and  $A_t^2 = \sigma_v^2 t + \lambda^2$ .  $\Phi$  denotes the cumulative normal distribution function and  $\sigma_v$  the asset volatility. Note that the mean default barrier changes over time with the capital structure of the firm.

Finally, to convert the probability of survival into a equity-implied CDS or fair-value CDS (*FVCDS*) spread, two more parameters are specified, i.e. the risk-free interest rate  $r$ , and the probability of recovery of unsecured debt,  $R$ . Given the metrics above, *FVCDS* can be written as:

$$(8) \quad FVCDS = r(1 - R) \frac{1 - P(0) + e^{r\xi}(G(t+\xi) - G(\xi))}{P(0) - P(t)e^{-rt} - e^{r\xi}(G(t+\xi) - G(\xi))}$$

where  $\xi = \frac{\lambda^2}{\sigma_v^2}$ ,  $r$  is the deterministic risk-free interest rate, and  $R$  is the bond-specific expected recovery rate. The function  $G(u)$  is as in Finger et al. (2002).

A key variable of the *FVCDS* is the asset volatility. Finger et al. (2002) show that it can be approximated by:

$$(9) \quad \sigma_v = \sigma_s \frac{S}{S + LD}$$

where  $S$  is the equity price,  $D$  is the debt per share and  $\sigma_s$  the equity volatility.

## The input data and the calibration of the model

The computation of the *FVCDS* requires the following eight input variables: the equity price  $S$ , the debt per share  $D$ , the interest rate  $r$ , the average default threshold  $\bar{L}$ , the default threshold uncertainty  $\lambda$ , the bond recovery  $R$ , the time to expiration  $T$ , and the equity volatility  $\sigma_S$ . In short notation, the *FVCDS* can be written as follows:

$$(10) \quad FVCDS = f(S, D, r, T - t, \sigma_S, R, \bar{L}, \lambda)$$

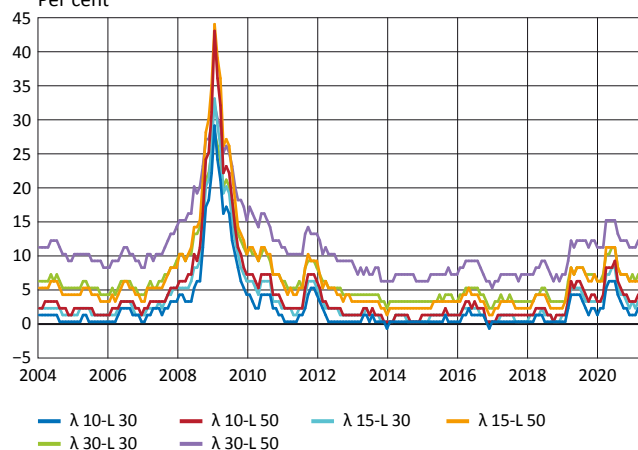
The three parameters  $(R, \bar{L}, \lambda)$  are unobservable and were estimated by Finger et al. (2002). Following Schweikhard and Tsesmelidakis (2012), we set

- $\lambda$ , the standard deviation of the recovery rate of the firm's debt, to 0.3
- $R$ , the recovery rate of unsecured debt, to 0.5
- $\bar{L}$ , the recovery rate averaged over all debt classes, to 0.5, as in Finger et al. (2002)
- The debt per share  $D$  is calculated as the balance sheet total liabilities over the number of outstanding shares
- The risk-free interest rate  $r$  is the one-year government bond yield
- The equity volatility  $\sigma_S$  is the historical volatility of equity returns
- $S$  is equity prices

To estimate the *FVCDS*, all model input data are collected from Bloomberg whereas observed CDS data that are subtracted from *FVCDS* to compute TBTF premiums are collected from Markit CDS data.

To avoid unduly noise, we compute the *FVCDS* at monthly frequency from daily market data and quarterly balance sheet data. The balance sheet data are linearly interpolated. One advantage of interpolating quarterly balance sheet data compared to using the last observable as fixed value for the months through the quarter is that it mitigates potential problems related to balance sheet management, such as window dressing practices.

**Figure A1. TBTF premiums for Swedbank**  
Per cent



Source: Authors' own calculations

We have also done some robustness checks to assess how sensitive the model is to the parameters  $\lambda$  and  $\bar{L}$ . Figure A1 shows some different combinations of  $\lambda$  and  $\bar{L}$  for Swedbank and how they affect the TBTF premium. Both parameters change the level of the TBTF premium, but not the pattern. There is also a trade-off between them. A higher value of  $\lambda$  can be off-set with a lower value of  $\bar{L}$ . The empirical regularities in Figure A1 are similar for all banks.

## Appendix B

**Table B1. List of banks included in the empirical analysis**

| Bank name                             | D-SIB / G-SIB | Country (headquarters) | Regional group |
|---------------------------------------|---------------|------------------------|----------------|
| Banca Monte dei Paschi di Siena       | D-SIB         | Italy                  | Other Europe   |
| Banco BPI                             | D-SIB         | Portugal               | Other Europe   |
| Banco de Sabadell                     | D-SIB         | Spain                  | Other Europe   |
| Banco Popular Español                 | D-SIB         | Spain                  | Other Europe   |
| Bank of America                       | G-SIB         | US                     | North America  |
| Bank of Montreal                      | D-SIB         | Canada                 | North America  |
| Bank of New York Mellon               | G-SIB         | US                     | North America  |
| Bank of Nova Scotia                   | D-SIB         | Canada                 | North America  |
| Barclays                              | G-SIB         | UK                     | Other Europe   |
| BBVA                                  | D-SIB         | Spain                  | Other Europe   |
| BFA (Bankia)                          | D-SIB         | Spain                  | Other Europe   |
| BNP Paribas                           | G-SIB         | France                 | Other Europe   |
| Caixa                                 | D-SIB         | Spain                  | Other Europe   |
| CIBC                                  | D-SIB         | Canada                 | North America  |
| Citigroup                             | G-SIB         | US                     | North America  |
| Commerzbank                           | D-SIB         | Germany                | Other Europe   |
| Crédit Agricole                       | G-SIB         | France                 | Other Europe   |
| Credit Suisse                         | G-SIB         | Switzerland            | Other Europe   |
| Daiwa Securities Group, Inc.          | D-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Danske Bank                           | D-SIB         | Denmark                | Nordic         |
| Deutsche Bank                         | G-SIB         | Germany                | Other Europe   |
| DNB                                   | D-SIB         | Norway                 | Nordic         |
| Erste Bank                            | D-SIB         | Austria                | Other Europe   |
| Goldman Sachs                         | G-SIB         | US                     | North America  |
| Handelsbanken                         | D-SIB         | Sweden                 | Nordic         |
| HSBC                                  | G-SIB         | UK                     | Other Europe   |
| ING                                   | G-SIB         | the Netherlands        | Other Europe   |
| Intesa Sanpaolo                       | D-SIB         | Italy                  | Other Europe   |
| JP Morgan Chase                       | G-SIB         | US                     | North America  |
| KBC                                   | D-SIB         | Belgium                | Other Europe   |
| Lloyds                                | D-SIB         | UK                     | Other Europe   |
| Mitsubishi UFJ Financial Group, Inc.  | G-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Mizuho Financial Group, Inc.          | D-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Mizuho Financial Group, Inc.          | G-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Morgan Stanley                        | G-SIB         | US                     | North America  |
| National Bank of Canada               | D-SIB         | Canada                 | North America  |
| Nomura Holdings, Inc.                 | D-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Nordea*                               | G-SIB         | Sweden/Finland         | Nordic         |
| Raiffeisen Bank                       | D-SIB         | Austria                | Other Europe   |
| RBS                                   | G-SIB         | UK                     | Other Europe   |
| Royal Bank of Canada                  | G-SIB         | Canada                 | North America  |
| Santander                             | G-SIB         | Spain                  | Other Europe   |
| SEB                                   | D-SIB         | Sweden                 | Nordic         |
| Société Générale                      | G-SIB         | France                 | Other Europe   |
| Standard Chartered                    | G-SIB         | UK                     | Other Europe   |
| State Street                          | G-SIB         | US                     | North America  |
| Sumitomo Mitsui Financial Group, Inc. | G-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Sumitomo Mitsui Trust Holdings, Inc.  | D-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Swedbank                              | D-SIB         | Sweden                 | Nordic         |
| The Norinchukin Bank                  | D-SIB         | Japan                  | Asia           |
| Toronto-Dominion Bank                 | G-SIB         | Canada                 | North America  |
| UBS                                   | G-SIB         | Switzerland            | Other Europe   |
| Unicredit                             | G-SIB         | Italy                  | Other Europe   |

Note. \* In October 2018 the Nordea bank moved its headquarters from Sweden to Finland, becoming in 2019 the largest D-SIB bank in Finland.

**Table B2. Summary statistics of key data used in the regression analysis**

| Variables    | No. Obs. | mean    | sd      | p1     | p25     | p50     | p75       | p99       |
|--------------|----------|---------|---------|--------|---------|---------|-----------|-----------|
| CDS spreads  | 9,772    | 95.85   | 106.33  | 6.61   | 33.62   | 69.62   | 117.94    | 542.45    |
| TBTF         | 9,772    | 9.51    | 6.30    | 0.68   | 4.61    | 8.02    | 13.36     | 27.81     |
| Total Assets | 10,516   | 910,056 | 767,208 | 34,202 | 292,036 | 672,866 | 1,423,731 | 2,922,798 |
| TCR          | 9,898    | 15.27   | 3.79    | 9.29   | 12.3    | 15      | 17.30     | 25.96     |
| ROE          | 10,486   | 13.33   | 19.39   | -38.95 | 8.41    | 13.62   | 19.48     | 36.61     |
| ProbCr       | 10,764   | 26.66   | 28.94   | 0.01   | 1.75    | 14.75   | 47.68     | 96.93     |
| IntRate      | 10,557   | 1.30    | 1.64    | -0.79  | 0.09    | 0.80    | 2.39      | 5.12      |
| r*           | 10,764   | 1.13    | 0.73    | -0.09  | 0.50    | 0.94    | 1.72      | 2.61      |
| SovDebt      | 10,764   | 91.81   | 44.79   | 30.66  | 59.38   | 85.71   | 111.53    | 215.97    |
| VIX          | 10,764   | 18.92   | 8.76    | 10.26  | 13.44   | 16.10   | 21.84     | 57.74     |

Note. CDS spreads are the quoted CDS spreads in basis points, TBTF is the too-big-to-fail premium (%), Total Assets are bank total assets (USD million), TCR is total capital ratio (%), ROE denotes return-on-equity (%), ProbCr is the probability of financial crisis (%), IntRate is the 2-year government bond yield (%), r\* is the natural interest rate, i.e. the real interest rate expected to prevail when an economy is at full strength and inflation is stable (%), SovDebt denotes the sovereign debt-to-GDP ratio (%), VIX is the Chicago Board Options Exchange Volatility Index (%-points). sd denotes standard deviation, p25 the 25-percentile, etc.

## Appendix C

We show the coefficients on size – as measured by total assets (in log terms), bank profitability as measured by the return on equity – and bank capital as measured by total capital ratio, by year. A higher coefficient is associated with a higher TBTF premium.

**Table C1. Coefficients by year**

|      | TA (log)        | TCR             | ROE             |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 2004 | -1.05*** (0.01) | 0.89*** (0.00)  | -0.02 (0.12)    |
| 2005 | 0.10 (0.69)     | 1.18*** (0.00)  | -0.04*** (0.00) |
| 2006 | 0.43** (0.04)   | 0.89*** (0.00)  | -0.09*** (0.00) |
| 2007 | 0.94*** (0.00)  | 0.87*** (0.00)  | -0.06*** (0.00) |
| 2008 | 1.05*** (0.00)  | 0.51*** (0.00)  | -0.03*** (0.00) |
| 2009 | 1.92*** (0.00)  | 0.04 (0.77)     | -0.06*** (0.00) |
| 2010 | 1.74*** (0.00)  | -0.19*** (0.00) | -0.03 (0.32)    |
| 2011 | 1.91*** (0.00)  | -0.14*** (0.00) | -0.13*** (0.00) |
| 2012 | 1.62*** (0.00)  | -0.14*** (0.00) | -0.10*** (0.00) |
| 2013 | 0.55** (0.03)   | -0.33*** (0.00) | -0.09*** (0.00) |
| 2014 | 1.12*** (0.00)  | -0.09*** (0.00) | -0.10*** (0.00) |
| 2015 | 0.57** (0.01)   | -0.22*** (0.00) | -0.14*** (0.00) |
| 2016 | 0.41* (0.09)    | -0.32*** (0.00) | -0.23*** (0.00) |
| 2017 | 0.12 (0.59)     | -0.48*** (0.00) | -0.15*** (0.00) |
| 2018 | 0.00 (0.99)     | -0.33*** (0.00) | -0.21*** (0.00) |
| 2019 | -0.12 (0.59)    | -0.16*** (0.00) | -0.20*** (0.00) |
| 2020 | 0.07 (0.78)     | -0.26*** (0.00) | -0.21*** (0.00) |

Note. TA (log) denotes bank total assets in log terms, ROE is returns on equity and TCR refers to total capital ratio. We present robust p-values in parenthesis, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

# Kronans reala utveckling i ett längre perspektiv

Carl-Johan Belfrage\*

Författaren är verksam vid Riksbankens avdelning för penningpolitik

---

Kronans reala växelkurs har försvagats trendmässigt sedan 1970-talet på ett sätt som är unikt bland de avancerade ekonomierna sett till omfattning och varaktighet. Men andra mått på real växelkurs indikerar att kronan inte har försvagats riktigt så mycket som det gängse måttet anger, bland annat på grund av skillnader i hur prisnivåer beräknas i olika länder. Den reala växelkursutvecklingen kan åtminstone delvis förklaras med att svensk produktivitet har utvecklats relativt svagt och att det svenska bytesförhållandet trendmässigt har försämrats. Artikeln sätter utvecklingen för kronans reala växelkurs i ett längre historiskt perspektiv, redogör för hur alternativa mått nyanserar bilden, resonerar kring möjliga förklaringar och presenterar en modellskattning av trenden och vad som drivit den.

---

## 1 En långvarig trend mot en svagare real kronkurs

När den svenska kronkursen försvagades med så mycket som 20 procent under åren 2014–2019 väckte det en intensiv debatt.<sup>1</sup> I den påpekades det ofta att en svensk krona kom att räckta till allt mindre av varor och tjänster i utlandet jämfört med i Sverige. Vi upplevde med andra ord en försvagning av kronans reala växelkurs. Den reala växelkursen uttrycks vanligen som

$$\text{real växelkurs} = \frac{\text{nominell växelkurs} \times \text{utländsk prisnivå}}{\text{inhemsk prisnivå}}$$

Den reala växelkursen för kronan jämför alltså prisnivån i omvärlden, omräknad till kronor, med prisnivån i Sverige. Med definitionen ovan så motsvarar ett högre värde av den reala växelkursen en lägre prisnivå i Sverige relativt omvärlden, det vill säga en svagare real växelkurs. Den försvagning av kronans reala växelkurs som jag nämnde ovan innebär alltså att prisnivån i Sverige har stigit långsammare än i omvärlden, uttryckt i samma valuta.

En viktig detalj i sammanhanget är vad som mer specifikt avses med prisnivå. Det finns nämligen ett flertal tänkbara alternativ. Ibland mäter man prisnivåer med snäva varukorgar för att göra beräkningarna lätta att förstå.<sup>2</sup> Men för att få en mer tillförlitlig bild krävs bredare index av priser på varor och tjänster. I allmänhet används därför konsumentprisindex för att beräkna reala växelkurser. I denna artikel kommer jag att utgå från konsumentprisindex-baserade reala växelkursmått för diskussionen, men för att komplettera bilden och belysa vilka orsaker som ligger bakom hur reala växelkurser förändras använder jag även beräkningar med andra mått på prisnivån.

Stora växelkursrörelser väcker i allmänhet både nyfikenhet och diskussion. Men det är långt ifrån någon unik företeelse utan snarare något de allra flesta länder varit med om. Sett över längre tidsperioder tenderar dock reala växelkurser att i grova drag röra sig kring en och

---

\* Jag vill tacka Hanna Armelius, Vesna Corbo, Paola Di Casola, Jesper Hansson, Marianne Nessén, Ulf Söderström och Magnus Åhl för värdefulla kommentarer. De åsikter som uttrycks i denna artikel är författarens egna och ska inte nödvändigtvis uppfattas som Riksbankens ståndpunkter.

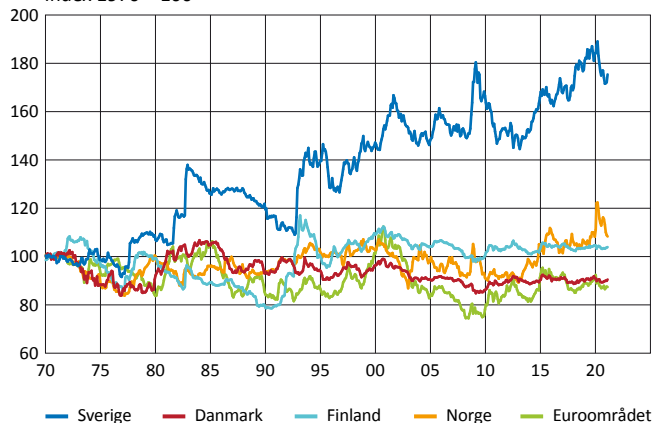
1 Mätt med kronindex (KIX).

2 Det så kallade Big Mac-indexet är ett sådant prisnivåmått, se The Economist (2020).

samma nivå. I statistiska termer säger man då att de är stationära.<sup>3</sup> Sveriges reala växelkurs avviker emellertid tydligt från det här mönstret. I Diagram 1 visas så kallade effektiva reala växelkurser, det vill säga handelsvägda genomsnitt av bilaterala reala växelkurser, för Sverige och våra grannländer sedan 1970.<sup>4</sup> Vi kan se att till skillnad från utvecklingen i våra grannländer har den svenska effektiva reala växelkursen försvagats trendmässigt sedan 1970-talet. Även i en bredare internationell jämförelse är detta en unik utveckling. Med undantag för när den reala växelkursen mer än fördubblades för den japanska yenen mellan 1970 och 1995 så har inget av de länder som 1970 klassificerades som ett industriland sedan dess genomgått en större förändring i sin valutas reala växelkurs än Sverige.<sup>5</sup>

**Diagram 1. Effektiva reala växelkurser**

Index 1970 = 100



Anm. Månadsdata. Beräknade med konsumentprisindex som mått på prisnivåer. Ett högre värde motsvarar en svagare effektiv real växelkurs.  
Källa: BIS

I den här artikeln kommer jag att undersöka vad som kan ligga bakom denna anmärkningsvärda utveckling. I avsnitt 2 redogör jag för vad som i allmänhet talar för att reala växelkurser är stationära. I avsnitt 3 beräknar jag kronans effektiva reala växelkurs ännu längre tillbaka i tiden för att se om utvecklingen i Diagram 1 utgör fortsättningen på en ännu längre trend eller kanske är en anpassning av relativa prisnivåer efter en tidigare förstärkning. I avsnitt 4 diskuterar jag olika bilaterala reala växelkursers bidrag till den här utvecklingen. I avsnitt 5 visar jag hur valet av index för att representera prisnivån påverkar bilden av den reala växelkursens utveckling – är den trendmässiga försvagningen kanske en effekt av hur priser mäts i Sverige jämfört med i omvärlden? I avsnitt 6 förklarar jag hur den reala växelkursens trendmässiga utveckling skulle kunna hänga samman med utvecklingen i fundamentala variabler. I avsnitt 7 redovisar jag en empirisk skattning av den långsiktiga reala växelkursens utveckling sedan 1995, samt vad den säger om hur gapet mellan den faktiska reala växelkursen och dess långsiktiga nivå har utvecklats. I avsnitt 8 drar jag några slutsatser.

3 Ca' Zorzi m.fl. (2017) påpekar att den gängse utgångspunkten i modern forskning om växelkurser är att reala växelkurser tenderar att återgå till sina medelvärden. Detta faktum utnyttjas för att göra det som Meese och Rogoff (1983) fann var alltför svårt (i alla fall på den sikt som deras undersökning gjordes, det vill säga upp till ett år framåt), nämligen att göra bättre prognoser för växelkurser än en random walk (som innebär att helt enkelt anta att den framtida växelkursen är densamma som dagens växelkurs).

4 Sammanvägningen till en effektiv real växelkurs för Sverige i det här diagrammet, som kommer från BIS, skiljer sig något från senare diagram med effektiva reala växelkurser för Sverige som använder en sammanvägning med de så kallade KIX-vikterna. Anledningen är en önskan att här visa effektiva reala växelkurser för flera länder från samma källa med samma principer för sammanvägning.

5 Detta mått som kvoten mellan den högsta och den lägsta månadsnoteringen för den KPI-baserade effektiva reala växelkursen under perioden 1970 till 2020 enligt de växelkursindex som publiceras av BIS och JP Morgan. De industrialiserade länderna var enligt Världsbanken (1970) Australien, Belgien, Danmark, Finland, Frankrike, Island, Irland, Italien, Japan, Kanada, Luxemburg, Nederländerna, Norge, Nya Zeeland, Schweiz, Storbritannien, Sverige, Tyskland, USA och Österrike. Yenens förstärkning reverserades delvis efter 1995 och kronan är den valuta som haft den största absoluta procentuella förändringen i sin effektiva reala växelkurs mellan 1970 och 2020.

## 2 Vad talar för att reala växelkurser är stationära?

Innan jag går närmare in på varför kronans reala effektiva växelkurs trendmässigt har utvecklats annorlunda än sina mer stationära motsvarigheter i grannländerna, så kan det vara bra att påminna sig om vad som talar för att reala växelkurser är stationära.

När man analyserar reala växelkurser så utgår man i allmänhet från att köpkraften hos en valuta är densamma i olika länder, det vill säga att det råder absolut köpkraftsparitet, eller åtminstone att förhållandet mellan köpkraften i ett land och köpkraften i ett annat land är konstant, det vill säga att det råder relativ köpkraftsparitet. Någon som tidigt argumenterade för detta var den svenske ekonomen Gustav Cassel som myntade själva begreppet köpkraftsparitet för över hundra år sedan (Cassel 1918, s. 413). Cassel argumenterade för att om prisnivån i ett land skulle öka mer än i ett annat, så skulle handel mellan länderna gör att de skillnaderna jämnas ut över tiden, antingen genom att de faktiska priserna förändras eller genom att den nominella växelkursen justeras. Lite förenklat kan vi tänka oss att om varor i till exempel Danmark är billigare så lönar det sig att exportera dem till andra länder. Men så småningom borde den högre efterfrågan på danska varor leda antingen till högre priser även i Danmark eller till att den danska kronan stiger i värde.

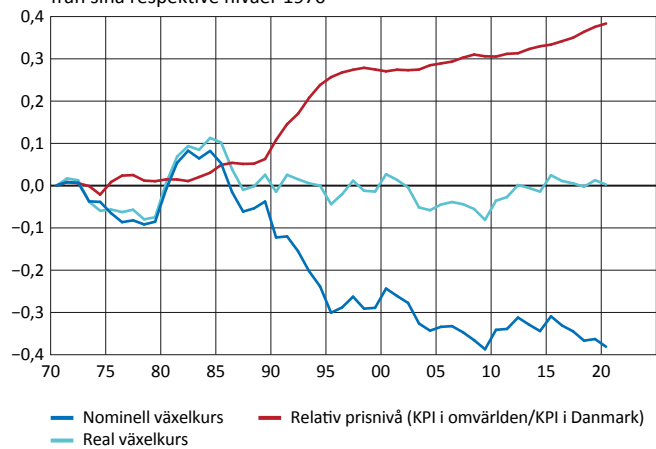
Diagram 2 visar pris- och växelkursutvecklingen i Danmark sedan 1970. Där kan vi se att den röda linjen som visar kvoten mellan omvärldspriser och danska priser stiger fram till i dag, vilket betyder att danska priser har stigit långsammare än priserna i omvärlden. Men samtidigt visar den mörkblå linjen att den danska kronans nominella växelkurs har förstärkts så pass mycket att den reala växelkursen förblivit förhållandevis stabil. Den danska reala växelkursen förefaller därmed vara stationär.

Den svenska utvecklingen sedan 1970 ser dock annorlunda ut. Diagram 3 visar att mellan 1970 och 1996 var den svenska prisutvecklingen ungefär densamma som i omvärlden i och med att den röda linjen är förhållandevis stabil fram till 1996. Men samtidigt ser vi att den nominella växelkursen försvagades i och med att den mörkblå linjen stiger. Därmed stiger den ljusblå linjen under denna tid och visar en försvagning av kronans reala växelkurs. Även efter 1996 har den fortsatt att försvagas, men då av ett annat skäl. Medan den nominella växelkursen har varierat kring en och samma nivå så har den svenska prisnivån stigit långsammare än i omvärlden, det vill säga inflationstakten har varit lägre i Sverige än utomlands. Sett över hela perioden sedan 1970 har alltså först en nominell växelkursförsvagning och sedan en relativt svag inhemsk prisutveckling bidragit till att kronans reala växelkurs trendmässigt har försvagats.



**Diagram 2. Danmarks reala och nominella växelkurs samt landets inhemska prisnivå relativt omvärldens**

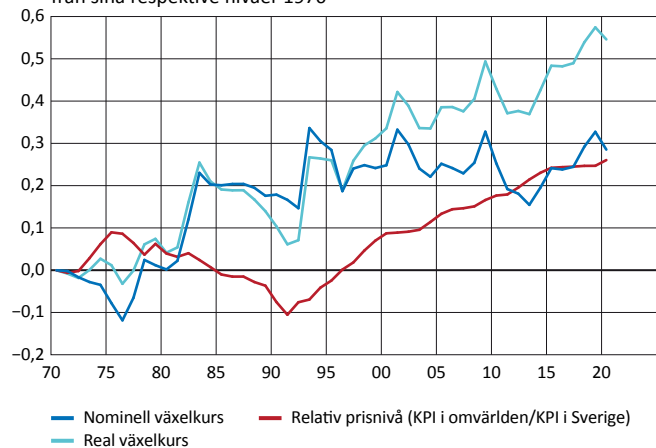
Växelkurser och relativ inhems prisnivå uttryckta som logavvikelser från sina respektive nivåer 1970



Anm. Årsdata. Den reala växelkursutvecklingen för Danmark skiljer sig något från den i Diagram 1 eftersom den bygger på olika källor. Skillnaden kan bero på urvalet och viktningen av länder i beräkningen av effektiva växelkurser. Källor: JP Morgan och egna beräkningar

**Diagram 3. Sveriges reala och nominella växelkurs samt landets inhemska prisnivå relativt omvärldens**

Växelkurser och relativ inhems prisnivå uttryckta som logavvikelser från sina respektive nivåer 1970



Anm. Årsdata.  
Källor: BIS, Macrobond och egna beräkningar

### 3 Ett hundraårigt perspektiv på kronans reala växelkurs

Trots den trendmässiga försvagningen av kronans reala växelkurs i Diagram 1 och 3 så går det inte att utesluta en tendens mot köpkraftsparitet om man ser utvecklingen över en ännu längre period. Detta eftersom den empiriska forskningslitteraturen visar att köpkraftsparitet bara håller över långa tidsperioder.<sup>6</sup> Det finns många möjliga förklaringar till att det skulle förhålla sig på det viset. När det dröjer för produktion och priser att anpassa sig till nya förhållanden kan förändringar i reala växelkurser bli långvariga, även om de är övergående. Det finns dessutom faktorer som kan ge upphov till varaktiga trender i reala växelkurser. Det

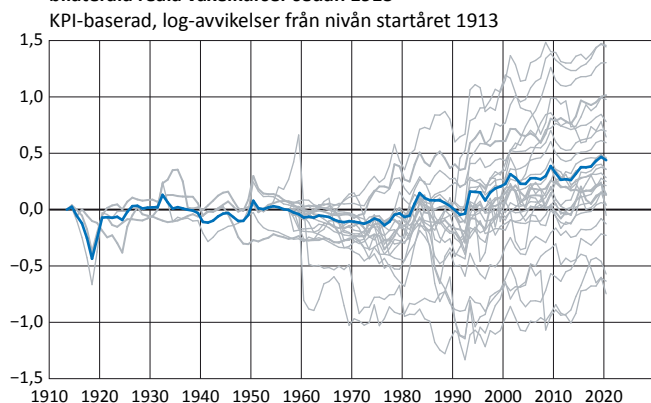
<sup>6</sup> Se Taylor och Taylor (2004) för en genomgång av empiriska studier om köpkraftsparitet.

handlar framför allt om skillnader i produktivitet utveckling och trender i världsmarknadspriser på landets export respektive import, faktorer som behandlas närmare i avsnitt 6 nedan. Men även sådana faktorer kan neutraliseras på mycket lång sikt genom att idéer och teknologi, liksom kapital och arbetskraft, rör sig över gränserna.<sup>7</sup>

Om man vill undersöka en eventuell tendens mot köpkraftsparitet över långa tidsperioder stöter man dock på problemet att det saknas publicerade effektiva reala växelkursserier som går längre tillbaka i tiden. För de flesta länder som ingår i Riksbankens officiella växelkursindex (kronindex eller KIX) finns det dock tillgång till såväl konsumentprisindex som nominella växelkurser mot den amerikanska dollarn från 1950-talet eller ännu tidigare för några länder. Det gör det möjligt att beräkna långa tidsserier för bilaterala reala växelkurser.<sup>8</sup> De handelsflödesbaserade vikter som ingår i beräkningen av KIX eller det snarlika index som jag visade i Diagram 1 är dock svårare att komma åt. KIX-vikterna är tidsvarierande men har inte beräknats för perioden före 1994. De bilaterala reala växelkurserna, sammanvägda med 1994 års KIX-vikter, kan dock ge en fingervisning om hur kronans reala effektiva växelkurs utvecklats längre tillbaka i tiden.<sup>9</sup>

Diagram 4 visar resultaten av dessa beräkningar. Dels har vi här ett antal bilaterala reala växelkurser (några ända från 1913), dels en sammanvägning framtagen med 1994 års KIX-vikter som visas med blå linje. I den sammanvägda, det vill säga effektiva, reala växelkursen ingår det för de första decennierna endast bilaterala reala växelkurser gentemot USA, Storbritannien, Norge och Schweiz. Men från och med 1957 omfattar sammanvägningen 97 procent eller mer av de valutor som ingår i dagens KIX-index.

**Diagram 4. Sveriges effektiva reala växelkurs och dess ingående bilaterala reala växelkurser sedan 1913**



Anm. Årsdata. Den blå effektiva reala växelkursen är framräknad som den KIX-vägda summan av de årliga logförändringarna i de vid varje givet tidpunkt tillgängliga bilaterala reala växelkurserna, visade med gråa kurvor. Till och med 1994 har 1994 års KIX-vikter använts. I diagrammet har de bilaterala kurserna indexerats till den KIX-vägda kursens nivå vid sina respektive starttidpunkter. Skalan innebär för den blå kurvan att en nivå på 0,1 motsvarar en ungefär 10 procent svagare real växelkurs än vid starttidpunkten 1913 men denna approximativa översättning till procentuella avvikelser blir sämre ju större avvikelserna är.

Källor: BIS, Macrobond, Riksbanken och egna beräkningar

7 Froot och Rogoff (1995, s. 1674) uttrycker det så här: "It is arguable whether one should expect to detect a Balassa-Samuelson effect in really long-run data. Even though technology can differ across countries for extended periods, the free flow of ideas together with human and physical capital produces a tendency towards long-run convergence of incomes." Ett annat betraktelsesätt, som också leder till slutsatsen att reala växelkurser borde vara stationära i det långa perspektivet, bygger på att variationer i prisindex domineras av monetära faktorer vilka i sin tur på lång sikt är neutrala i meningen att de inte påverkar relativpriser mellan varor och inte heller mellan varor och utländsk valuta, se Dornbusch (1985).

8 KIX väger samman de bilaterala växelkurserna gentemot de 32 länder som är mest relevanta för Sveriges utrikeshandel. Vikterna är så kallade konkurrensvikter och uppdateras årligen. Se Alsterlind (2006) för en diskussion om grundläggande frågor kring konstruktionen av effektiva växelkursindex och Erlandsson och Markowski (2006) om teorin och praktiken bakom konstruktionen av KIX.

9 Att använda fasta istället för tidsvarierande vikter är i sig inget unikt för effektiva växelkursindex. Det oftast använda svenska effektiva växelkursindexet var fram till för några år sedan det så kallade TCW-indexet som använder vikter fastställda i början av 1990-talet. Riksbanken publicerar numera både TCW-index och KIX-index på sin hemsida.

I Diagram 4 framgår precis som i Diagram 1 att kronans reala växelkurs har försvagats de senaste decennierna. Men vad Diagram 4 också visar är att med ett längre perspektiv ter sig även kronans effektiva reala växelkurs någorlunda stationär fram till början av 1990-talet. När den reala växelkursen försvagades mellan mitten av 1970-talet och början av 1990-talet skulle det kunna ses som en återgång till samma nivå som den reala växelkursen rört sig kring under större delen av 1900-talet. Detta var en period då Sverige ingick i diverse olika fasta växelkursarrangemang. När priserna sedan ökade snabbare i Sverige än i omvärlden försämrade det den svenska konkurrenskraften, det vill säga den reala växelkursen förstärktes. I slutet av 1970-talet och början av 1980-talet genomförde Sverige därför flera devalveringar för att återställa konkurrenskraften.<sup>10</sup> Sedan stärktes den reala växelkursen återigen och 1992, året då man gick över till flytande växelkurs, var den på samma nivå som den rört sig kring under större delen av 1900-talet. Därefter har kronan dock försvagats i reala termer mot samtliga valutor som ingår i KIX-index.

## 4 En bred försvagning men mest gentemot snabbväxande länders valutor

Ett sätt att närmare syna hur en effektiv real växelkurs har utvecklats är att studera de bilaterala reala växelkurser som den består av. På så sätt blir det möjligt att se om utvecklingen drivs av vissa länder och vad de länderna i så fall har gemensamt.

Kronans reala växelkurs stärktes mot de flesta valutor mellan slutet på 1950-talet och början på 1990-talet. Det kan anas i Diagram 4 genom att de flesta grå linjerna låg på eller över nollstrecket i slutet av 1950-talet men under nollstrecket i början av 1990-talet.<sup>11</sup> Sedan 1992 har kronan dock försvagats tydligt gentemot samtliga KIX-valutor med tillgängliga data. Det ser vi i och med att de grå linjerna slutar på en högre nivå än de hade 1992.<sup>12</sup> Diagram 5 visar de bilaterala reala växelkurser som påverkade den KIX-vägda reala växelkursen mest.<sup>13</sup> Kronans effektiva reala växelkurs gentemot KIX-länderna och dess viktigaste bilaterala komponent euroområdet följer varandra nära, medan mönstret för övriga bilaterala reala växelkurser varierar både sinsemellan och över tiden. Den bilaterala reala växelkursen mot USA har fluktuerat kraftigt. Efter en gradvis förstärkning mellan 1950 och 1980 följde nämligen några decennier med stora slag i värdet. Men sedan 1980 har kronans reala växelkurs mot den amerikanska dollarn försvagats, och dagens nivå är ungefär densamma som för 70 år sedan.

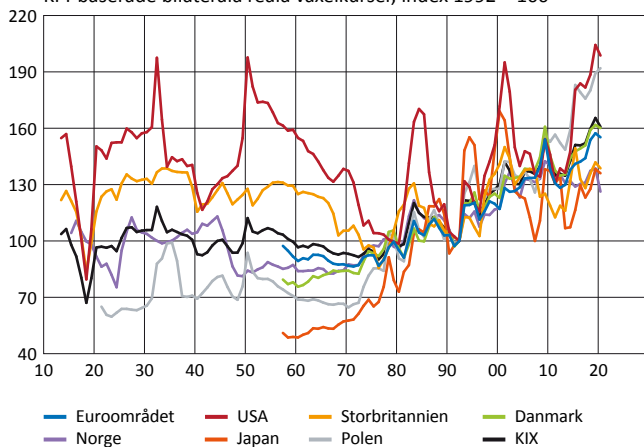
10 Se Bordo m.fl. (2017) för en historisk överblick över ekonomisk-politiska regimer som tenderat att påverka växelkursers utveckling globalt sedan 1880 och Sveriges riksbank (2000) för en beskrivning av Sveriges delaktighet i olika fasta växelkursarrangemang.

11 Data som medger beräkningar av bilaterala växelkurser finns i de flesta fall tillgängliga från och med 1957 vilket som diagrammet är konstruerat betyder att de startat på den blåa KIX-linjens nivå just 1957 då denna var mycket nära noll.

12 För Slovakien saknas data före 1994 och för Ryssland före 2001.

13 I detta diagram har dock Kina och Schweiz utelämnats eftersom skillnaderna mellan högsta och lägsta notering i deras fall kräver en skala som gör diagrammet svårsläst. Se appendix för en version av detta diagram där även Kina och Schweiz är inkluderade.

**Diagram 5. Bilateral reala växelkurser gentemot de valutor som bidragit mest till försvagningen av den KIX-vägda reala växelkursen**  
KPI-baserade bilaterala reala växelkurser, index 1992 = 100



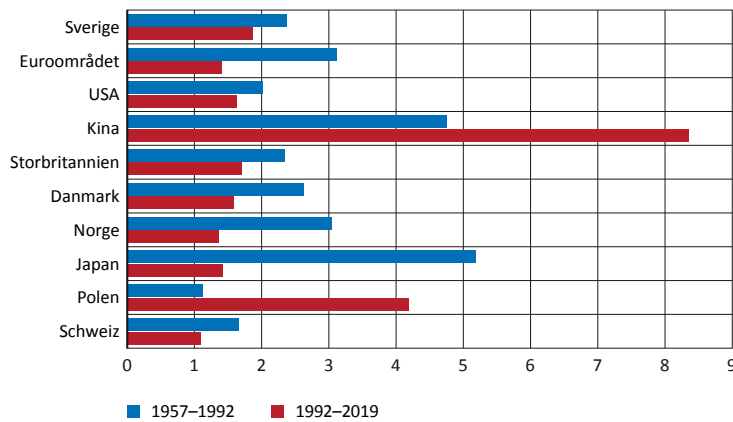
Anm. Årsdata. De bilaterala reala växelkurser som visas är de som bidragit med mer än 2 procentenheter till försvagningen i det KIX-vägda indexet sedan 1957, 1970 eller 1992. Till och med 1994 års KIX-vikter använts.  
Källor: BIS, Macrobond, Riksbanken och egna beräkningar

Bilden är i viss mån förenlig med Balassa-Samuelson-hypotesen – att den reala växelkursen kan förväntas stärkas i länder som har en stark produktivitetstillväxt jämfört med omvärlden. Hypotesen utgår ifrån antagandet att produktiviteten främst förändras inom produktion av varor och tjänster som handlas internationellt och vars priser kommer att utvecklas på samma sätt i olika länder just för att de handlas internationellt. När produktiviteten stiger i den delen av ekonomin så stiger lönerna. De högre lönerna driver i sin tur upp priserna på de varor och tjänster som inte handlas internationellt, så kallade hemmamarknadsvaror. Därmed stiger priserna på hemmamarknadsvaror (och därför även prisnivån i gemensam valuta som helhet) snabbare i länder med en starkare produktivitetstillväxt. Jag skriver mer om detta i avsnitt 6.

Under perioden 1957–1992 fungerar Balassa-Samuelson-hypotesen med något enstaka undantag väl för att förklara utvecklingen av de bilaterala reala växelkurserna i Diagram 5. Den reala växelkursen försvagades kraftigt gentemot Japan som då hade en betydligt snabbare produktivitetstillväxt än Sverige. Skillnaden framgår av de blå staplarna i Diagram 6. Även gentemot Euroområdet, Danmark och Norge som alla hade en högre produktivitetstillväxt försvagades den reala växelkursen samtidigt som den stärktes gentemot USA vars produktivitetstillväxt var svagare än den svenska. Undantaget under den här perioden består i att den reala växelkursen försvagades gentemot Polen trots att produktivitetstillväxten där var tydligt svagare än den svenska.

Mellan 1992 och 2019 håller Balassa-Samuelson-hypotesen inte lika väl som förklaring till hur de bilaterala reala växelkurser som jag redovisade i Diagram 5 utvecklades. Kronans reala växelkurs försvagades överlag trots att Sverige hade en högre produktivitetstillväxt än alla dessa länder och regioner med undantag för Polen och Kina. Inom gruppen avancerade ekonomier har visserligen den reala växelkursförsvagningen varit minst gentemot Norge och Japan som haft den svagaste produktivitetstillväxten under den här perioden men samtidigt har försvagningen varit förhållandevis kraftig gentemot Schweiz som hade den svagaste produktivitetstillväxten under den här perioden.

**Diagram 6. Produktivetsutvecklingen i de ekonomier vars valutor bidragit mest till försvagningen av den KIX-vägda reala växelkursen**  
Genomsnittlig årlig procentuell förändring i BNP per invånare i åldrarna 15–64 år



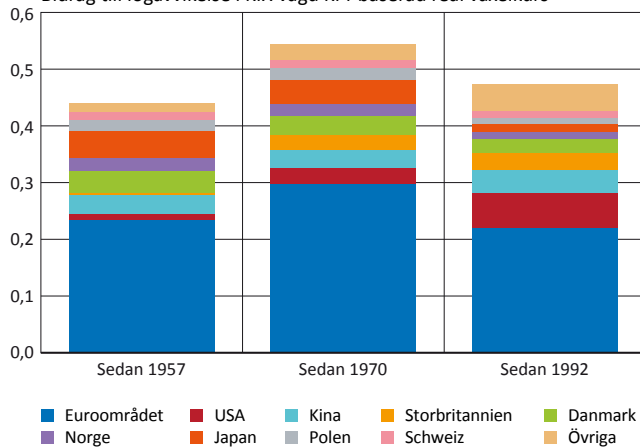
Anm. På grund av bristande datatillgång har förändringen i hela befolkningen använts vid framräkningen av de tre första årens produktivetsutveckling. För euroområdet representerar den blå stapeln perioden 1960–1992.  
Källor: OECD, Penn World Table och Världsbanken

Det faktum att kronan försvagats reellt mot så gott som alla andra valutor innebär givetvis också att ingen enskild bilateral relation ligger bakom försvagningen av den effektiva reala växelkursen. Det framgår även i Diagram 7 som visar bidragen till försvagningen i den KIX-vägda reala växelkursen sedan 1957, 1970 och 1992. Euron står för det enskilt största bidraget men det beror framför allt på eurons stora vikt i KIX-index, som är omkring 50 procent. Den bilaterala reala växelkursen gentemot euron avviker nämligen inte nämnvärt från KIX-kursen (se Diagram 5). Den relativt kraftiga försvagningen gentemot den amerikanska dollarn de senaste åren har också tydligt bidragit till försvagningen i det KIX-vägda indexet, inte minst sedan 1992. Vid sidan om de här två stora västliga ekonomiernas valutor har Kinas yuan stått för det största bidraget till försvagningen av den KIX-vägda reala växelkursen sedan 1992.<sup>14</sup> Vid sidan om yuansen och euron så har de skandinaviska grannländernas valutor tillsammans med den japanska yenen bidragit mest till att försvaga kronans reala växelkurs sedan 1957.

<sup>14</sup> Den bilaterala reala växelkursen gentemot Kina är inkluderad i Diagram A1 i appendix. Där framgår också att den bilaterala reala växelkursen gentemot Kina stärktes kraftigt under åren före 1992, åtminstone enligt tillgängliga data över nominell växelkurs och inflation. Detta påverkade dock inte den KIX-vägda reala växelkursen nämnvärt eftersom Kinas vikt i KIX då var mycket liten, närmare bestämt en halv procent.

**Diagram 7. Bidrag till försvagningen av den KIX-vägda reala växelkursen**

Bidrag till loggavvikelse i KIX-vägd KPI-baserad real växelkurs



Anm. De namngivna bilaterala reala växelkurserna är de som bidragit med mer än 2 procentenheter till försvagningen i det KIX-vägda indexet sedan 1957, 1970 eller 1992. Varje lands bidrag har räknats fram som summan av dess KIX-vägda logförändringar under den period som data funnits tillgängliga för landet ifråga. Till och med 1994 har 1994 års KIX-vikter använts.  
Källor: BIS, Macrobond, Riksbanken och egna beräkningar

Sammanfattningsvis tycks kronans effektiva reala växelkurs ha varit stationär under större delen av 1900-talet. Under 1970-talet inleddes en trendmässig försvagning, vars första del fram till 1992 kan betraktas som en återgång till den nivå kring vilken denna växelkurs rört sig sedan början av 1900-talet. Oavsett om man utgår från 1970 eller 1992 så har kronans reala växelkurs utvecklats på ett sätt som har varit unikt bland industriländer. En försvagning har ägt rum gentemot samtliga handelspartner av betydelse, om än i varierande grad.

## 5 Skillnader i KPI-innehåll och prismätning-metoder kan ge en överdriven bild av den reala växelkursens förändring

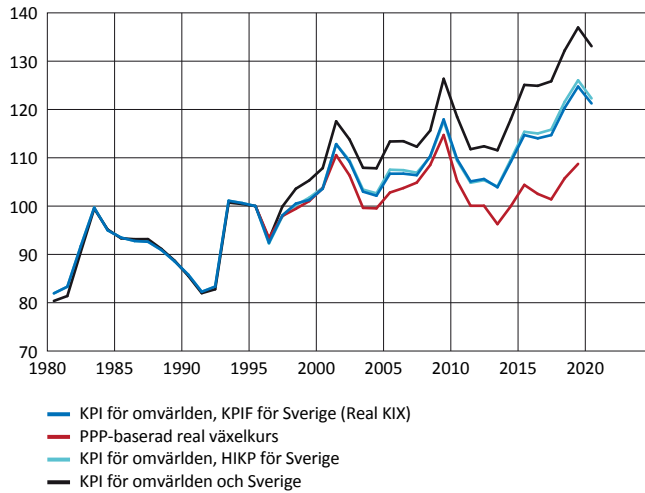
Hittills har jag ägnat min analys av kronans reala växelkurs utifrån mått där inhemska prisnivåer representerats av konsumentprisindex (KPI). Men valet av prisindex spelar roll. Med andra mått på prisnivåer får vi en något mindre dramatisk bild av den reala växelkursens utveckling. Skälet är bland annat att olika prisindex är konstruerade på olika sätt. Ett exempel är KPI, där en känd skillnad mellan Sverige och omvärlden är att räntekostnader för bolån ingår i beräkningen av KPI i Sverige för att de här behandlas som en del av hushållens boendekostnader. Att räntorna har sjunkit trendmässigt de senaste decennierna har gjort ett tydligt avtryck i KPI-inflationen. Andra prisindex inkluderar inte dessa effekter av ränteförändringar, till exempel det europeiska harmoniserade konsumentprisindexet HIKP eller det svenska KPIF som är KPI med fast ränta.<sup>15</sup> Om man byter ut KPI för Sverige mot HIKP eller KPIF blir den uppmätta reala kronförsvagningen sedan 1992 omkring 15 procentenheter mindre, se Diagram 8. Det avspeglar den avsevärda räntenedgången sedan mitten av 1990-talet.<sup>16</sup> Det är denna KIX-vägda effektiva reala växelkurs för kronan som beräknas med hjälp av KPI för omvärlden och KPIF för Sverige som Riksbanken vanligen använder och ibland visar i sina penningpolitiska rapporter. Den benämns hädanefter "real KIX".

<sup>15</sup> SCB (2017) redogör för de huvudsakliga skillnaderna mellan dessa tre konsumentprisindex.

<sup>16</sup> Utvecklingen i diagrammet bygger på data som finns tillgängliga från 1980. Även dessförinnan har trendmässiga förändringar i räntenivån ägt rum som kan ha påverkat hur den uppmätta inflationen i Sverige förhållit sig till den i omvärlden. Dessa historiska trendmässiga ränteförändringar ter sig dock mindre än den som ägt rum sedan mitten av 1990-talet.

**Diagram 8. KIX-vägd real växelkurs med olika mått på konsumentprisnivån**

Index 1995 = 100



Anm. Årsdata. Skillnaden mellan de tre övre kurvorna hänför sig uteslutande till olika val av prisindex för Sverige, det vill säga nämnaren i ekvation (1). Den svarta kurvan motsvarar i stort kurvan för Sverige i Diagram 1 men skiljer sig något på grund av skillnader i urvalet av handelspartner och deras vikter. Till och med 1994 har 1994 års KIX-vikter använts.

Källor: BIS, Konjunkturinstitutet, Macrobond, SCB, Riksbanken och egna beräkningar

Diagram 8 visar även en effektiv real växelkurs för kronan konstruerad med hjälp av statistik över prisnivåer från det internationella jämförelseprogram som används för att få fram köpkraftsparitetsjusterade (PPP-justerade) BNP-nivåer.<sup>17</sup> Denna statistik bygger på jämförelser av priser på identiska eller mycket likartade produkter i alla länder. Jämförelserna bygger dock på ett betydligt mindre urval av produkter än vanlig prisstatistik och prisuppgifterna samlas in mer sällan. Kortsiktiga fluktuationer i prisnivåerna fångas därmed inte så väl men sett över ett antal år bör de internationella jämförelserna kunna ge en bild av den reala växelkursens utveckling som kan jämföras med andra reala växelkursmått.<sup>18</sup>

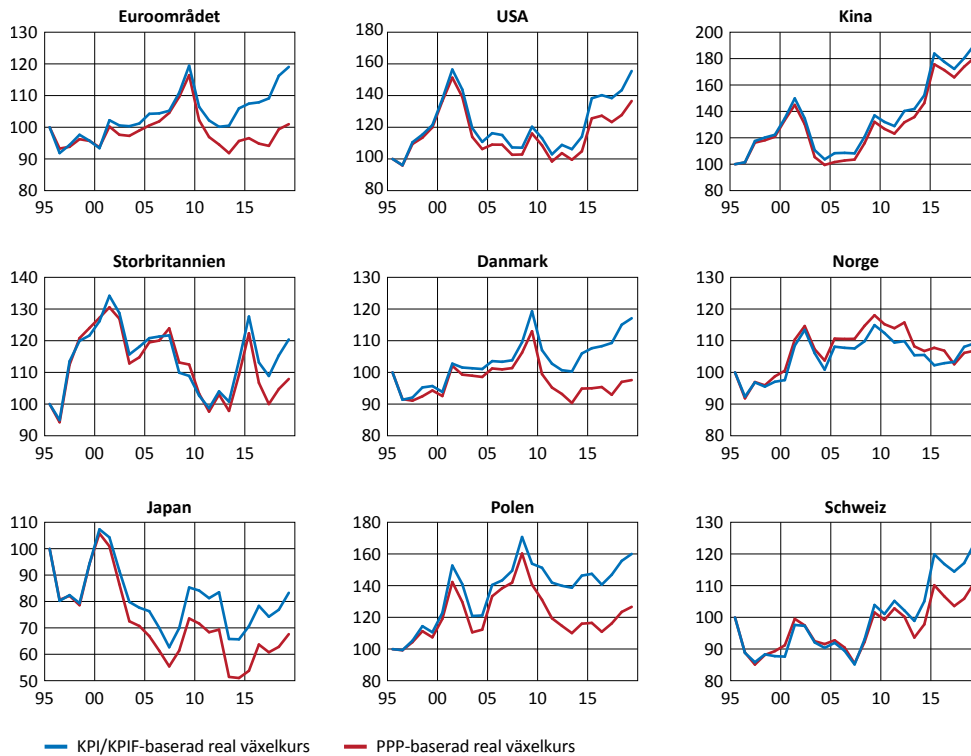
Eftersom de kortsiktiga variationerna i den reala växelkursen oavsett mått domineras av variationer i den nominella växelkursen så påminner variationerna i den effektiva reala växelkurs för kronan som går att utvinna ur PPP-statistiken tydligt om de variationer vi ser hos den KPI/KPIF-baserade reala växelkursen. Däremot uppvisar den PPP-baserade reala växelkursen inte samma tydliga försvagningstrend. Det har främst att göra med utvecklingen mellan 2008 och 2019. Under den perioden försvagades real KIX med 13 procent medan den PPP-baserade reala växelkursen var oförändrad. Det här mönstret för skillnaden mellan KPI/KPIF-baserad och PPP-baserad real växelkurs återfinns i de viktigaste bilaterala relationerna med undantag för Norge, se Diagram 9. Skillnaden är särskilt tydlig för hur kronans bilaterala reala växelkurs har utvecklats gentemot euron. Den försvagades med 19 procent mellan 2008 och 2019 enligt det KPI/KPIF-baserade måttet men endast med 1 procent enligt det PPP-baserade måttet.

<sup>17</sup> PPP står för purchasing power parity. Se EU och OECD (2012) för detaljer om hur denna statistik tas fram.

<sup>18</sup> Jämförelsen sträcker sig inte längre bakåt i tiden än 1995 för att publicerade PPP-data som sträcker sig längre bakåt i tiden är bakdateringar baserade på de ingående ländernas konsumtionsdeflater (se OECD, 2016).

**Diagram 9. Bilateral reala växelkurser – PPP vs. KPI/KPIF**

Bilateral real växelkurs baserade på KPI/KPIF respektive jämförande prisnivåindex, index 1995 = 100



Anm. Årsdata. KPI/KPIF-baserad real växelkurs innebär att beräkningen av real växelkurs använt KPI för omvärlden och KPIF för Sverige. De PPP-baserade reala växelkurserna är de jämförande prisnivåindex som framräknas som kvoten av PPP-växelkursen och den faktiska nominella växelkursen.  
Källor: BIS, Eurostat, Macrobond, OECD, SCB och egna beräkningar

En möjlig bidragande förklaring till skillnaden mellan dessa mått på real växelkurs är skillnader mellan hur statistiska myndigheter gör kvalitetsjusteringar när de tar fram olika prisindex, vilket inte behöver göras alls för att få fram PPP-statistik. Tysklind (2020) visar exempelvis att den uppmätta prisutvecklingen i de produktgrupper som kvalitetsjusteras skiljer sig betydligt mellan olika länder i Europa, varav den uppmätta prisutvecklingen i Sverige hör till de långsammaste. Detta trots att det i stor utsträckning gäller produkter som är lika och enkelt kan handlas mellan länder. Det tyder på att priserna på dessa varor justeras mer för kvalitetsförbättringar i Sverige än i andra länder.

Som jag konstaterade ovan riskerar det PPP-baserade reala växelkursmättet inte att störas av skillnader i kvalitetsjustering. Samtidigt kan det finnas en tendens för priserna som ingår i PPP-statistiken att i högre grad uppfylla lagen om ett pris än konsumentpriser i stort.<sup>19</sup> Strävan efter jämförbarhet i de produkter som inkluderas kan driva urvalet mot de som är enklast att jämföra mellan länder och vars priser därför kan förväntas bli utjämnade mellan länder genom handel i högre utsträckning än priserna på andra produkter.<sup>20</sup> Det skulle kunna vara en förklaring till att det PPP-baserade måttet förmedlar en mindre tydlig trend i kronans reala växelkurs.

Skillnaderna mellan de olika mått på den reala växelkursen som vi hittills har jämfört talar för att det är lämpligt att komplettera bilden med andra mått. En väg att gå är att utgå

19 Lagen om ett pris går ut på att identiska varor säljs till samma pris på alla marknader uttryckt i gemensam valuta.

20 I metodmanualen för datainsamlingen till PPP-statistiken specificeras uttryckligen hur urvalet av produkter ska gå till och att det är önskvärt att välja ut sådana produkter som finns tillgängliga för prisbestämning i många länder, se EU och OECD (2012). Ravallion (2018) finner indirekt stöd för hypotesen om en implicit preferens för internationellt jämförbara handlade varor i det internationella prisjämförelseprogrammet. Därtill går det att visa att även om alla priser mäts perfekt så kommer utvecklingen av relativ KPI och relativ PPP att skilja sig åt till följd av relativprisförändringar så länge konsumtionskorgarna skiljer sig mellan de jämförda länderna (se Deaton och Aten, 2017).



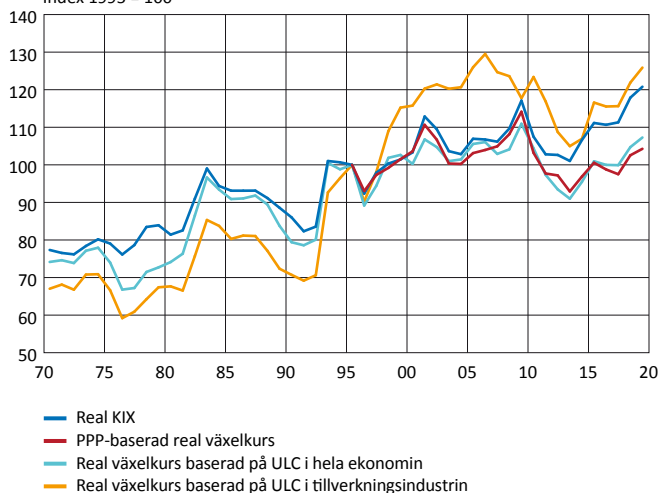
från kostnader istället för priser. Det kan vi göra genom att beräkna den reala växelkursen baserad på arbetskostnaden per producerad enhet (förkortat ULC för unit labour cost).<sup>21</sup> Då används ULC för hela ekonomin, eller någon sektor som tillverkningsindustrin, istället för konsumentprisindex. Istället för att vara ett mått på hur många korgar svenska varor och tjänster som svenska konsumenter skulle behöva ge upp för att köpa sig en liknande korg varor och tjänster i omvärlden, så anger den ULC-baserade reala växelkursen hur många enheter svensk arbetskraft som behövs för att producera det som krävs för att köpa sig vad en enhet arbetskraft producerar i omvärlden. Med det ULC-baserade måttet undviker vi variationer som har med förändringar i prispåslag att göra och även de jämförbarhetsproblem som konsumentprisindex kan ge upphov till. Samtidigt fångar arbetskostnaden per producerad enhet just arbetskostnaden och inte totalkostnaden för en producerad enhet vilket kan påverka bilden av den relativa prisnivåutvecklingen om arbetskostnadens andel av totalkostnaden skulle utvecklas på olika sätt i Sverige och i omvärlden. En annan skillnad gentemot konsumentprisindex är att ULC avser vad som produceras och inte vad som konsumeras i respektive land. Därmed ingår inte kostnader för att producera det som importeras men väl kostnader för att producera exportvaror, investeringsvaror och offentliga tjänster, det vill säga varor och tjänster som inte ingår i konsumentprisindex.

Tillgänglig statistik gör det möjligt att skapa ULC-baserade reala växelkurser från 1970 och framåt. Diagram 10 visar att trots de inte oväsentliga skillnaderna mellan vad som vägs in i måtten så är utvecklingen av kronans reala växelkurs baserad på ULC för hela ekonomin snarlik utvecklingen i real KIX fram till 2006. Däremot uppstår en avvikelse efter den globala finanskrisen då real KIX utvecklas betydligt svagare.<sup>22</sup> Utvecklingen för det ULC-baserade måttet är då mer samstämmigt med det PPP-baserade måttet. I diagrammet visas även den reala växelkursen baserad på ULC i tillverkningsindustrin, som uppvisar en betydligt kraftigare försvagning än de andra måtten på real växelkurs mellan 1992 och 2006. Detta mått fångar bara kostnader förknippade med produktion av varor som i mycket hög utsträckning handlas internationellt. Försvagningen speglar därför förmodligen att det svenska bytesförhållandet försämrades under samma period – en utveckling som jag ska diskutera närmare i nästa avsnitt.

21 Jämförelser av ULC i gemensam valuta görs också i syfte att studera konkurrenskraft, se till exempel Sveriges riksbank (2019).

22 Det är möjligt att skillnaderna i de olika måttens utveckling i någon mån kan förklaras med skillnader i arbetskostnadsandelens utveckling i Sverige och omvärlden. Enligt Penn World Table sjönk arbetskostnadens andel av BNP mer i Sverige än i omvärlden mellan 1977 och 1998, vilket sammanfaller väl med en period då kronans ULC-baserade reala växelkurs försvagades mer än den KPI/KPIF-baserade. Därefter steg arbetskostnadsandelen åter en del i Sverige samtidigt som den sjönk eller var oförändrad i de tyngst vägande KIX-länderna. Då uppvisade den ULC-baserade reala växelkursen en mindre svag utveckling än den KPI/KPIF-baserade.

Diagram 10. KIX-vägd real växelkurs med olika mått på prisnivån  
Index 1995 = 100



Anm. Årsdata. Till och med 1994 har 1994 års KIX-vikter använts vid sammanvägning. För real KIX har KPIF använts som prisindex för Sverige från och med 1980 och KPI dessförinnan. Datatillgången är mer begränsad för ULC i tillverkningsindustrin än för övriga mått. För att främja jämförbarhet mellan serierna har indexen för övriga serier därför endast beräknats med hjälp av de observationer (för länder och tidpunkter) som också finns tillgängliga för ULC i tillverkningsindustrin. En implikation av detta är att data för de största tillväxt-ekonomierna (Brasilien, Indien, Kina och Ryssland) helt saknas och att data för vissa andra länder bara påverkar indexen under en del av perioden. Det för med sig att försvagningen i real KIX och den PPP-baserade reala växelkursen blir något mindre än i övriga diagram.

Källor: BIS, Europeiska kommissionen (DG ECFIN AMECO), Konjunkturinstitutet, Macrobond, SCB, Riksbanken och egna beräkningar

## 6 Bytesförhållande och relativ produktivitet är nyckelvariabler för kronans reala växelkurs

Som nämnts ovan så brukar en trendmässig försvagning av ett lands reala växelkurs traditionellt förklaras med att landet har en svagare produktivitetstillväxt än omvärlden.<sup>23</sup> Därtill uppmärksammas ofta att ett försämrat bytesförhållande kan förklara en försvagning av den reala växelkursen.<sup>24</sup> Grundtanken med detta är att internationell handel jämnar ut priserna på varor och tjänster som kan handlas internationellt. Men ju mer ett land kan producera med tillgängliga resurser (dess produktivitet) eller byta sig till genom handel (dess bytesförhållande), desto högre kan lönerna i landet förväntas vara. De avgör i sin tur priserna på hemmamarknadsvaror, det vill säga de enda priser som varaktigt kan skilja sig åt mellan länder, och därmed hur stark landets reala växelkurs är.

### 6.1 Den relativa produktiviteten har förändrats trendmässigt

Den relativa produktivetsutvecklingen har haft en framträdande roll i den empiriska forskningslitteratur som, med utgångspunkt i Balassa-Samuelson-hypotesen, ägnats åt att söka förklaringar till varaktiga förändringar i reala växelkurser. Avgörande i sammanhanget är hur man definierar och mäter produktiviteten. Balassa-Samuelson-hypotesen innebär i grunden att den reala växelkursen bestäms av hur produktiviteten inom internationellt handlad produktion relativt produktiviteten inom produktionen av hemmamarknadsvaror förhåller sig till samma relation i omvärlden. Det innebär att den som vill veta i vilken mån produktivetsutvecklingen kan förklara hur en real växelkurs utvecklats behöver ha tillgång

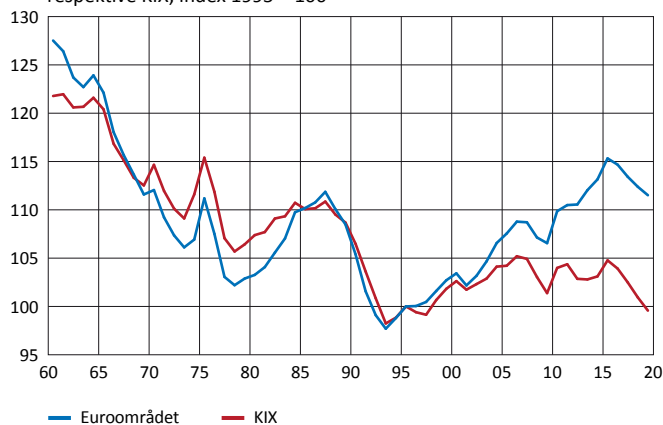
<sup>23</sup> Se Balassa (1964) och Samuelson (1964).

<sup>24</sup> Se till exempel Neary (1988), Chen och Rogoff (2003) och Berka m.fl. (2018).

till jämförbar sektorspecifik produktivetsdata för hemlandet såväl som samtliga länder som ingår i indexberäkningen. Det är högt ställda krav. Ett antal försök av det slaget har ändå gjorts och ger i de flesta fall stöd åt hypotesen.<sup>25</sup> Om man, som i vårt fall, är intresserad av att förklara utvecklingen hos en effektiv real växelkurs som inkluderar tillväxtekonomier och dessutom vill kunna belysa utvecklingen under en längre period finns det dock begränsade möjligheter att få fram nödvändiga data. I praktiken behöver man istället förlita sig på ett produktivetsmått för hela ekonomin i förhoppningen att produktivetsutvecklingen i huvudsak sker inom internationellt handlad produktion, vilket är ett antagande som används och även underbyggs empiriskt redan av Balassa (1964).

I diagram 11 används BNP per invånare i åldrarna 15–64 år för att mäta produktiviteten. Det låter oss ta fram ett KIX-vägt index med start 1960.<sup>26</sup> I diagrammet kan vi se att produktiviteten mätt på detta sätt ökade långsammare i Sverige än i vår KIX-vägda omvärld under åren mellan 1960 och 1993. Det kan förväntas ha bidragit till att försvaga den reala kronkursen under den perioden. Därpå följde en period med en relativt stark svensk produktivetsutveckling fram till 2006 som dock gått tillbaka under senare år. Jämfört med euroområdet har den svenska produktivetsutvecklingen följt ett liknande mönster men försvagats något mer fram till 1993, följt av en något större förstärkning därefter. En slutsats av detta är att det i viss mån går att förklara försvagningen i kronans reala växelkurs fram till omkring 1993 med hjälp av produktivetsutvecklingen, men inte därefter.

**Diagram 11. Sveriges produktivitet relativt omvärlden**  
Sveriges BNP per invånare i åldrarna 15–64 år, relativt euroområdet  
respektive KIX, index 1995 = 100



Anm. Årsdata.  
Källor: OECD, Penn World Table, Världsbanken

## 6.2 Försämrat bytesförhållande kan ha bidragit till försvagningen

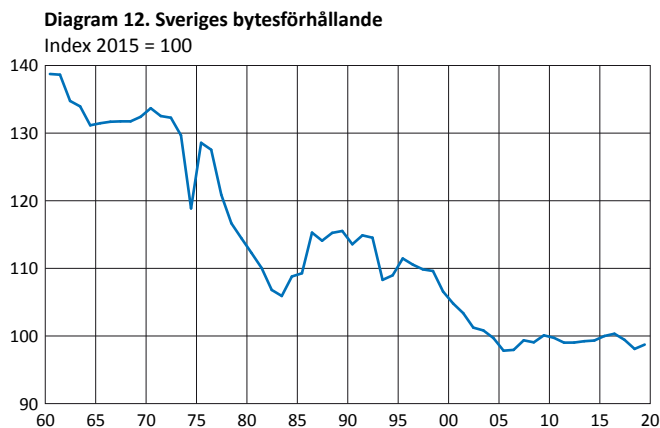
Även bytesförhållandet har ofta ingått i empiriska studier som sökt förklara real växelkursutveckling. Ett mer gynnsamt bytesförhållande är inte bara likvärdigt med en högre produktivitet i produktionen av internationellt handlade varor och tjänster (eftersom det innebär att en och samma mängd arbete i produktionen av exportvaror tillåter en större importvolym), vilket kan förmodas påverka den reala växelkursen positivt genom att driva upp priserna på hemmamarknadsvaror. Det kan därtill ha en direkt inverkan på relativa konsumentprisnivåer och därmed den reala växelkursen om det finns en så kallad home bias i konsumtionen.<sup>27</sup>

<sup>25</sup> Se Gubler och Sax (2019) för en översikt.

<sup>26</sup> En mindre undersökning av hur den svenska produktiviteten inom internationellt handlad produktion relativt produktiviteten inom produktionen av hemmamarknadsvaror förhållit sig till motsvarande relativa produktivitet i euroområdet under perioden 1995–2018 pekar på en utveckling mycket snarlik den för relativ BNP per invånare 15–64 år.

<sup>27</sup> Se Berka m.fl. (2018).

I Diagram 12 kan vi se en negativ trend i det svenska bytesförhållandet, mätt som förhållandet mellan exportpriser och importpriser i nationalräkenskaperna, fram till omkring 2005. Det kan förmodas ha bidragit till den trendmässiga försvagningen i kronans reala växelkurs under samma period. Bland de produktgrupper som har en viktig roll inom svensk internationell handel tycks prisutvecklingen för petroleumprodukter liksom pappersmassa och papper ha bidragit till ett sämre bytesförhållande.<sup>28</sup> Efter 2005 är det svårare att förklara en försvagning av den reala växelkursen utifrån bytesförhållandets utveckling.



Anm. Årlig data.

Källor: Europeiska kommissionen, DG ECFIN, AMECO

### 6.3 Andra möjliga faktorer bakom den reala växelkursens utveckling

Vid sidan om produktiviteten relativt omvärlden och bytesförhållandet finns en rad andra faktorer som omnämns i forskningslitteraturen och skulle kunna bidra till att förklara försvagningstrenden i kronans reala växelkurs. De kan delas in i sådana faktorer som likt produktiviteten relativt omvärlden påverkar hur rikt ett land är i förhållande till omvärlden och sådana faktorer som mer direkt påverkar förhållandet mellan priser på hemmamarknadsvaror och internationellt handlade varor.

Nettoställningen mot utlandet, det vill säga skillnaden mellan fordringar på och skulder till omvärlden, återspeglar ett lands förmögenhet jämfört med omvärlden och har därför uppmärksammats som potentiellt viktig för ett lands reala växelkurs.<sup>29</sup> Nettoställningen mot utlandet beror dels på bytesbalansens historiska utveckling, dels på förändringar i marknadsvärdena på de värdepapper som utgör landets tillgångar och skulder. Dessvärre finns det betydande mätproblem här och det är därför svårt att avgöra hur den här variabeln har utvecklats för Sveriges del.<sup>30</sup> Men i ett dataset som ofta används i det här sammanhanget och som är framtaget av Lane och Milesi-Ferretti (2018) ligger den aktuella nivån mycket nära 1970 års nivå. Även om Sverige skulle ha genomgått en större förändring i nettoställningen mot utlandet så visar Christopoulos m.fl. (2012) att det inte bör påverka kronans reala växelkurs eftersom det inte finns några begränsningar för Sveriges tillgång till utländskt kapital.

Faktorer som mer direkt påverkar förhållandet mellan priser på hemmamarknadsvaror och priser på internationellt handlade varor bör också kunna påverka den reala växelkursen. I en omfattande analys av 48 länders effektiva reala växelkurser finner Ricci m.fl. (2008) att tre sådana faktorer utövar ett visst inflytande över reala växelkurser: nivån på den

<sup>28</sup> Enligt de export- och importprisindex som publiceras av SCB.

<sup>29</sup> Se till exempel Lane och Milesi-Ferretti (2004).

<sup>30</sup> Se Blomberg och Östberg (1999) samt Blomberg och Falk (2006) för diskussioner om mätproblemen och svårigheterna att göra rättvisande jämförelser längre bakåt i tiden.

offentliga konsumtionen eftersom den kan påverka den totala efterfrågan i riktning mot hemmamarknadsproduktion, protektionism eftersom det kan pressa upp inhemska priser över världsmarknadspriser och prisregleringar eftersom sådana kan hålla priser under sina marknadsnivåer. En översyn av hur dessa variabler har utvecklats i Sverige och hos våra viktigaste handelspartner tyder dock på att de relativa förändringarna har varit så pass små att de endast kan ha utövat ett marginellt inflytande över den trendmässiga utvecklingen i kronans reala växelkurs.

Sammanfattningsvis tycks det under ett antal decennier ha pågått trender i vissa nyckelvariabler, närmare bestämt i Sveriges produktivitet jämfört med omvärldens och i bytesförhållandet, som skulle kunna förklara en trendmässig försvagning av kronans reala växelkurs, åtminstone fram till 2005. Hur mycket dessa variabler har bidragit till trenden i den reala växelkursen och vad som kan förklara variationerna runt den trenden, återstår dock att reda ut. I nästa avsnitt redovisar jag hur man kan göra detta med en empirisk modell.

## 7 En modellskattning av den långsiktiga reala växelkursens utveckling och aktuella nivå

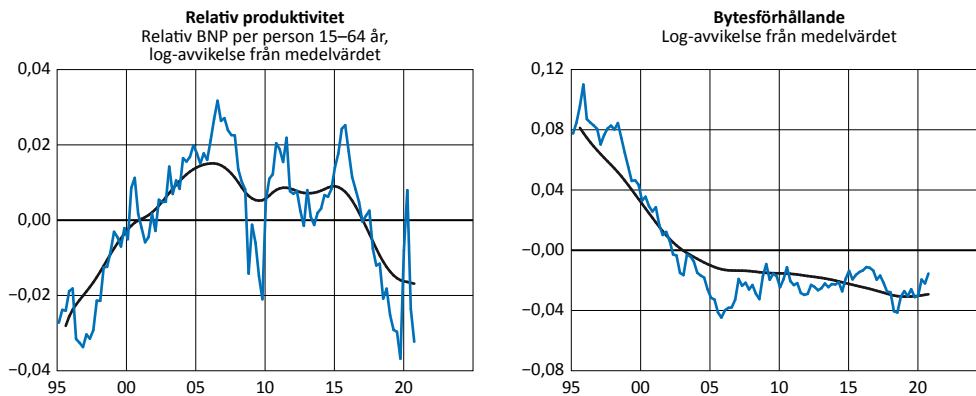
Belfrage m.fl. (2020) beskriver en empirisk modell för att förklara trenden i kronans reala växelkurs och hur den förhåller sig till de centrala förklaringsvariabler som jag har redogjort för ovan. Det är en tidsseriemodell med tidsvarierande jämviktsnivåer. Vi tolkar den långsiktiga reala växelkursen som den trendnivå man får ut av modellen och som vi antar är en linjärkombination av skattade trender i de mått på relativ produktivitet och bytesförhållande som jag diskuterade i avsnitt 6.<sup>31</sup> I en och samma skattning kan vi då med så kallade Bayesianska metoder beräkna den långsiktiga reala växelkursen och variationerna i skillnaden mellan den faktiska och den långsiktiga reala växelkursen, det så kallade reala växelkursgapet. De kortsiktiga variationerna i det reala växelkursgapet förklaras i sin tur av variationerna runt trenderna i produktiviteten relativt omvärlden, bytesförhållandet och bytesbalansen, variationerna i ränteskillnad gentemot omvärlden (baserat på hypotesen att växelkursen påverkas av hur avkastningen på investeringar skiljer sig mot omvärlden) och VIX-index (som speglar osäkerheten om utvecklingen på de finansiella marknaderna och därmed efterfrågan på tillgångar i valutor som kronan som betraktas som mindre likvida) samt en real växelkurschock.

Diagram 13 visar utfall och skattade trendnivåer för Sveriges relativa produktivitet och bytesförhållande medan diagram 14 visar modellens skattning av den långsiktiga nivån på real KIX sedan 1995.<sup>32</sup> Vi kan se att mellan 1995 och 2005 sker en trendmässig ökning i Sveriges produktivitet relativt omvärlden, vilket i sig talar för en förstärkning av den långsiktiga reala växelkursen. Samtidigt sker dock en kraftig trendmässig försämring i bytesförhållandet, vilket i sig talar för en försvagning av den långsiktiga reala växelkursen. I modellskattningen kan vi säga att effekten av att bytesförhållandet försämrats dominerar, eftersom den skattade långsiktiga reala växelkursen försvagas under perioden då förklaringsvariablernas trender går åt olika håll. Därefter är den i det närmaste oförändrad fram till 2015, varefter en viss försvagning sker i takt med att trendnivåerna sjunker för såväl den relativa produktiviteten som bytesförhållandet.

31 Se Lane och Milesi-Ferretti (2004) för en teoretisk modell som ger upphov till ett sådant samband.

32 Begränsningar i tillgången på mer frekvent data (här kvartalsdata) och det faktum att även den reala växelkursens dynamik förändrades i samband med övergången från fast till flytande växelkurs i slutet av 1992 förklarar varför modellskattningen inskränker sig till perioden från och med 1995.

Diagram 13. Utfall och skattade trendnivåer för centrala förklaringsvariabler

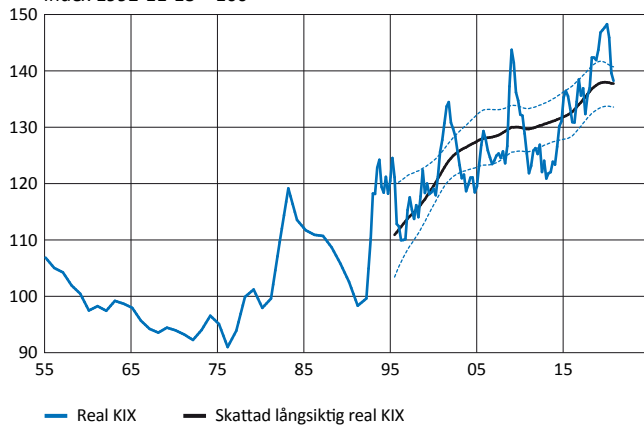


Anm. Kvartalsdata.

Källor: BIS, Konjunkturinstitutet, Macrobond, nationella källor, SCB, Riksbanken och egna beräkningar

Diagram 14. Långsiktig real KIX enligt skattning med TVE-VAR-modellen

Index 1992-11-18 = 100



Anm. Årlig data till och med 1992, kvartalsdata från 1993 till 2020. Till och med 1994 har 1994 års KIX-vikter använts vid sammanvägning. KPIF använts som prisindex för Sverige från och med 1980 och KPI dessförinnan. De streckade linjerna visar det 95-procentiga kredibilitetsintervallet för modellskattningen.  
Källor: BIS, Konjunkturinstitutet, Macrobond, nationella källor, SCB, Riksbanken

Kronan kan sägas ha varit svag under de perioder då den faktiska reala växelkursen överstigit den skattade långsiktiga nivån, och stark när fallet varit det motsatta. Exempelvis var den svenska kronan svag under den globala finanskrisens mest intensiva skede 2009–2010, som var en period av tydligt förhöjd osäkerhet kring världsekonomin i allmänhet och utvecklingen på de finansiella marknaderna i synnerhet. Kronan var sedan stark under åren 2011–2014, när den svenska penningpolitiken var mindre expansiv än i omvärlden och därför kan ha bidragit till en starkare kronkurs genom att påverka ränteskillnaden gentemot omvärlden.<sup>33</sup> Mellan 2018 och 2020 har kronan åter varit svag. Bacchetta och Chikani (2021) söker också förklara den reala kronkursens utveckling med i stort sett samma uppsättning variabler men en annan skattningsmetod. De får fram en likartad bild av det reala växelkursgapets utveckling.<sup>34</sup> Varken i deras modell eller den här modellen är det dessvärre möjligt att

<sup>33</sup> Modellen förklarar de reala växelkursgapen med de ingående variabelernas avvikelser ifrån sina respektive trendnivåer men utan ytterligare antaganden är det dessvärre inte möjligt att identifiera bidragen från respektive variabel.

<sup>34</sup> De använder regressioner skattade med dynamisk OLS, i en variant på kvartalsdata från 1975 till 2018 och i en annan variant på årsdata från 1970 till 2018. I deras analys relateras inte trendnivåer utan variabelernas faktiska nivåer. I deras modell är växelkursgapet därför helt enkelt regressionens residualer.

identifiera anledningarna till avvikelserna från den långsiktiga nivån. För vidare insikter kring detta krävs ytterligare analys.

## 8 Slutsatser

Kronans effektiva reala växelkurs – mätt med konsumentprisindex – tycks ha varit stationär under större delen av 1900-talet. Men under de senaste decennierna har den genomgått en tydlig trendmässig försvagning som är i det närmaste unik i en internationell jämförelse sett till omfattning och varaktighet. Den reala kronförsvagningen har skett gentemot samtliga handelspartner av betydelse, om än i varierande grad. Även när man beräknar den reala växelkursen med alternativa mått på prisnivåer, som OECD:s och Eurostats jämförande prisnivåindex och arbetskostnaden per producerad enhet, ser man en försvagningstrend. Men de beräkningarna ger också en något mindre dramatisk bild av den reala kronkursens utveckling, i synnerhet efter 2008. Försvagningstrenden kan åtminstone delvis förklaras av en svagare produktivitet utveckling i Sverige än i omvärlden och en trendmässig försämring av Sveriges bytesförhållande.

## Referenser

Bacchetta, Philippe och Pauline Chikani (2021), "On the weakness of the Swedish krona", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, Sveriges riksbank.

Balassa, Bela (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, nr 6, s. 584–596.

Belfrage, Carl-Johan, Paolo Bonomolo och Pär Stockhammar (2020), "A time-varying equilibrium VAR model of the long-run real exchange rate", Staff memo, Sveriges riksbank.

Berka, Martin, Michael B. Devereux och Charles Engel (2018), "Real Exchange Rates and Sectoral Productivity in the Eurozone", *American Economic Review*, vol. 108, nr 6, s. 1543–1581.

Blomberg, Gunnar och Maria Falk (2006), "Stora bytesbalansöverskott och svag utlandsställning – hur hänger det ihop?", *Penning- och valutapolitik*, nr 1, Sveriges riksbank.

Blomberg, Gunnar och Johan Östberg (1999), "Marknadsvärderad utlandsställning – en ny bild av Sveriges utlandsberoende", *Penning- och valutapolitik*, nr 2, Sveriges riksbank.

Bordo, Michael D., Ehsan U. Choudri, Giorgio Fazio och Ronald MacDonald (2017), "The real exchange rate in the long run: Balassa-Samuelson effects reconsidered", *Journal of International Money and Finance*, vol. 75, s. 69–92.

Cassel, Gustav (1918), "Abnormal Deviations in International Exchanges", *The Economic Journal*, vol. 28, nr 112, s. 413–415.

Ca' Zorzi, Michele, Marcin Kolasa och Michał Rubaszek (2017), "Exchange rate forecasting with DSGE models", *Journal of International Economics*, vol. 107, s. 127–146.

Chen, Yu-chin och Kenneth Rogoff (2003), "Commodity Currencies", *Journal of International Economics*, vol. 60, nr 1, s. 133–160.

Christopoulos, Dimitris K., Karine Gente och Miguel A. León-Ledesma, "Net foreign assets, productivity and real exchange rates in constrained economies", *European Economic Review*, vol. 56, s. 295–316.

Deaton, Angus och Bettina Aten (2017), "Trying to Understand the PPPs in ICP 2011: Why Are the Results So Different?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 9, nr 1, s. 243–264.

Dornbusch, Rudiger (1985), "Purchasing power parity", *NBER Working Paper Series*, nr 1591.

Erlandsson, Mattias och Alek Markowski (2006), "The Effective Exchange Rate Index KIX – Theory and Practice", Working Paper No. 95, Konjunkturinstitutet.

EU och OECD (2012), *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities*.

Froot, Kenneth A. och Kenneth Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates", kapitel 32 i *Handbook of International Economics* vol. 3, red. av G. Grossman och K. Rogoff, Elsevier Science.

Gubler, Matthias och Christoph Sax (2019), "The Balassa-Samuelson effect reversed: new evidence from OECD countries", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, vol. 155, nr 3.

Lane, Philip R. och Gian M. Milesi-Ferretti (2004), "The transfer problem revisited: net foreign assets and real exchange rates", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, nr 4, s. 841–857.

Lane, Philip R. och Gian M. Milesi-Ferretti (2018), "The External Wealth of Nations Revisited: International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis", *IMF Economic Review*, vol. 66, s. 189–222.

Meese, Richard A. och Kenneth Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, s. 3–24.

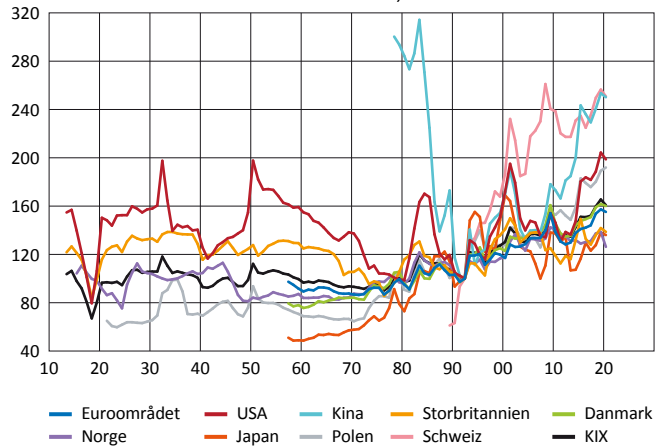
Neary, Peter (1988), "Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate", *American Economic Review*, vol. 78, nr 1, s. 210–215.



- OECD (2016), "Estimation of annual PPPs before 2013 in the Eurostat-OECD PPP Programme", [www.oecd.org/sdd/prices-ppp/Estimation-of-annual-PPPs-before-2013-in-the-Eurostat-OECD-PPP-Prog.pdf](http://www.oecd.org/sdd/prices-ppp/Estimation-of-annual-PPPs-before-2013-in-the-Eurostat-OECD-PPP-Prog.pdf), hämtad den 16 februari 2021.
- Ravallion, Martin (2018), "An exploration of the changes in the international comparison program's global economic landscape", *World Development*, vol. 105, s. 201–216.
- Samuelson, Paul A. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 46, nr 2, s. 145–154.
- SCB (2017), "Så mäter SCB inflation – skillnaden mellan KPI, KPIF och HIKP", [www.scb.se/hitta-statistik/artiklar/2017/Sa-mater-SCB-inflation--skillnaden-mellan-KPI-KPIF-och-HIKP](http://www.scb.se/hitta-statistik/artiklar/2017/Sa-mater-SCB-inflation--skillnaden-mellan-KPI-KPIF-och-HIKP), hämtad den 18 maj 2021.
- Sveriges riksbank (2019), "Utvecklingen av svenska arbetskostnader i ett internationellt perspektiv", fördjupning i *Penningpolitisk rapport*, februari.
- Sveriges riksbank (2020), "Historisk tidslinje", [www.riksbank.se/sv/om-riksbanken/historia/historisk-tidslinje](http://www.riksbank.se/sv/om-riksbanken/historia/historisk-tidslinje), hämtad den 4 december 2020.
- Taylor, Alan M. och Mark P. Taylor (2004), "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, nr 4, s. 135–158.
- The Economist (2020), "Burgernomics: The Big Mac index", [www.economist.com/news/2020/07/15/the-big-mac-index](http://www.economist.com/news/2020/07/15/the-big-mac-index), hämtad den 21 december 2020.
- Tysklind (2020), "Kvalitetsjusteringar och internationella prisjämförelser", Staff memo, Sveriges riksbank.
- Världsbanken (1970), *Årsrapport 1970*, [pubdocs.worldbank.org/en/815631586875431072/IBRD-Financial-Statements-June-1970.pdf](http://pubdocs.worldbank.org/en/815631586875431072/IBRD-Financial-Statements-June-1970.pdf), hämtad den 6 januari 2021.

## Appendix

**Diagram A1. Bilateral reala växelkurser gentemot de valutor som bidragit mest till försvagningen av den KIX-vägda reala växelkursen**  
KPI-baserade bilaterala reala växelkurser, index 1992 = 100



Anm. Årsdata. De bilaterala reala växelkurser som visas är de som bidragit med mer än 2 procentenheter till försvagningen i det KIX-vägda indexet sedan 1957, 1970 eller 1992. Till och med 1994 har 1994 års KIX-vikter använts.

Källor: BIS, Macrobond, Riksbanken och egna beräkningar

# Hur varaktiga är de ekonomiska konsekvenserna av pandemier? 220 år av svenska erfarenheter

Stefan Laséen\*

Författaren är verksam vid Riksbankens avdelning för penningpolitik

---

I den här artikeln använder jag Riksbankens historiska monetära statistik för att analysera vilka effekter pandemier har haft på demografiska och ekonomiska variabler i Sverige sedan 1800-talets början. Resultaten visar att pandemier har haft negativa effekter på dödstal och födelsetal men även på antalet giftermål. Pandemier har även haft negativa effekter på den svenska ekonomin på kort sikt. De långsiktiga effekterna är dock osäkra. Effekterna på utrikeshandeln och investeringar har däremot varit mera varaktigt negativa. Det kan möjligen antyda att det framöver kan vara viktigt att vara vaksam på eventuella protektionistiska tendenser som till exempel exportrestriktioner och tariffer.

Covid-19-pandemin är på många sätt unik vilket gör det svårt att dra slutsatser om den nuvarande situationen baserat på tidigare pandemier. Samhället har dessutom utvecklats på ett dramatiskt sätt under de senaste 220 åren vad gäller till exempel kunskapsläget, statistik, mängden information, utbudet av medier, teknologi och sjukvård. Men även om man kan diskutera vilka slutsatser det går att dra utifrån tidigare pandemier är det historiska perspektivet intressant i sig självt. Tack vare det kan man identifiera strukturer och mekanismer som kan hjälpa dagens beslutsfattare och berörda myndigheter att bättre planera för och hantera framtida hotbilder.

---

## 1 Kriser kan ha långvariga effekter

Coronapandemin har fått mycket stora konsekvenser världen över, både för samhället i stort och för samhällsekonomin. Frågan som många nu ställer sig är hur varaktiga effekterna kan bli.<sup>1</sup> I den här artikeln använder jag långa tidsserier från Riksbankens historiska monetära statistik för att studera vilka effekter tidigare pandemier har fått på variabler så som bruttonationalprodukten (BNP) och inflationen.<sup>2</sup> Riksbankens statistik sträcker sig tillbaka till 1600-talets början och innefattar information som, mig veterligen, inte har studerats i just det här sammanhanget. Sveriges unika historiska statistik innehåller även viktiga demografiska faktorer så som antalet döda, födda, giftermål och folkmängd. Baserat på pandemier

---

\* Författaren vill tacka Mikael Apel, Meredith Beechey Österholm, Jesper Hansson, Ulf Söderström och Anders Vredin och seminariedeltagare på Riksbanken för värdefulla synpunkter. De åsikter som uttrycks i denna artikel är författarens egna och ska inte uppfattas som Riksbankens syn i dessa frågor.

1 Se till exempel Blanchard och Pisani-Ferry (2021), Bodnár m.fl. (2020), Cerra m.fl. (2020a), Cerra m.fl. (2020b), Kozłowski m.fl. (2020), Martín Fuentes och Moder (2021), Moghadam m.fl. (2021), Sveriges riksbank (2020).

2 Vad gäller effekter på inflationen bidrar till exempel Bordo och Levy (2020), Goodhart (2020) och Goodhart och Pradham (2020) med både teoretiska och historiska perspektiv på hur inflationen på ett varaktigt sätt kan påverkas av förändringar i samspelet mellan finans och penningpolitik efter krig, kriser och demografiska förändringar. Bordo och Levy (2020) diskuterar kopplingen mellan finans- och penningpolitik medan Goodhart (2020) och Goodhart och Pradhans (2020) argumenterar för att en åldrande befolkning och en minskad globaliseringstakt kan innebära högre inflation. De menar att en stigande framtida försörjningsbörda (totalbefolkningen jämfört med förvärvsarbetande) höjer inflationen. Pandemiers påverkan på demografin och på statsskulden kan alltså ge varaktiga effekter på inflationen. Notera att analysen avser varaktiga och inte permanenta effekter på inflationen. Blanchard (2020) diskuterar olika möjliga scenarier för inflationen efter pandemin.

mellan 1800 och 2020 visar jag att de långsiktiga effekterna är osäkra. Pandemier har haft effekter på kortare sikt och de har påverkat samhällets hela struktur: från dödstal till familjebildning, från externa marknader till interna, från privat till offentligt, från utbud till efterfrågan. Jag finner att utrikeshandeln, investeringar och real statskuld har tenderat att påverkas mera varaktigt negativt.

Vilka följdverkningar en pandemi får beror bland annat på virulens, det vill säga graden av förmåga hos en mikroorganism att framkalla sjukdom. Men det beror också på den ekonomiska, politiska och medicinska responsen och på hur mycket hushållen och företagen ändrar sitt beteende och hur länge.<sup>3</sup> Pandemier kan få långvariga effekter på arbetsutbudet om till exempel den arbetsföra delen av befolkningen drabbas, och därmed också på reallöner och kapitalkostnader. Om man är arbetslös i långa perioder kan man dessutom tappa i kunskap och förmåga, vilket gör det svårare att hitta ett nytt jobb när efterfrågan på arbetskraft åter stiger. Även de som kommer ut på arbetsmarknaden under en djup kris kan drabbas genom varaktigt lägre löner. Pandemier kan också få varaktiga effekter på efterfrågan, till exempel genom ett ökat försiktighetssparande och lägre investeringar. Dessutom kan den internationella handeln påverkas av protektionism eller förändringar i värdekedjor och handelsmönster.<sup>4</sup>

## 2 Pandemiers effekter på svenska demografiska och ekonomiska förhållanden mellan 1800 och 2020

Pandemier har inte bara fört med sig ett stort humanitärt lidande utan även stora ekonomiska kostnader. Diagram 1 och 2 visar den procentuella förändringen i hur många som avlider per år respektive hur mycket BNP per capita förändras under ett år. Mätningen är gjord inom Sveriges nuvarande gränser sedan 1800. De röda prickarna visar vilka år som olika epidemiska sjukdomar spreds i den svenska befolkningen. Mönstret är relativt tydligt och tyvärr bekant från coronakrisen. I diagrammen kan vi se att BNP föll med 7,8 respektive 6,8 procent under den andra kolerapandemin 1834 respektive under "spanska sjukan" 1918–1920. Åren då influensapandemierna "ryska snuvan" (1889), "asiaten" (1957) och "hongkong-influensan" (1968) drabbade Sverige och världen var tillväxten inte negativ. Diagram 3 bekräftar den allmänna bilden att BNP-tillväxten var mer tydligt negativ de år då mer allvarliga sjukdomar, sett till ökningen i antalet avlidna, drabbade Sverige.<sup>5</sup> I andra tider är sambandet mellan dödlighet och BNP-tillväxt inte signifikant.

Jag studerar pandemier som har ägt rum sedan början av 1800-talet och begränsar mig till pandemier som har kostat mer än 100 000 människoliv i Europa.<sup>6</sup> Pandemier är per definition globala men jag kontrollerar även för sjukdomar som delvis endast drabbat Sverige som visas i Diagram 1–3.<sup>7</sup> Anledningen till att jag studerar just pandemier, och inte svenska

3 Se till exempel fördjupningen "Långsiktiga effekter av pandemin på svensk ekonomi", i Redogörelse för penningpolitiken 2020 (Sveriges riksbank 2020).

4 Strukturomvandling och investeringar i ny teknologi och nya sätt att arbeta på eller organisera företag och samhällen kan å andra sidan i förlängningen ge positiva effekter på teknologisk utveckling och ekonomiers tillväxttakt (Dieppe (ed.) 2020). Angående pandemiers effekter på protektionism finner Boberg-Fazlic m.fl. (2020) till exempel att spanska sjukan 1918–1920 hade en signifikant effekt på handelspolitik och att tariffer ökade som en konsekvens av pandemin.

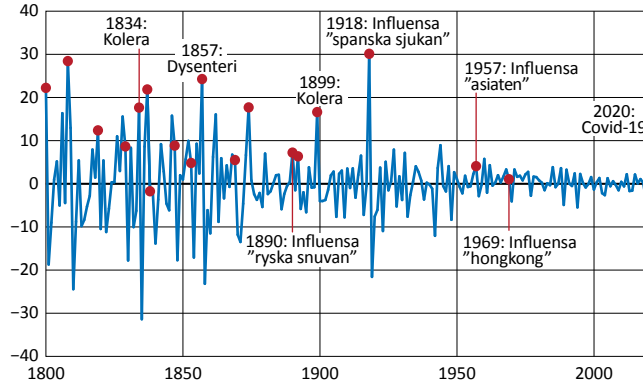
5 Barro m.fl. (2020) visar på liknande resultat för 43 länder som drabbades av spanska sjukan mellan 1918–1920. De drar slutsatsen att högre influensadödstal ledde till lägre BNP tillväxt. Den traditionella uppfattningen att konjunkturvariationer inte påverkar långsiktig tillväxt har delvis ifrågasatts i den ekonomiska forskningslitteraturen. Till exempel är förekomsten av hysteresis-effekter på arbetsmarknaden (dvs. en mycket ihållande eller permanent effekt av chocker på arbetslösheten) ett fenomen som har undersökts och diskuterats i stor utsträckning (se till exempel Blanchard och Summers 1986). Dessutom har de en forskningslitteratur, motiverad av den långsamma återhämtningen efter den globala finanskrisen, visat att lågkonjunkturer kan orsaka varaktiga ("ärrbildande") effekter på BNP-nivån eftersom mera cykliska fenomen och händelser kan påverka ekonomins utbuds-sida (se till exempel Cerra m.fl. 2020a, Jordà m.fl. 2020 och Bluedorn och Leigh 2018).

6 Ett alternativt är att studera mer detaljerad statistik och information om en specifik pandemi. Se till exempel Karlsson, m.fl. (2014) för en regional analys av Spanska sjukan i Sverige.

7 Se till exempel Kelly (2011) för en diskussion av hur en pandemi definieras.

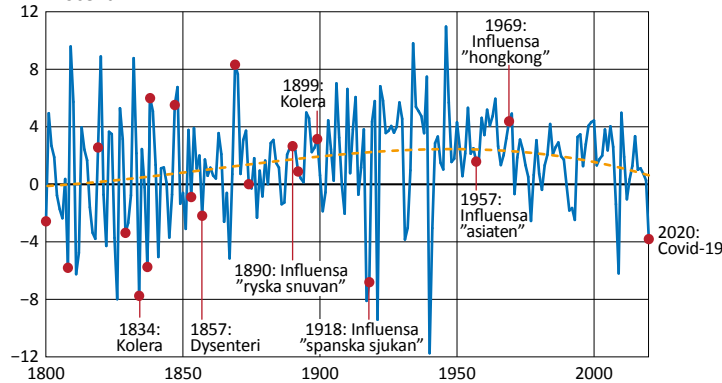
epidemier, är att uppkomsten av dessa får anses vara oberoende av svenska ekonomiska och politiska förhållanden.<sup>8</sup> Det är på så sätt möjligt att härleda effekterna till just pandemin och inte till andra förhållanden. Pandemierna jag studerar är samma som Jordà m.fl. (2020) studerar och min analys följer i hög grad deras angreppssätt. Jag fokuserar däremot på Sverige där vi har tillgång till mer detaljerad makroekonomisk och demografisk statistik. Även om jag har statistik för flera variabler från 1600-talets början så begränsar jag urvalet till 1800–2020. Anledningen är jag kan kontrollera för och analysera betydligt fler variabler efter 1800. Jag får därmed en bättre bild av hur pandemier har påverkat ekonomin.<sup>9</sup>

**Diagram 1. Förändring i antal avlidna och olika sjukdomar i Sverige**  
Procent



Anm. Se Tabell A2 i Appendix A för en sammanställning av sjukdomarna.  
Källa: SCB

**Diagram 2. BNP-tillväxt per capita och olika sjukdomar i Sverige**  
Procent

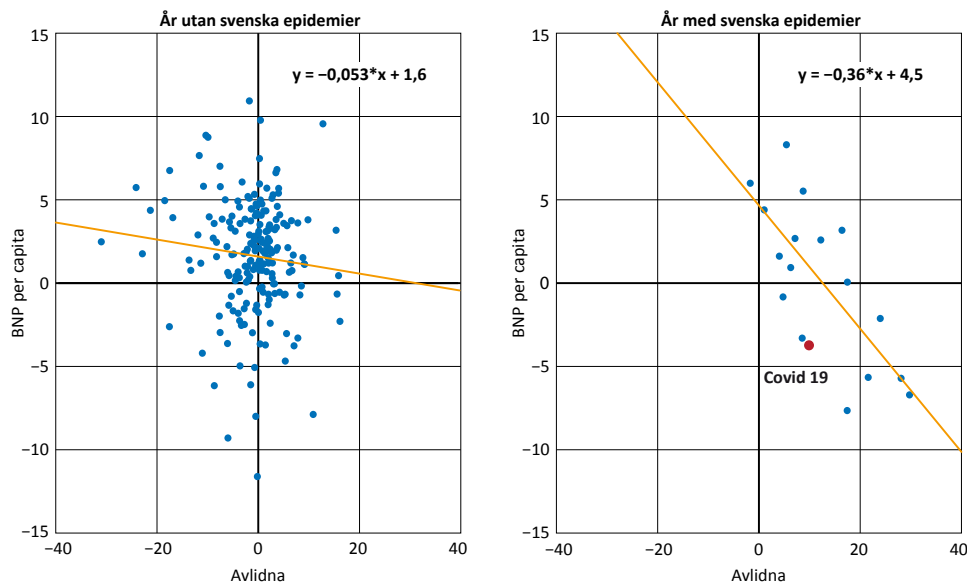


Anm. Se Tabell A2 i Appendix A för en sammanställning av sjukdomarna.  
Streckad linje visar en trend estimerad med ett tredjegradspolynom.  
Källa: SCB

<sup>8</sup> Historiker och olika samhällsdebattörer har diskuterat vad dessa kriser berodde på. Matbrist, bristande hygien, krig, eller överbefolkning har förts fram men resultaten är ofta motsägelsefulla. Här tar jag därför ett mera globalt perspektiv och studerar de större europeiska pandemierna som inte hade sitt ursprung i Sverige.

<sup>9</sup> Valet av urvalsperiod betyder dock att pestepidemier inte studeras eftersom den sista pestepidemin inträffade mellan 1720 och 1722 enligt det urval av större pandemier som jag gjort.

Diagram 3. Samband mellan BNP-tillväxt per capita och förändring i antal avlidna  
Procent



Anm. Se Tabell A2 i Appendix A för en sammanställning av sjukdomarna. Heldragen linje visar den bästa linjära anpassningen.  
Källa: SCB

För att studera effekterna av pandemier använder jag en tidsserieregressionsmodell som i forskningslitteraturen benämns en lokal projektningsmodell.<sup>10</sup> Under vissa villkor kan man med en sådan modell estimerade de kausala effekterna av till exempel pandemier på olika demografiska eller ekonomiska variabler. I regressionerna kontrollerar jag för ett stort antal demografiska och ekonomiska variabler i upp till åtta år innan pandemierna. (Se Appendix B för en närmare beskrivning.) Diagram 4, 5 och 6 visar de estimerade genomsnittliga effekterna under en period upp till 20 år efter pandemier mellan 1800 och 2020.<sup>11</sup> I Diagram 4 kan vi se att antalet avlidna i genomsnitt har stigit med flera procent åren efter en pandemi. På längre sikt tenderar antalet att sjunka. Antalet döda har inte bara stigit direkt utan också igen efter fyra till fem år. Vissa av pandemierna, så som till exempel den andra kolerapandemin, tog flera år på sig att nå Sverige som drabbades 1834.<sup>12</sup> Tydligast effekt på demografin är att befolkningen har minskat med i genomsnitt cirka 2 procent på lång sikt efter en pandemi. Antalet giftermål och antalet födda har i genomsnitt minskat på kort respektive medellång sikt med 1 respektive 2 per 1000 i befolkningen. Sammanfattningsvis har födelsetal, dödstal och familjebildning påverkats negativt av pandemierna som jag studerar.<sup>13</sup>

I Diagram 5 kan vi se att den genomsnittliga effekten på BNP per capita är relativt osäker. På kortare sikt har BNP fallit efter en pandemi men resultaten är knappt signifikant skilda från noll. Det är i linje med Diagram 3 som också visar att pandemier inte alltid är korrelerade med en negativ BNP-tillväxt. Bakom effekterna på BNP döljer sig dock noterbara relativa förändringar i försörjningsbalansens komponenter. Konsumtion som andel av BNP, privat såväl som offentlig, har tenderat att stiga medan investeringar, export och import har minskat som andel av BNP på kortare sikt (upp till knappt 10 år). Investeringar och export har minskat och är de komponenter som främst bidragit till att BNP fallit. Bruttosparandet (investeringar och nettoexport) i ekonomin har alltså sjunkit under en period vilket man

10 Se till exempel Jordà (2005) och Montiel Olea och Plagborg-Møller (under utgivning).

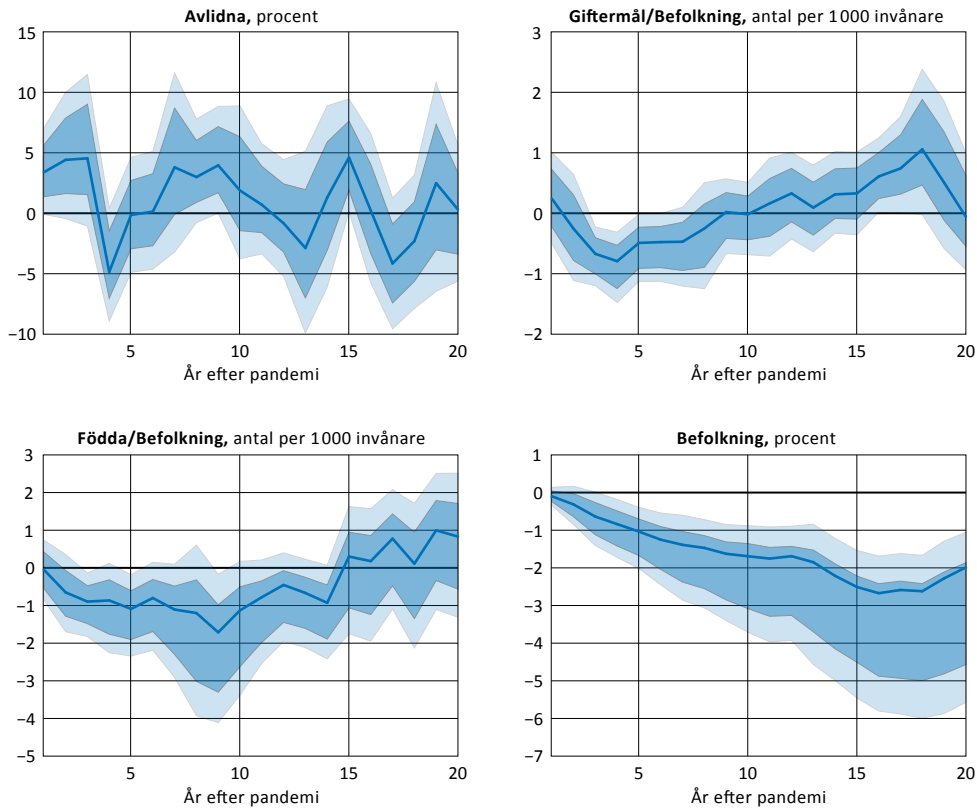
11 Om antagandet att pandemierna är exogena och slumpmässiga samt att residualerna i ekvation 2 i Appendix B är i oberoende av information framåt och bakåt i tiden (antagande 1 i Montiel Olea och Plagborg-Møller, under utgivning) så kan effekterna tolkas som orsakssamband.

12 Se till exempel skildringarna på sidorna 182–183 i Lundin och Strindberg (1882).

13 Se Boberg-Fazlic m.fl. (2017) och Bloom-Feshbach m.fl. (2011) för liknande resultat, och Ullah m.fl (2020) för en diskussion av potentiella effekter av covid-19 på framtida födelsetal.

inte skulle förvänta om det var försiktighetssparande som i första hand påverkats eftersom sparandet i så fall skulle ha ökat.

**Diagram 4. Demografiska effekter av pandemier mellan 1800 och 2020**  
Procent och antal per 1 000 invånare



Anm. De olika diagrammen visar de genomsnittliga historiska effekterna på demografiska variabler upp till 20 år efter de pandemier som sammanställts i Tabell A2 i Appendix A. De skuggade områdena anger 1 respektive 2 standardavvikelsers konfidenstervall. Om responserna (inklusive de mörkblå och ljusblå fälten) är skilda från noll (de inkluderar inte x-axeln) kan man dra slutsatsen att pandemierna i genomsnitt har haft en statistiskt signifikant effekt på variabeln i fråga.

Att befolkningen minskar efter en pandemi innebär allt annat lika ett lägre arbetskraftsutbud (se Diagram 6). Detta är förenligt med högre reallöner vilket det har funnits tendenser till. På längre sikt har dock reallönerna fallit tillbaka. Effekterna på inflationen är osäkra och inte signifikanta. Det kan bero på att pandemier har negativa effekter på både utbud, vilket höjer kostnader och priser, och på efterfrågan, vilket minskar priserna. Den ekonomiska politiken har varit relativt passiv eller till och med åtstramande på kort/medellång sikt, tolkad i termer av effekterna på penningmängd och statskuld. Effekten på penningmängden är negativ och det finns inga signifikanta effekter på statsskulden på upp till tio års sikt. På längre sikt har politiken varit desto mer expansiv med både stigande skuld och penningmängd.

Sammantaget är de genomsnittliga effekterna på kort och medellång sikt relativt tydliga. De ligger också överlag i linje med vad som man kan förvänta sig enligt modeller som integrerar smittspridning och makroekonomi, som visar negativa effekter för både efterfrågan på och utbudet av arbetskraft.<sup>14</sup> Det ger motverkande effekter på priser vilket ligger i linje med de relativt måttliga men främst osäkra effekter som pandemier visar på inflationen. På längre sikt är effekterna osäkra och mestadels inte signifikanta. Utrikeshandeln, investeringar och real statsskuld är dock undantag. De har i genomsnitt tenderat att påverkas mer varaktigt av pandemier.

14 Se till exempel Eichenbaum m.fl. (2021).

Andra studier visar både på liknande och annorlunda effekter av pandemier. Jordà m.fl. (2020) studerar vilka effekter pandemier har på bland annat reala räntor och finner att räntorna faller varaktigt. Deras historiska perspektiv och metod liknar mitt angreppssätt men de saknar detaljerad information om försörjningsbalansen och inflation. För Storbritannien visar de att BNP per capita och reallöner i genomsnitt har stigit efter pandemier mellan 1311 och 2016.

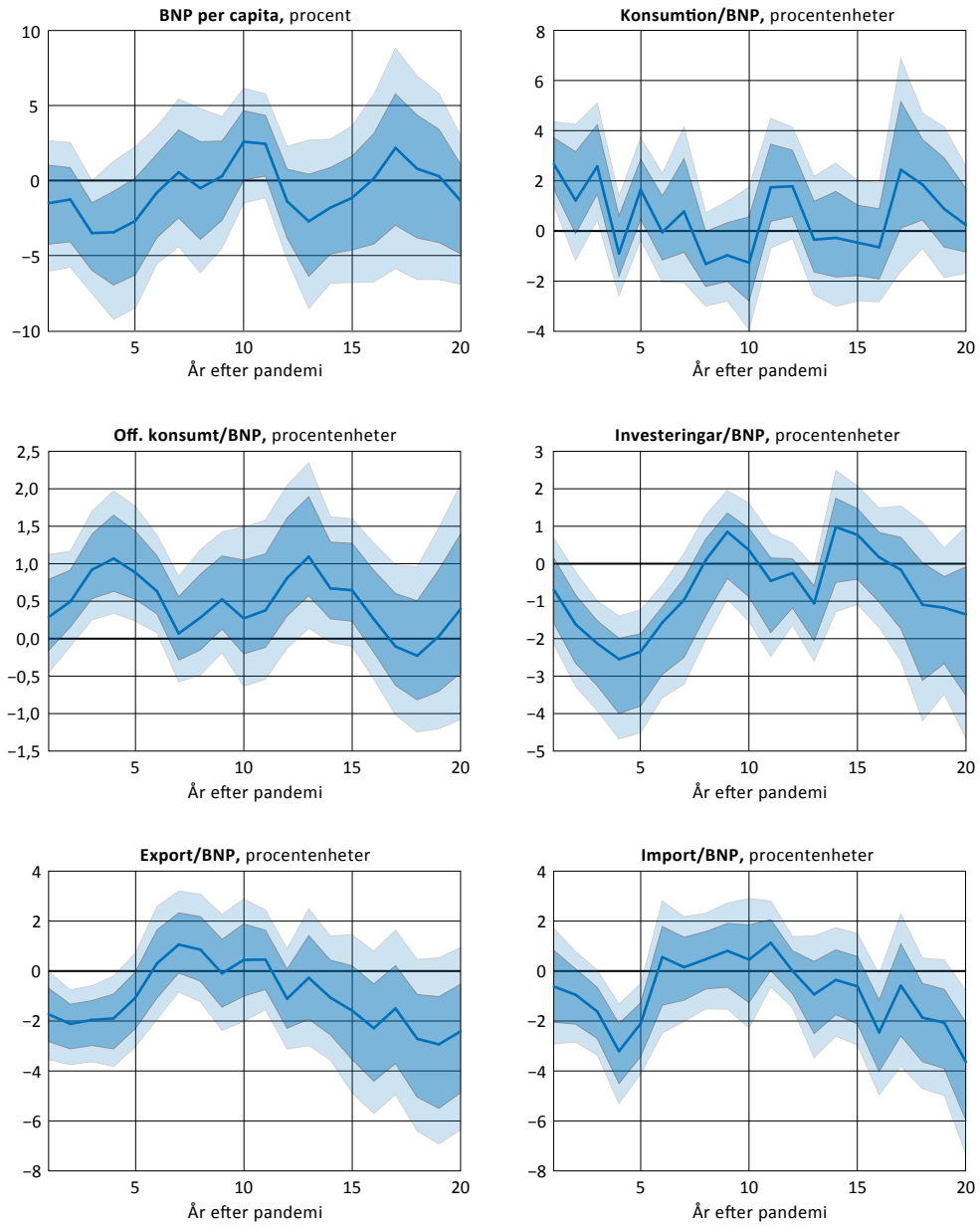
Ma m.fl. (2020) analyserar effekterna utifrån ett betydligt kortare urval av pandemier mellan 1968 och 2018, men för flera länder.<sup>15</sup> Deras resultat tyder på betydande effekter av pandemier i de länder som drabbas. Real BNP faller med cirka tre procent och arbetslösheten stiger med cirka en procentenhet. Effekterna håller dessutom i sig upp till fem år. Tillväxttakten studsar relativt snabbt tillbaka men nivån på BNP förblir låg även efter fem år. Offentlig konsumtion stiger dock och motverkar till viss del effekterna av hälsokrisen. De visar dessutom att effekterna på handel också påverkas negativt. De epidemier som inkluderas i analysen var mestadels lokala händelser som inte är jämförbara med en global pandemi. Men överlag är resultaten samstämmiga med de som jag finner för Sverige.

---

<sup>15</sup> En uppsats som i mångt och mycket liknar den av Ma m.fl. (2020) är Martín Fuentes och Moder (2020). De analyserar vilka effekter pandemier har på potentiell tillväxt, men också effekterna av andra krisartade händelser som krig, oljeembargon och finanskriser, sedan 1970. Resultaten antyder att den initiala effekten på nivån av potentiell produktion är relativt kortlivad och tenderar att försvinna två år efter epidemins slut. Finansiella kriser är däremot förknippade med mycket varaktiga negativa effekter på potentiella produktionsnivåer.

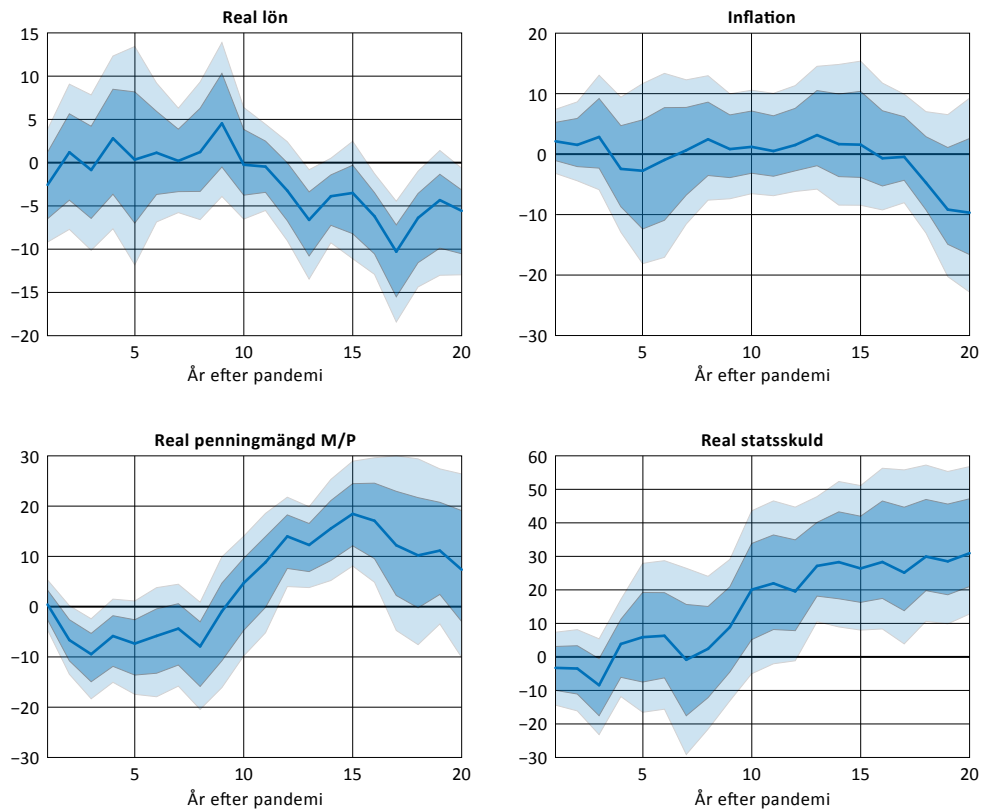


**Diagram 5. Ekonomiska effekter av pandemier mellan 1800 och 2020**  
 Procent och procentenheter



Anm. Se anm till Diagram 4.

**Diagram 6. Ekonomiska effekter av pandemier mellan 1800 och 2020**  
Procent



Anm. Se anm till Diagram 4.

### 3 Slutord

Resultaten visar att pandemier har haft negativa effekter på dödstal och födelsetal men även på antalet giftermål. De har också påverkat den svenska ekonomin negativt på kort sikt men inte lika tydligt på längre sikt. Utrikeshandeln, investeringar och real statsskuld har dock tenderat att påverkas negativt mer varaktigt. Det kan möjligen antyda att det framöver kan vara viktigt att vara vaksam på eventuella protektionistiska tendenser som till exempel exportrestriktioner och tariffer som i sin tur kan påverka utrikeshandeln negativt.

Vilka slutsatser kan vi egentligen dra från tidigare erfarenheter av pandemier?<sup>16</sup> Det är svårt att svara på av flera skäl. Samhället har utvecklats på ett dramatiskt sätt under de senaste 220 åren och kunskapsläget, utbudet av medier, teknologin och sjukvården ser annorlunda ut idag. Samtidigt kan sjukdomar idag spridas snabbt, både inom och mellan länder, vilket innebär att man måste agera snabbt på initiala utbrott. Klimatförändringarna kan också spela in.<sup>17</sup> Allt detta gör att coronapandemin kan få andra konsekvenser än tidigare pandemier och att dessa är svåra att förutse. En annan aspekt är att de nationella nedstängningarna saknar motstycke i historien, även om regionala reseförbud har använts i tidigare pandemier.<sup>18</sup> Vidare kan de relativa effekterna på efterfrågan och arbetsutbud påverkas av vilka i befolkningen som drabbas. Nästan alla dödsfall relaterade till covid-19 förekommer bland äldre. Under pandemin 1918–1919 var dödligheten istället störst

<sup>16</sup> Se Conley och Johnson (2021) för en diskussion.

<sup>17</sup> Förutom att den förvärras av globaliseringen höjs epidemipotentialet av klimatförändringar och urbanisering (Bloom m.fl. 2018). Klimatförändringarna utvidgar livsmiljöerna för vanliga sjukdomsvektorer, som myggan *Aedes aegypti* som kan sprida dengue, chikungunya, zika och gula febern. Urbanisering innebär att fler människor lever nära varandra, vilket förstärker smittsamma sjukdomars överförbarhet.

<sup>18</sup> Se Mateus m.fl. (2014).

bland de yngre.<sup>19</sup> Gagnon m.fl. (2020) visar i en teoretisk modell att om covid-19 skulle ha drabbat befolkningen enligt samma åldersmönster som spanska sjukan skulle effekterna på ekonomins utbudssida bli kraftigare och mera varaktiga.

Även om man kan diskutera vilka slutsatser som går att dra utifrån tidigare pandemier är det historiska perspektivet intressant i sig självt. Tack vare det kan man identifiera strukturer och mekanismer som kan hjälpa dagens beslutsfattare och berörda myndigheter att bättre planera för och hantera framtida hotbilder.<sup>20</sup>

---

<sup>19</sup> Se till exempel Simonsen m.fl. (1998)

<sup>20</sup> Se till exempel Elgh (2007) för en diskussion.

## Referenser

- Barro, Robert, José Ursúa, och Joanna Weng (2020), "The Coronavirus and the great influenza pandemic: lessons from the "Spanish Flu" for the Coronavirus's potential effects on mortality and economic activity", Working Paper Series 26866, NBER working paper.
- Blanchard, Olivier (2020), "Is there deflation or inflation in our future?", VoxEU.org, 24 april.
- Blanchard, Olivier och Jean Pisani-Ferry (2021), "Persistent COVID-19: Exploring potential economic implications", PIIE series on Economic Policy for a Pandemic Age: How the World Must Prepare.
- Bloom-Feshbach, Kimberley, Lone Simonsen, Cécile Viboud, Kåre Mølbak, Mark Miller, Magnus Gottfredsson och Viggo Andreassen (2011), "Natality decline and miscarriages associated with the 1918 influenza pandemic: the Scandinavian and United States experiences", *The Journal of Infectious Diseases*, vol. 204, nr 8, s. 1157–1164.
- Bloom, David, Daniel Cadarette och JP Sevilla (2018), "The economic risks and impacts of epidemics", *International Monetary Fund, F&D Magazine*, June 2018.
- Bluedorn, John och Daniel Leigh (2018), "Is the cycle the trend? Evidence from the views of international forecasters", IMF Working Papers, nr 18/163.
- Boberg-Fazlic, Nina, Maryna Ivets, Martin Karlsson och Therese Nilsson (2017), "Disease and fertility: evidence from the 1918 influenza pandemic in Sweden", Research Institute of Industrial Economics Working Paper Series, nr 1179.
- Boberg-Fazlic, Nina, Markus Lampe, Maja Uhre Pedersen och Paul Sharp (2020), "Pandemics and protectionism: evidence from the "Spanish" flu", CAGE Online Working Paper Series 479, Competitive Advantage in the Global Economy (CAGE).
- Bodnár, Katalin, Julien Le Roux, Paloma Lopez-Garcia och Béla Szörfi (2020), "The impact of COVID-19 on potential output in the euro area", *Economic Bulletin*, nr 7, ECB.
- Cerra, Valerie, Antonio Fatás, och Sweta Saxena (2020a), "The persistence of a COVID-induced global recession", VoxEU.org, 14 maj.
- Cerra, Valerie, Antonio Fatás, och Sweta Saxena (2020b), "Hysteresis and business cycles," CEPR Discussion Papers 14531, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Conley, Dalton och Tim Johnson (2021), "Opinion: Past is future for the era of COVID-19 research in the social sciences", *Proceedings of the National Academy of Sciences* Mar 2021, vol. 118, nr 13.
- Dieppe, Alistair (red.), (2020), *Global productivity: trends, drivers, and policies*, World Bank.
- Edvinsson, Rodney, Tor Jacobson och Daniel Waldenström (red.), *Historical monetary and financial statistics for Sweden*, vol. 1 och 2, Stockholm: Sveriges riksbank och Ekerlids förlag, 2014.
- Eichenbaum, Martin, Sergio Rebelo och Mathias Trabandt (2021), "The macroeconomics of epidemics", *The Review of Financial Studies*, 2021.
- Elgh, Fredrik, (2007), "Pandemiernas påverkan på samhället historisk erfarenhet nödvändig för dagens beredskapsåtgärder", *Läkartidningen*, vol. 104, nr 8, s. 615–619.
- Goodhart, Charles (2020), "Inflation after the pandemic: theory and practice", voxEU.org, 13 juni.
- Goodhart, Charles och Manoj Pradhan (2020), *The great demographic reversal: aging societies, waning inequality, and the inflation revival*, Palgrave Macmillan.
- Herbst, Edward och Benjamin Johansson (2021), "Bias in local projections," Finance and Economics Discussion Series 2020-010r1. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Jordà, Òscar (2005), "Estimation and inference of impulse responses by local projections", *American Economic Review*, vol. 95, nr 1, s. 161–182.
- Jordà, Òscar, Sanjay Singh och Alan Taylor (2020), "Longer-run economic consequences of pandemics", Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers No. 2020-09.

- Karlsson, Martin, Therese Nilsson och Stefan Pichler (2014), "The impact of the 1918 Spanish flu epidemic on economic performance in Sweden: an investigation into the consequences of an extraordinary mortality shock," *Journal of Health Economics*, vol. 36, s. 1–19.
- Kelly, Heath (2011), "The classical definition of a pandemic is not elusive", *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 89, s. 540–541.
- Kozlowski, Julian, Laura Veldkamp och Venky Venkateswaran (2020), "Scarring body and mind: The long-term belief-scarring effects of COVID-19", NBER Working Paper No. 27439.
- Lundin, Claes och August Strindberg (1882), *Gamla Stockholm: anteckningar ur tryckta och otryckta källor*, Jos Seligmann & Co förlag.
- Ma, Chang, John Rogers och Sili Zhou (2020), "Modern pandemics: Recession and recovery," International Finance Discussion Papers 1295, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Martín Fuentes, Natalia och Isabella Moder (2020), "The scarring effects of past crises on the global economy", *Economic Bulletin*, nr 8, ECB.
- Mateus, Ana, Harmony Otete, Charles Beck, Gayle Dolan, och Jonathan Nguyen-Van-Tam (2014), "Effectiveness of travel restrictions in the rapid containment of human influenza: a systematic review", *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 92, nr 12, s. 868–880D.
- Moghadam, Reza, Markus Guetschow och Camille White (2021), "Scarring in Europe", SUERF Policy Note, nr 227.
- Montiel Olea, José Luis och Mikkel Plagborg-Møller (under utgivning), "Local projection inference is simpler and more robust than you think" *Econometrica*.
- SCB (2020), "Kohortdödligheten i Sverige", Dödlighetsutvecklingen fram till 2019, Demografiska rapporter 2020:3.
- Schmelzing, Paul (2020), "Eight centuries of global real interest rates, R–G, and the 'suprasecular' decline, 1311–2018", Bank of England Staff Working Paper 845.
- Simonsen, Lone, Matthew Clarke, Lawrence Schonberger, Nancy Arden, Nancy Cox, och Keiji Fukuda (1998), "Pandemic versus epidemic influenza mortality: a pattern of changing age distribution", *The Journal of Infectious Diseases*, vol. 178, nr 1, s. 53–60.
- Sveriges riksbank, (2020), "De långsiktiga ekonomiska effekterna av pandemin är osäkra", Fördjupning i Penningpolitisk rapport november 2020.
- Ullah, Asad, Abu Tayab Moin, Yusha Araf, Atiqur Rahman Bhuiyan, Mark Griffiths, David Gozal (2020), "Potential effects of the COVID-19 pandemic on future birth rate", *Frontiers in Public Health*, vol. 8.

## Appendix A

### Data

**Tabell A1 Sammanställning av pandemier med fler än 100 000 avlidna i Europa**  
År och sjukdom.

| År        | Sjukdom                  | År        | Sjukdom                    |
|-----------|--------------------------|-----------|----------------------------|
| 1596–1602 | Pesten i Spanien         | 1915–1926 | Europeisk sömnsjuka        |
| 1629–1631 | Pesten i Italien         | 1918–1920 | Influensa "spanska sjukan" |
| 1647–1652 | Pesten i Sevilla         | 1957–1958 | Influensa "asiaten"        |
| 1656–1658 | Pesten i Neapel          | 1968–1969 | Influensa "hongkong"       |
| 1665–1666 | Pesten i London          | 2009      | Svininfluensan             |
| 1700–1721 | Pesten i Norden          | 2020–     | Covid-19                   |
| 1720–1722 | Pesten i Marseille       |           |                            |
| 1816–1824 | Första kolerapandemin    |           |                            |
| 1826–1851 | Andra kolerapandemin     |           |                            |
| 1852–1860 | Tredje kolerapandemin    |           |                            |
| 1863–1875 | Fjärde kolerapandemin    |           |                            |
| 1889–1890 | Influensa "ryska snuvan" |           |                            |
| 1899–1923 | Sjätte kolerapandemin    |           |                            |

Källa: Jordà m.fl. (2020)

**Tabell A2 Sammanställning av epidemier och pandemier i Sverige**  
År och sjukdom.

| År        | Sjukdom             | År         | Sjukdom                    |
|-----------|---------------------|------------|----------------------------|
| 1757      | Smittkoppor         | 1838–1839  | Smittkoppor                |
| 1763      | Smittkoppor         | 1847       | Kolera                     |
| 1772–1773 | Dysenteri           | 1853       | Kolera                     |
| 1779      | Smittkoppor         | 1857       | Dysenteri                  |
| 1783      | Dysenteri           | 1869       | Smittkoppor                |
| 1784      | Smittkoppor         | 1874–1876  | Smittkoppor                |
| 1795      | Tyfus; smittkoppor  | 1889 (dec) | Influensa "ryska snuvan"   |
| 1800      | Smittkoppor         | 1892       | Difteri                    |
| 1808–1809 | Dysenteri           | 1899       | Den sjätte kolerapandemin  |
| 1819      | Dysenteri           | 1918–1919  | Influensa "spanska sjukan" |
| 1829      | Mässling            | 1957       | Influensa "asiaten"        |
| 1834      | Kolera; Smittkoppor | 1969       | Influensa "hongkong"       |
| 1837      | Smittkoppor         |            |                            |

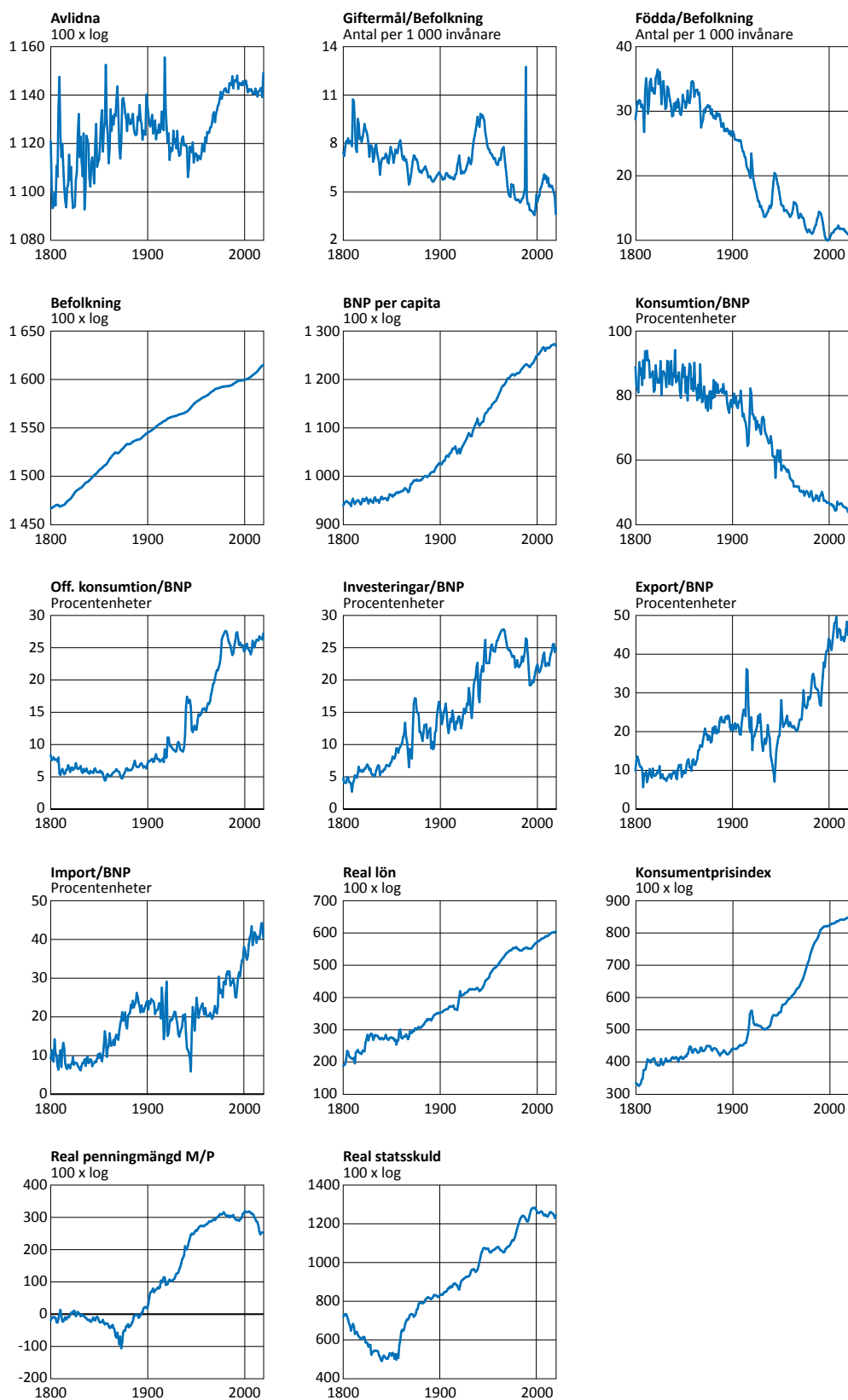
Källa: SCB (2020)

Tabell A3 Sammanställning av statistik, transformationer och källor

| Variabel                     | Enhet                | Årtal tillgängliga | Transformationer                | Källa   |
|------------------------------|----------------------|--------------------|---------------------------------|---|
| Pandemi                      | Dummy                | 1600–2020          | Ingen                           | Jordå m.fl. (2020)                            |
| Farsoter                     | Dummy                | 1757–2020          | Ingen                           | SCB (2020)                                    |
| Döda                         | Antal                | 1749–2020          | 100 x log                       | SCB   |
| Giftermål                    | Antal                | 1749–2020          | 1000 x (giftermål / befolkning) | SCB   |
| Födda                        | Antal                | 1749–2020          | 1000 x (födda / befolkning)     | SCB   |
| Befolkning                   | Antal                | 1749–2020          | 100 x log                       | SCB   |
| Real BNP per capita          | SEK, 2000 års priser | 1620–2020          | 100 x log                       | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Privat konsumt. andel av BNP | Andel                | 1800–2020          | 100 x (nom C / nom BNP)         | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Off konsumt. andel av BNP    | Andel                | 1800–2020          | 100 x (nom G / nom BNP)         | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Investeringar andel av BNP   | Andel                | 1800–2020          | 100 x (nom I / nom BNP)         | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Export andel av BNP          | Andel                | 1800–2020          | 100 x (nom Exp / nom BNP)       | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Import andel av BNP          | Andel                | 1800–2020          | 100 x (nom Imp / nom BNP)       | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Real lön                     | SEK                  | 1600–2020          | 100 x log (lön / KPI)           | Sveriges riksbank, SCB och Medlingsinstitutet |
| Konsumentprisindex (KPI)     | 1914 = 100           | 1600–2020          | 100 x log                       | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Penningmängd, M0             | SEK                  | 1620–2020          | 100 x log (M0 / KPI)            | Sveriges riksbank och SCB                     |
| Real statsskuld              | SEK                  | 1670–2020          | 100 x log (skuld / KPI)         | Sveriges riksbank och SCB                     |

Anm. Källan Sveriges riksbank avser historisk monetär statistik för Sverige. En beskrivning finns i Edvinsson m.fl. (2014).

Diagram A1 Sammanställning av statistik som beskrivs i Tabell A3



Källa: Se Tabell A3 för transformationer och källor



## Appendix B

### Ekometrisk metod

Man kan likna en pandemi vid en randomiserad kontrollerad studie fast på en större skala där smittspridningen avgör när en befolkning drabbas.<sup>21</sup> Om man behandlar en pandemi som ett sådant kontrollerat randomiserat experiment är det statistiskt sett möjligt att konstruera en kontrafaktisk förväntad ekonomisk utveckling givet vad som observerats och det historiska statistiska urvalet. På samma sätt kan man beräkna den förväntade utvecklingen om en pandemi inträffar. Det är bakgrunden till den statistiska metod som jag använder (Jordå 2005). Effekten av en pandemi som inträffar i period  $t$  på till exempel BNP i period  $t + h$  kan mer formellt formuleras enligt följande:

$$(1) \quad \tau(h) = E(y_{t+h} | P_t = 1; \Omega_t) - E(y_{t+h} | P_t = 0; \Omega_t), \quad h = 0:H,$$

där  $y_{t+h}$  avser logaritmen av de beroende variabler som studeras för år  $t+h$ , till exempel svensk BNP.  $P_t$  är en dummyvariabel<sup>22</sup> som antar värdet 1 vid det sista året i en pandemi (se Tabell A1) och värdet 0 om det inte är en pandemi ett visst år, och operatoren  $E(\cdot)$  anger den bästa prognosen i termer av lägsta kvadratiska medelvärdet av prognosfelen. Informationsmängden i år  $t$  som jag beaktar, det vill säga de variabler som ingår som oberoende variabler i regressionen nedan ( $X_t$ ), betecknas med  $\Omega_t$ . Jag estimerar  $\tau(h)$  på samma sätt som Jordå m.fl. (2020), nämligen med en så kallad lokal projektion vilket betyder att  $H$  stycken regressioner estimeras där  $h = 20$ :

$$(2) \quad y_{t+h} = \alpha^h + \beta^h P_t + \sum_{l=1}^L \gamma^h X_{t-l} + \varepsilon_{t+h}^h; \quad h = 0, \dots, H,$$

där  $\beta^h = \tau(h)$ . Jag väljer 8 laggar och sätter därmed  $L = 8$ .<sup>23</sup> I  $X_t$  ingår i grundspecifikationen följande variabler: laggad beroende variabel, sjukdomar som olika år spreds i den svenska befolkningen, antalet döda under ett år, giftermål, födslar, befolkningsantal, real BNP per capita, real penningmängd, real offentlig skuld, inflationsindex (konsumentprisindex), privat konsumtion som andel av BNP, offentlig konsumtion som andel av BNP, fasta bruttoinvesteringar som andel av BNP, export som andel av BNP, import som andel av BNP och real lön.<sup>24</sup> Alla variabler är multiplicerade med 100. De variabler som inte är mätta som andel av BNP är logaritmerade vilket betyder att effekterna uttrycks i procent eller procentenheter (undantaget är giftermål och födda som uttrycks i antal per 1 000 individer i befolkningen). Sjukdomarna är en dummyvariabel som inte är transformerad. Se Tabell A3 ovan för en beskrivning av källor och transformationer.

21 En randomiserad kontrollerad studie är en studie där deltagarna fördelas slumpvis antingen till den grupp som får den intervention eller behandling som ska studeras eller till en kontrollgrupp. Det skapar i teorin grupper som är lika varandra i genomsnitt. Det enda som kommer att skilja grupperna åt systematiskt är vilken intervention de får.

22 En dummyvariabel är en variabel som indikerar frånvaro eller närvaro av en viss egenskap. En dummyvariabel kan bara anta värdena 0 och 1, där 0 indikerar frånvaro av egenskapen och 1 indikerar närvaro av densamma.

23 Resultaten är robusta för  $L=4$ . Se till exempel Montiel Olea och Plagborg-Møller (under utgivning) för vikten av att inkludera den laggade beroende variabeln ( $y_{t-1}$ ) som kontrollvariabel i lokala projektioner när variablerna är persistenta. Se även Herbst och Johannsen (2021) för en diskussion av den bias (systematiska fel) i  $\beta^h$  som kan uppstå i korta urval (de fokuserar på 50 och 100 perioder). Resultaten är nästan likadana om jag istället estimerar (2) med  $y_{t+h} - y_{t-1}$  som beroende variabel och där kontrollvariablerna är  $X_t - X_{t-1}$ .

24 I min applikation följer jag alltså Montiel Olea och Plagborg-Møller (under utgivning) på två olika sätt. Jag kontrollerar både för laggade variabler av den beroende variabeln samt för ett stort antal kontrollvariabler. Detta är viktigt för konsistent inferens av långsiktiga impuls-responser när data är persistent och för att säkerställa att regressionens standardfel är betingat genomsnittligt oberoende (deras första antagande).



**SVERIGES RIKSBANK**  
103 37 Stockholm  
(Brunkebergstorg 11)

Tel 08 787 00 00  
Fax 08 21 05 31  
registratorn@riksbank.se  
**[www.riksbank.se](http://www.riksbank.se)**