



BIS 워킹 페이퍼

번호 1361

거시 경제 뉴스에 대한 채권 수익률 반응:
거시 경제 전망 불일치와 통화 정책 불확실성
의 역할

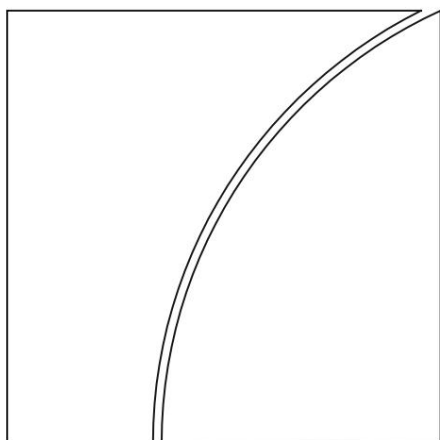
작성자: Peter Hördahl, Burçin Kısacıkolu, Fan Dora Xia

통화경제부

2026년 6월

JEL 분류: E43, E44, G14

핵심어: 거시경제 뉴스, 예측 분산, 정책 불확실성, 채권 수익률, 베이지안 학습



BIS 워킹 페이퍼는 국제결제은행(BIS) 통화경제부 소속 전문가들과 때때로 다른 경제학자들이 작성하며, BIS에서 발간합니다. 이 페이퍼들은 시사적인 주제를 다루며 전문적인 내용을 포함합니다. 본 간행물에 표현된 견해는 저자의 의견이며, BIS 또는 회원국 중앙은행의 견해를 반드시 반영하는 것은 아닙니다.

이 간행물은 BIS 웹사이트 (www.bis.org)에서 확인할 수 있습니다.

© 2026 국제결제은행. 모든 권리 보유. 일부 발췌 내용은 허용될 수 있습니다.
출처를 명시하는 경우에 한하여 복제 또는 번역할 수 있습니다.

ISSN 1020-0959 (인쇄판)
ISSN 1682-7678 (온라인)

거시 경제 뉴스에 대한 채권 수익률 반응: 거시 경제 전망의 역할 의견 불일치와 통화 정책 불확실성

피터 호르달¹, Burçin Kısacık² 및 Fan Dora Xia³

¹국제결제은행

²빌켄트 대학교 및 CEPR †

³국제결제은행 ‡

2026년 6월 4일

추상적인

채권 수익률은 거시경제 변수의 예상치 못한 변동에 반응하지만, 이러한 반응의 크기는 거시 경제 예측 불일치와 통화정책 불확실성에 따라 달라집니다. 미국 국채 선물 시장의 장중 반응을 분석한 결과, 경제 지표 발표 전 예측 불일치가 클수록 수익률 곡선 반응은 약화되는 반면, 통화 정책 불확실성이 높을수록 반응이 증폭되는 것을 발견했습니다. 다만 인플레이션 예상치 못한 변동은 예외였습니다. 코로나19 이후 인플레이션 급등 이전에는 인플레이션 예상치 못한 변동에 대한 채권 수익률 반응이 통화정책 불확실성에 의해 증폭되지 않았습니다. 베이지안 학습 모델을 사용하여 이러한 결과를 설명했습니다. 구체적으로, 예측 불일치가 클수록 거시경제 변수와 미래 통화정책 간의 연관성이 약해지므로, 거시경제 뉴스가 통화정책을 예측하는 데 있어 정보 가치가 감소합니다. 반대로 통화정책 불확실성이 높은 시기에는 거시경제 뉴스의 정보 가치가 높아집니다. 코로나19 이후 인플레이션 급등 이전에는 투자자들이 연준이 물가 안정이라는 책무에 큰 비중을 두지 않는다고 인식했을 가능성이 있으며, 이는 정책금리 불확실성이 높더라도 인플레이션 뉴스에 대한 수익률 곡선 반응을 약화시켰을 수 있습니다. 제안된 모델은 의견 불일치와 통화 정책 불확실성이 수익률 반응에 미치는 뚜렷하고 실증적으로 검증 가능한 영향을 도출하며, 시간 가변적 신호 정밀도를 허용하도록 확장할 경우 단일 통합 프레임워크 내에서 코로나19 이후 인플레이션 민감도의 변화를 설명할 수 있습니다.

핵심어: 거시경제 뉴스, 예측 분산, 정책 불확실성, 채권 수익률, 베이지안 학습

JEL 코드: E43; E44; G14

수석 경제학자. 이메일: Peter.Hoerdahl@bis.org. †경제학 조

교수 및 CEPR 연구원. 이메일: bkisacikoglu@bilkent.edu.tr. ‡수석 경제학자. 이메일: Dora.Xia@bis.org.

벤자민 본, 레페트 구르카이나크, 지오반니 리코, 안드레아스 슈림프, 니콜라 타라세프, CEPR MEF 연례 심포지엄 및 BIS 세미나 참가자 여러분의 의견과 제안에 감사드립니다. 본 보고서에 표현된 견해는 저자들의 것이며, 국제결제은행(BIS)의 견해를 반드시 반영하는 것은 아닙니다.

1. 서론

주요 거시경제지표 발표가 상당한 시장 변동을 초래하는 경우가 많다는 것은 잘 알려진 사실입니다.

미국 채권 수익률의 재평가. 예를 들어, Fleming과 Remolona (1997) 는 다음과 같은 사실을 밝혀냈습니다 .

연구 대상 기간(1993~1994년) 동안 발생한 가장 큰 가격 변동 25건 중 22건은 다음과 같은 요인에 기인한 것으로 나타났습니다.

데이터 발표가 주요 요인이며, 나머지는 통화 정책 발표에 의해 좌우됩니다. 거시경제

데이터 공개는 주요 거시경제 변수에 대한 공공 정보의 주요 출처입니다.

이는 결국 통화 정책의 예상 경로에 영향을 미칩니다. 이러한 발표는

모든 참가자에게 동시에 공개된 것은 놀라움, 즉 공개 시점이 예상과 다른 점이었습니다.

공개적으로 이용 가능한 합의 예측은 모든 투자자의 움직임을 변화시키는 공통적인 공개 신호를 구성합니다.

투자자들은 같은 순간에 여러 가지 믿음을 갖게 됩니다. 그 결과, 거시경제 뉴스가 발표되면 투자자들은 자신의 믿음을 업데이트합니다.

인플레이션과 경제 성장률에 대한 기대치를 조정하고, 정책 금리의 예상 경로를 수정하며,

결과적으로 전체 수익률 곡선이 그렇게 됩니다.

그러나 거시경제 뉴스가 채권 수익률 반응에 미치는 영향은 주마다 다릅니다.

조건부. Beber와 Brandt (2010) 는 경제 확장기에 나쁜 소식이 종종 다음과 같은 현상을 촉발한다는 것을 발견했습니다.

더 큰 반응. 골드버그와 그리세 (2013) 는 채권 수익률이 일반적으로 이에 대한 반응으로 증가한다는 것을 보여줍니다.

좋은 소식에 대한 반응이지만, 위험 수준이 높아지면 반응의 강도는 줄어든다. (스완슨)

Williams (2014) 는 거시경제 뉴스에 대한 수익률 반응이 다음과 같은 경우에 약화된다는 사실을 밝혀냈습니다.

통화정책은 제로금리 하한선에 제약을 받거나 초저금리 수준에서 운영될 것으로 예상됩니다.

본 논문에서 확장하는 보다 광범위한 상태 의존성 프레임워크에서는 조건화된 상태를 예측합니다.

의견 불일치 및 단기 금리 불확실성.

본 논문에서는 거시경제 전망 불일치와 통화정책 간의 관계를 연구한다.

불확실성은 거시 경제 뉴스의 전달 과정에 영향을 미칩니다. 의견 불일치와 불확실성 모두 영향을 미칠 수 있습니다.

정보 전달 방식을 변경함으로써 거시경제 데이터의 예상치 못한 변동이 채권 수익률에 미치는 영향을 조절합니다.

이러한 예상치 못한 사건들이 투자자들이 향후 통화 정책에 대한 기대를 수정할 때 갖는 가치.

실증적으로, 본 연구에서는 6가지 주요 지표 발표에 따른 채권 수익률의 장중 변동을 분석합니다.

거시경제 변수: 소비자물가지수(CPI), 비농업 고용지표, 신규 실업수당 청구건수, 내구재 주문, 소매 판매

매출과 GDP를 기준으로 거시경제 예측의 불일치를 측정합니다. 이를 위해 횡단면 데이터를 사용합니다.

블룸버그가 수집한 설문조사 예측치의 표준편차. 통화정책 불확실성의 경우,

우리는 Bauer, Lakdawala 및 Mueller (2022)가 구성된 측정값을 사용하는데, 이 측정값은 다음과 같이 도출됩니다.

파생상품 가격에서.

우리는 의견 불일치와 불확실성의 상반된 영향을 발견했습니다: 예측 불일치가 클수록

이는 채권 수익률의 반응을 완화시키는 반면, 통화 정책 불확실성이 커지면 그 반응이 증폭됩니다.

2020년 이전 표본의 대부분 경제 지표에서 이러한 패턴이 나타나지만, 채권 수익률은 예외입니다.

코로나19 이후 이전에는 단기 금리 불확실성으로 인해 인플레이션 예상치 못한 변동에 대한 반응이 증폭되지 않았습니다.

인플레이션 급등. 코로나19 이후 시기는 2020년 이전 패턴과 두 가지 추가적인 차이점을 보여줍니다.

반대 방향으로 움직입니다. CPI의 예상치 못한 반응은 단기 금리에 따라 긍정적으로 변합니다.

표본에서 처음으로 불확실성이 나타났으며, 비농업 고용지표 반응은 다음과 같았습니다.

2020년 이전 단기 금리 불확실성에 크게 좌우되는 조건부 요인이 약 절반으로 줄어들고 더 이상 그렇지 않게 됩니다.

무조건적 반응과 통계적으로 구별 가능합니다.

다음으로, 이러한 결과를 해석하기 위한 베이지안 학습 모델을 제안합니다. 기본 모델에서,

경제 주체들은 거시경제 발표를 이용하여 미래 단기 금리를 예측하는데,

이후 장기 채권 수익률을 결정합니다. 기대치의 큰 분산은 더 큰 변동성을 시사합니다.

잡음 대 신호 비율, 즉 거시경제 변수와 미래 사이의 상관관계가 약하다는 것을 의미합니다.

통화 정책은 거시 경제 뉴스의 정보 가치를 떨어뜨려 향후 경제 전망에 부정적인 영향을 미칠 수 있습니다.

반대로 통화 정책을 둘러싼 불확실성이 높을 때는 거시경제 정책이 영향을 받습니다.

발표는 불확실성이 존재할 때보다 향후 금리 변동 경로에 대해 더 많은 정보를 제공합니다.

금리가 낮습니다. 결과적으로 채권 수익률은 거시경제 발표에 더 강하게 반응합니다.

예측 분산 감소 및 통화 정책 불확실성 증가와 일치합니다. 우리는 또한 이를 확장합니다.

이 모델은 거시경제 발표의 시간 가변적 정확도를 허용하며, 이를 통해 단일

이 메커니즘은 코로나19 이후 기준 패턴에서 벗어난 두 가지 현상을 모두 합리화합니다. CPI의 정확도가 향상되었습니다.

코로나19 이후 연준이 정책 대응에서 인플레이션에 더 큰 비중을 두면서 그 영향이 증폭되고 있습니다.

정책 불확실성이 높을 때 소비자물가지수(CPI) 예상치 못한 변동에 대한 채권 시장의 반응. 비농업 고용지표

코로나19 이후 비농업 고용지표(NFP)의 정확도가 떨어졌는데, 이는 노동통계국(BLS)의 현재 고용 지표 악화를 반영한 것입니다.

통계 조사(응답률 감소 및 역사적으로 큰 연간 기준치 수정) 및

노동 시장의 구조적 왜곡으로 인해 급여 통계 자료가 금리에 대한 신호를 더욱 불확실하게 만듭니다.

길.

의견 불일치의 억제 효과에 대한 또 다른 가능한 해석은 거래와 관련이 있습니다.

채널 스토리: 투자자들의 믿음이 다양할수록, 그들은 더 가까이 위험을 감수하려 한다.

예상치 못한 상황 발생 후 거래의 반대편에서 가격 변동을 완화하는 효과 (예: 칸델과 피어슨)

(1995)). 우리는 두 가지 이유로 정보 채널 해석을 선호합니다. 첫째, 거래

해당 채널은 단기 금리 불확실성이 동일한 수익률 반응을 증폭시키는 이유를 공동으로 설명하지 않습니다.

데이터: 금리 경로에 대한 불확실성이 커질수록 최적의 방향성은 오히려 감소할 것이다.

(Merton (1969)의 입장). 우리 모델은 의견 불일치로 인한 감소와 두 가지 효과를 모두 생성합니다.

두 번째로, 단일 베이지안 학습 메커니즘 내에서 단기 불확실성으로부터 증폭이 일어납니다.

우리의 해석은 특정한 횡단면적 예측을 도출하는데, 그것은 바로 의견 불일치가 다음과 같아야 한다는 것입니다. 진단 콘텐츠가 많은 릴리스에 대한 반응을 더욱 억제합니다(CPI/NFP에 맞춰). (하위 표본 분석 결과) 이는 거래 채널이 예측하지 못할 것입니다.

우리의 모델링 접근 방식은 Sims (2003) 의 합리적 무관심 프레임워크와 다릅니다.

Ma kowiak 및 Wiederholt (2009)는 에이전트가 유한한 정보 처리 용량에 직면하는 상황을 가정했습니다. 무언에 주의를 기울일지 최적으로 선택합니다. 합리적인 무관심 모델에서 신호의 정확도는 내생적입니다. 보상과 관련된 변수에 대해 더 큰 불확실성에 직면한 에이전트는 더 많은 역량을 할당합니다.

이를 추적하면 예측 불일치가 내생적으로 줄어듭니다. 불일치와 불확실성 따라서 동일한 용량 제약 조건에 의해 공동으로 결정됩니다. 이와 대조적으로, 저희 모델에서는 의견 불일치는 담당자들의 역량 부족이 아니라, 담당자들 간의 예측 모델의 이질성에서 비롯됩니다. 제한 사항이 있으며, 신호 정밀도는 불확실성과 무관합니다. 이러한 분리는 의견 불일치를 허용합니다.

그리고 통화정책 불확실성은 서로 다른 독립적인 조건 변수로 작용한다.

수확량 반응에 미치는 영향, 즉 합리적인 모델 하에서는 생성하기 어려운 경험적 패턴 주의력 결핍은 주의력 배분 결정이라는 과정을 통해 서로 연결되어 있습니다.

이 프레임워크는 Woodford (2003) 와 Mankiw 의 불완전 정보 전통에 정신적으로 더 가깝다.

Reis와 Wolfers (2004) 는 에이전트가 최적화 없이 이질적인 신호를 수신한다고 가정했습니다.

정보 획득.

이러한 구분은 경험적으로 중요합니다. Kroner (2025) 는 장중 급격한 증가를 기록했습니다.

2021~2023년 인플레이션 급등 기간 동안 소비자물가지수(CPI) 발표에 대한 시장 반응과 기타 거시경제 지표에 대한 반응을 살펴보았습니다.

발표 내용은 대체로 변함이 없었다. 그는 이러한 선택적 증가를 내생적 요인에 기인한다고 본다.

관심 재분배: 투자자들은 정보 처리 능력을 소비자물가지수(CPI)로 옮겼다.

각 발표 전 며칠 동안 블룸버그 터미널에 게시된 내용을 기준으로 측정했습니다. 이러한 결과는 다음과 같습니다.

Pfäuti (2026) 가 제안한 모델링 프레임워크와 일관되게, 인플레이션 기대

이 프레임워크에서는 에이전트가 상태에 따라 주의 수준을 다르게 부여합니다. 구체적으로, 에이전트는 상태에 따라 더 많은 주의를 기울입니다.

인플레이션이 관심 임계값을 넘어서면 기대치가 더욱 민감해집니다.

인플레이션. 코로나19 이후 우리의 결과는 소비자물가지수(CPI) 민감도가 높아졌다는 크로너의 연구 결과와 일치합니다.

하지만 저희는 다른 메커니즘을 제공합니다. 저희의 확장 모델에서는 CPI 반응성이 향상됩니다.

이는 신호 정밀도의 외생적 변화를 반영합니다. 즉, 미래에 대한 신호로서 CPI의 정밀도를 나타냅니다.

코로나19 이후 통화정책이 확대되면서 인플레이션 예상치 못한 변동이 더욱 의미 있는 정보가 되었습니다.

투자자들이 얼마나 관심을 기울이든 상관없이 미래 정책 금리에 대한 예측은 동일한 정확도를 지닙니다.

대칭적으로 적용된 채널은 우리가 코로나19 이후 비농업 고용지표(NFP) 대응이 약화된 이유를 설명합니다.

문서: 금리 경로에 대한 신호로서 급여의 정확도가 측정 측면에서 모두 떨어졌다.

이유 (설문조사 응답률 변동, 대규모 수정, 구조적 변화)

그리고 소비자물가지수(CPI)가 정책 방향을 나타내는 한계 신호로서 고용지표를 대체했기 때문입니다. 두 가지 설명이 있습니다.

두 프레임워크는 상호 보완적입니다. 코로나는 누가 더 많은 관심을 기울이는지 파악하는 반면, 우리의 프레임워크는 이를 설명합니다.

왜 그 신호에 주목할 가치가 생겼는지 (그리고 급여의 경우, 왜 그 신호가 진단 기능을 상실했는지)

값).

본 논문은 의견 불일치와 불확실성이 미치는 영향에 관한 기존 연구들과 밀접한 관련이 있습니다.

거시경제 발표의 예상치 못한 변화에 따른 금융자산 가격 재조정. 일관성 있음

본 연구 결과를 바탕으로 Born, Dovern, and Enders (2023)는 주가의 민감도가 다음과 같다는 것을 보여줍니다.

거시경제 뉴스 감소, 기대 불일치 심화; 페리콜리와 베로네세

(2015)는 장기 수익률과 환율이 거시경제적 예상치 못한 상황에 덜 반응한다는 것을 발견했습니다.

예측자 간 이질성이 더욱 두드러진다. 그러나 Born, Dovern, and Enders (2023)는 또한 다음과 같은 사실을 발견했다.

통화정책 불확실성이 높을 때 반응이 약화된다는 점입니다. 이러한 차이는 다음을 반영할 수 있습니다.

채권과 주식이 통화 정책과 갖는 서로 다른 관계.

이 논문은 또한 금융 자산이 거시경제에 반응하는 방식에 관한 기존 연구에 기여한다.

뉴스. 그 외에도 Balduzzi, Elton, and Green (2001), Boyd, Hu, and Jagannathan (2005) 등이 있다.

Gürkaynak, Sack, and Swanson (2005), Andersen et al. (2007) 및 Faust et al. (2007)은 다음과 같이 기술합니다.

거시경제 뉴스가 채권 수익률, 주가 및 환율에 상당한 영향을 미친다는 점입니다.

각각 Altavilla, Giannone 및 Modugno (2017)는 이러한 발표 중심의 문서를 기록했습니다.

조정은 지속적입니다. Hirshleifer와 Sheng (2022)은 거시경제 발표가

이는 기업 실적 발표에 대한 주식 수익률의 더 강력한 반응으로 이어집니다. 높은

우리가 사용하는 빈도 사건 연구 방법론은 Kuttner (2001)의 선구적인 연구를 기반으로 합니다.

Bernanke and Kuttner (2005)의 통화정책 서프라이즈에 대한 연구, Nakamura and Steinsson (2018)의 연구에 대한 연구

정책 발표의 정보 효과, 그리고 Gürkaynak, K sac ko lu, Wright (2020)의 연구

발표의 놀라움이 합의에 의해 부분적으로만 측정될 때 뉴스 효과를 식별하는 것

예측 — 구조적 놀라움과 측정된 놀라움의 차이와 직접적으로 연결되는 측정 문제

우리는 5.7절에서 이러한 구분을 공식화합니다.

본 연구는 예측 불일치 및 불확실성에 관한 기존 문헌과도 관련이 있습니다. 해석은 다음과 같습니다.

정보 이질성의 척도로서 횡단면 예측 분산의 설정은 다음을 활용합니다.

Mankiw, Reis, and Wolfers (2004), Patton and Timmermann (2010), 그리고 정보 경직성

Coibion 및 Gorodnichenko (2012)와 Coibion 및 Gorodnichenko (2015)의 프레임워크를 사용합니다.

통화정책 불확실성에 대한 우리의 측정 방법은 Bauer, Lakdawala 및 Mueller (2022)를 따릅니다.

우리의 연구 결과는 경제 정책 불확실성에 관한 광범위한 문헌(Baker, Bloom,

(및 Davis, 2016) 및 채권 및 주식 시장의 통화 충격 식별(Cieslak)

(Pang, 2021). Barbera, Xia, and Zhu (2023) 는 이러한 측정 방법을 사용하여 더 높은 수준의

인플레이션 전망의 불일치와 통화 정책의 불확실성은 물가상승률의 전파력을 약화시킬 수 있다.

통화정책이 실물경제에 미치는 충격.

본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성됩니다. 2 절에서는 본 연구의 실증적 접근 방식을 소개합니다.

3 절에서는 프레임 워크를 설명하고, 4 절에서는 실증적 결과를 제시하며, 5 절에서는 결론을 제시합니다.

우리의 실증적 연구 결과를 합리화하기 위한 모델; 6 절에서는 시뮬레이션 연습을 수행합니다.

모델의 양적 의미를 평가하고, 7 절에서 결론을 맺습니다.

2. 경험적 명세

실증적 모형은 장중 수익률 변화를 분석하는 사건 연구 문헌을 따릅니다.

다양한 거시경제적 변수에 대한 회귀 분석을 통해 뉴스 발표가 수익률 곡선에 미치는 영향을 파악합니다.

그러나 우리는 거시경제적 돌발 상황의 상호작용을 고려하여 표준 사건 연구 회귀 분석을 확장합니다.

발표 내용 불일치 및 단기 금리 불확실성이 존재합니다.

Born, Dovern, and Enders (2023) 에 따르면 회귀 방정식은 다음과 같은 형태를 갖습니다.

$$\Delta y_{n,t} = \alpha + \sum_{k=1}^n (\beta_{1,n} s_{k,t} + \beta_{2,n} \text{dispk}_{k,t} + \beta_{3,n} (\text{एस}t \times \text{dispk}_{k,t})) + \beta_{4,n} \text{SRUt} + \sum_{k=1}^n \beta_{5,n} (\text{एस}t \times \text{SRUt}) + \beta_{6,n} X_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 $\Delta y_{n,t}$ 는 n 기간 의 20분(5분 전부터 15분 후까지) 동안의 수율 변화입니다.

시장제 발표를 중심으로 한 k 채권, s t 리리스 k, dispk에 대한 표준화된 놀라움입니다. t 입니다

리리스 k와 관련된 조사 분산, SRUt 는 단기 비율 불확실성이며 , Xt 에는 다음이 포함됩니다.

회귀 분석에서 고려된 동일 발표 자료 내 동시 발생 헤드라인 깜짝 소식, 0 하한값

더미 변수뿐만 아니라 이차항 및 기타 제어 변수도 포함됩니다. 시간 첨자 t 는 날짜를 나타냅니다.

거시경제 발표. 회귀 계수는 만기별로 구분되며, 로 표시됩니다.

우리는 뉴스가 채권 수익률에 미치는 한계적 영향, 특히 단기 금리 불확실성(SRUt)과 설문조사 분산(불일치)에 따라 어떻게 달라지는 지에 관심이 있습니다. t.

시간 t 에서 방출 k 와 관련된 조사 분산은 단면적으로 측정됩니다.

설문조사 예측값의 표준편차 f :

$$\text{디스크}_{t_i} = \frac{1}{\sum_{j=1}^n J_{k,t} \sum_{j=1}^n f_{j,t}^2} \quad (2)$$

1불일치도와 불확실성도 측정값은 각각 표준편차로 표준화됩니다.

여기서 $J_{k,t}$ 는 시점 t 에서 릴리스 k 에 대한 설문 조사 참여자 수이며, $j = \{1, 2, \dots\}$ 입니다. $J_{k,t}$ 는 인덱스입니다.

개별 예측가의 경우, 그리고 f_{jt} 는 시점 t 를 기준으로 한 설문조사 기대치의 평균이며, 다음과 같이 주어진다:

$$\bar{f}_{jt} = \frac{1}{J_{k,t}} \sum_{j=1}^{J_{k,t}} f_{j,t}$$

정보 환경과 관련하여 이 설문 조사 데이터의 몇 가지 특징에 주목할 필요가 있습니다.

우리가 염두에 두고 있는 것은 다음과 같습니다. 첫째, 개별 예측 f_{jt} 는 발표 전에 제출되고 $j_{k,t}$ 는 발표 전에 제출됩니다.

이는 각 예측가가 향후 발표에 대해 가지고 있는 개인적인 정보를 반영합니다. 따라서 횡단면 분산 disp_k 는 예측가 간의 개인 신호 이질성을 반영하며, 이는 다음과 같이 공식화됩니다.

섹션 5.2. 둘째, 합의 예측 \bar{f}_{jt} 그 자체는 출시 전에 공개적으로 관찰할 수 있습니다.

이는 발표의 놀라움을 측정하는 데 사용되는 공개적으로 이용 가능한 기준선입니다.

따라서 합의는 개인적인 신호들을 공개적으로 집계하는 역할을 합니다. 즉, 다음과 같은 정보를 제공합니다.

경제의 진정한 상태를 보여주지만, 개별 신호가 분산될수록 잡음이 많아집니다. 단기 금리

불확실성 SRU_t 는 이러한 분산과 개념적으로 구별됩니다. 이는 ~에 대한 불확실성을 포착합니다.

통화정책 체제, 즉 연준이 특정 거시경제 상황을 정책 단기 금리로 어떻게 조정할 것인가.

예보관들의 개인적인 신호나 발표 자체에 포함된 잡음 때문이 아니라.

3 데이터

우리는 오전 8시 30분에 발표되는 6개의 발표에 대한 반응으로 2년, 5년, 10년 만기 미국 국채 선물 가격의 장중 변동에 초점을 맞춥니다.

오전 거시경제 발표: 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구건수, 비농업 고용지표, 내구재 소비지수, 소매 판매

매출과 GDP. 이러한 발표는 수익률 곡선에 상당한 반응을 불러일으키기 때문에 선택되었습니다.

(Gürkaynak, K. Sarno, and Wright, 2020). 우리는 20분 단위의 국채 선물 가격 변동을 사용합니다.

이러한 발표를 중심으로 (발표 5분 전과 15분 후)를 결과 변수로 사용했습니다.

미국 국채 선물 장중 가격은 TickData와 Reuters에서 제공합니다.

거시경제적 서프라이즈는 발표된 수치와 관련 예상치 간의 차이로 정의됩니다.

금융 시장 참여자들이 제출한 블룸버그 중간 예측치입니다. 선택된 항목을 고려할 때,

발표되는 통계 자료들은 단위가 서로 다릅니다 (예를 들어, 비농업 고용지표는 천 단위이고 소비자물가지수(CPI)는 1000 단위입니다).

백분율로 표시되는 경우를 제외하고, 해석의 편의를 위해 놀라움의 단위를 동일하게 표준화합니다.

출시 k 와 관련된 표준화된 놀라움은 다음과 같이 계산됩니다.

$$s_{st}^k = \frac{f_{jt}^k}{k \sigma} \quad (3)$$

어디에 이것이 실제 발표 내용입니다. 는 설문조사 예측치의 중앙값이며, σ 는... 표준입니다

예상치 못한 편차. 실제 발표 및 중간 예측치는 Action에서 가져온 것입니다.

경제학 및 블룸버그. 설문조사 분산도 표본을 사용하여 평균을 제거하고 표준화합니다.

표준편차는 블룸버그 설문조사를 이용하여 계산되었습니다.

단기 금리 불확실성 변수 SRUt는 Bauer, Lakdawala 등이 개발한 측정 지표입니다.

뮐러 (2022). 이는 유로달러 선물 및 옵션 가격에서 도출된 일일 측정치입니다.

이 측정 방법은 다른 불확실성 측정 방법에 비해 중요한 장점을 가지고 있습니다. 첫째, 이 측정 방법은 다음과 같습니다.

금융 시장 가격에서 파생된 고빈도 선행 예측 지표.

경제 및 통화 정책 불확실성을 측정하는 다른 지표들은 월 단위로 발표됩니다.

둘째, 이는 본 연구에서 고려한 경험적 모형과 일관성이 떨어집니다.

다른 고빈도 불확실성 측정 지표들이 있지만, SRUt는 금리 불확실성을 더 잘 포착합니다.

Bauer, Lakdawala, and Mueller (2022) 에서 자세히 설명한 바와 같이, 이러한 조치보다 더 나은 결과를 제공합니다.

6개월, 12개월, 18개월 및 24개월 기간에 대한 단기 금리 불확실성 측정치이며, 여기서 12개월 금리를 사용합니다.

벤치마크 결과에 대한 불확실성이 앞으로 발생할 수 있습니다. 단기 금리 불확실성이 측정되는 방식을 고려할 때,

이는 거시경제적 예상치 못한 상황이 통화정책에 미치는 영향의 정도에 따라 반응할 것이다.

정책. 거시경제적 예상치 못한 변동과 SRUt 간의 내생성으로 인해 다음을 사용해야 합니다.

회귀 분석에서 단기 금리 불확실성 측정치의 하루 시차를 적용했습니다. 또한, 하루 시차를 적용했습니다.

단기 금리 불확실성은 분석에서 설문조사 분산을 측정하는 방식과 일관성이 있습니다. SRUt

평균값이 제거되고 표본 표준편차로 표준화됩니다.

설문조사 불일치에도 유사한 내생성 문제가 적용됩니다. 예측 분산은 기계적인 것입니다.

이는 특정 릴리스를 예측하기 어렵다는 점과 밀접한 관련이 있으며, 이러한 예측 불가능성 자체가 놀라움과 연관될 수 있습니다.

규모. 의견 불일치는 발표 기간 이전에 결정되며 이를 반영하기 때문입니다.

시장 가격보다는 예측가들 간의 횡단면적 이질성에 관한 문제이므로, 우려는 덜 심각합니다.

SRUt의 경우보다 더 그렇지만, 불일치가 관찰되지 않은 특징을 나타내는 지표일 가능성을 배제할 수는 없습니다.

수확량 민감도에 독립적으로 영향을 미치는 거시 환경.

우리의 식별은 고빈도 사건 연구 가정에 기반합니다. 즉, 20분 이내에

출시를 중심으로 한 기간 동안 발표의 놀라움이 주요 뉴스 이벤트였으며, 그 외 모든 것은

의견 불일치 또는 단기 금리 불확실성과 관련된 관찰되지 않은 요인들은 수익률에 영향을 미치지 않습니다.

이 짧은 기간 동안 차별적으로 발생합니다. 하루 뒤쳐진 SRUt는 당일 반전을 깨뜨립니다.

인과관계를 다루지만 거시적 체제와의 지속성 기반 상관관계는 다루지 않습니다. 따라서 우리는

VIX, MOVE, EPU 및 Jurado-Ludvigson-Ng 거시경제 불확실성에 대한 통제 변수를 포함합니다.

Xt의 인덱스에 0의 하한값을 갖는 더미 변수와 조건 변수의 이차항을 더합니다.

따라서 상호작용 계수 β 그리고 β_5 수확량 민감도의 한계 변화를 파악합니다.

서프라이즈 K 홀딩은 광범위한 금융 시장 및 거시 경제 불확실성 수준을 고정시켰습니다. 이에 따라 조건부로 해석할 때, 우리가 보고하는 계수는 상태에 따른 수익률 민감도 기울기로 해석해야 합니다.

단순히 의견 불일치나 불확실성의 인과적 영향으로 보는 것이 아니라, 그 자체로 하나의 원인으로 보는 것이다.

우리는 보고된 바와 같이 순열 기반 위약 실험을 통해 이러한 식별 가정을 직접 검증합니다.

섹션 4.4에서.

표본 기간은 1998년 6월부터 2024년 9월까지이지만, 2020년 3월부터의 기간은 제외합니다.

그리고 2020년 6월에는 금융 시장의 코로나19 관련 합병증과 극단적인 상황으로 인해 거시경제적 예상치 못한 상황으로 인해 국제 시장 유동성이 심각한 영향을 받았습니다.

특히 2020년 3월에서 5월 사이, 코로나19 팬데믹이 시작된 이후 (Logan (2020)).

2020년 3월 중순 연준의 개입 이후, 국제 시장의 유동성은 2020년 5월경 회복되었습니다.

하지만 2020년 5월 말까지는 극심한 거시경제적 변동이 계속될 수 있으며, 이는 영향을 미칠 수 있습니다.

미래가 예상치 못한 상황에 어떻게 반응하는지에 대한 추론입니다. 더 명확한 그림을 얻기 위해 이 기간을 분석에서 제외합니다.2

4. 실증적 결과

이 섹션에서는 두 하위 표본에 대한 회귀 분석 결과를 제시합니다. 첫 번째 하위 표본은 2020년 이전 기간(1998년~)입니다.

표본을 2020년 2월부터 2020년 2월까지의 코로나19 팬데믹 기간과 2020년 7월부터 2024년 7월까지의 코로나19 이후 기간으로 나누어 분석했습니다.

코로나19 팬데믹 이후 거시경제적 예상치 못한 상황에 대한 수익률 곡선의 반응이 바뀌었다.

연준의 정책 프레임워크에 나타나는 관련 변화. 특히, 우리는 다음 사항에 관심이 있습니다.

다음 편미분:

$$\frac{\partial \Delta y_{n,t} = \beta}{\partial s_k} \beta_{1,n} + \beta_{3,n} \times \text{dispk} + \beta_{5,n} \times \text{SRUt}$$

여기서 $\beta_{1,n}$ 는 n기간 동안의 수확량 반응을 측정하는 표준 사건 연구 계수입니다.

놀라움 k에 결합. $\beta_{3,n}$ 설문조사 불일치가 증가함에 따라 이러한 응답이 어떻게 변화하는지를 측정합니다.

주어진 단기 금리 불확실성 수준에 대한 변화. 마찬가지로 $\beta_{5,n}$ 이벤트 연구가 어떻게 측정되는지

단기 변동을 불확실성에 따라 서프라이즈 k에 대한 계수가 변하며, 설문조사 분산은 일정하게 유지됩니다.

2020년 4월부터 8월까지의 NFP 예측 불일치 관측치 5개를 추가로 제외했습니다. 이 관측치들은 모두 횡단면 분산이 500을 초과하는 값(2020년 이전의 일반적 인 값인 약 30 대비)을 보였는데, 이는 코로나19 시대에 고용 변동에 대한 예측가들의 혼란을 반영합니다. 이 5개 관측치 중 3개는 회귀 분석 표본에서 이미 제외된 2020년 3월부터 6월까지의 기간에 포함되고, 나머지 2개(2020년 7월 2일과 8월 7일)는 2020년 7월 이후의 기간으로 코로나19 이후 표본에서 제외됩니다. 이러한 관측치를 포함하면 NFP 예측 불일치의 표준 편차가 대략 한 자릿수 정도 증가하여 dispNFP의 표준화가 왜곡될 것입니다. 이와 유사하게 코로나19 시대에 발생한 신규 실업수당 청구 분산의 급증(2020년 3월~5월)도 이미 제외된 기간에 포함됩니다.

고정되어 있습니다. 다음에서는 의견 불일치와 단기 금리 불확실성의 한계 효과를 그래프로 나타냅니다.

한계 효과는 모든 변수가 평균값(0)에 있다고 가정하고 변수를 변화시켜 도출됩니다.

관련 우변 변수(단기 금리 불확실성 또는 설문조사 분산)를 다음과 같이 지정합니다.

사건 연구 계수에 미치는 영향을 추정합니다.

4.1 2020년 이전 결과

2020년 이전 표본에 대한 회귀 추정치는 표 1에 제시되어 있으며, 이에 상응하는 값도 함께 제시되어 있습니다.

2년, 5년, 10년 만기 국채 선물에 대한 한계 효과는 그림 1과 그림 2에 나타나 있습니다.

그리고 그림 3을 각각 참조하십시오. 대부분의 예상치 못한 상황에 대해, 설문조사 분산이 높을수록 예상치 못한 상황이 완화됩니다.

수익률 반응은 단기 금리 불확실성이 높을수록 강화됩니다. 결과는 다음과 같습니다.

초기 청구액 예상치가 반전되었습니다. 이는 해당 시리즈의 경기 역행적 특성을 반영합니다. 즉, 긍정적인 신호가 나타나는 것입니다.

예상치 못한 결과는 통화 정책 완화와 관련이 있으며, 다른 지표의 경우 긍정적인 예상치 못한 결과가 나타났습니다.

일반적으로 조이는 것을 권장합니다.

2020년 이전 결과는 소비자물가지수(CPI) 변동폭에 대한 흥미로운 패턴을 보여줍니다. 다른 경우와는 달리,

거시경제 지표와 관련하여, 국채 선물은 소비자물가지수(CPI) 변동에 민감하게 반응하지 않습니다.

단기적인 금리 불확실성. 코로나19 이후 인플레이션 급등 이전에는 소비자물가지수(CPI)의 예상치 못한 변동이 금리에 영향을 미쳤던 것으로 보인다.

통화정책의 향후 방향에 대한 정보가 제한적이며, 이는 통화정책 수준이 높은 시기에도 마찬가지입니다.

정책 불확실성.

4.2 코로나19 이후 결과

코로나19 이후 표본에 대한 회귀 분석 추정치는 표 2에 제시되어 있으며, 이에 상응하는 결과도 함께 나타나 있습니다.

한계 효과는 각각 그림 4, 그림 5, 그림 6에 나타나 있습니다. 사후 비교를 통해

코로나19 사태 결과와 2020년 이전 결과를 비교해 보면 주목할 만한 두 가지 패턴이 나타납니다. 첫째, 의존성입니다.

단기 금리 불확실성에 따른 소비자물가지수(CPI) 변동에 대한 수익률 반응의 부호가 바뀝니다: $CPI \times SRU$

2020년 이전 표본에서는 상호작용이 사실상 0에 가깝고 중요하지 않지만, 이후에는 양의 값을 갖게 됩니다.

코로나19 이후 모든 세 가지 성숙도 단계에서 매우 중요한 변화가 나타났습니다. 이것이 바로 변화를 촉발하는 요인입니다.

우리의 학습 이야기. 둘째, 단기적으로 비농업 고용지표 반응의 상태 의존성.

하위 표본 전반에 걸쳐 금리 불확실성이 약화됨 : 비농업 고용(NFP) \times SRU 상호작용은 다음과 같음

2020년 이전 표본에서는 모든 만기에서 긍정적이고 유의미한 결과가 나타났지만, 점추정치는 감소하는 추세를 보였다.

코로나19 이후 대략 절반에서 3분의 2 정도로 감소했으며, 통계적으로 유의미한 변화는 더 이상 나타나지 않습니다. $NFP \times$

의견 불일치 상호작용은 2020년 이전의 약 -0.2에서 훨씬 더 급격하게 감소합니다.

코로나19 이후 표본 크기가 거의 0에 가까워지면서 유의성도 상실됩니다. 코로나19 이후의 변화는 다음과 같습니다.

따라서 CPI와 NFP의 반응은 서로 반대 방향으로 움직입니다. CPI는 특정 상황에 따라 더욱 국가 의존적이 됩니다.

단기적인 금리 불확실성은 커지는 반면, 비농업 고용지표(NFP)의 불확실성은 줄어듭니다.

4.3 하위 표본 차이 해석

본격적인 파괴력 테스트에 앞서, 코로나19 이후의 상황을 강조하는 것이 중요합니다.

소비자물가지수(CPI)의 예상치 못한 반응 증폭은 이론에 근거한 예측일 뿐, 실제 현상은 아닙니다.

다중 비교 분석을 통해 사후에 선택된 항목을 찾는 과정입니다. 우리가 검토하는 메커니즘은 다음과 같습니다.

섹션 5.10 – 통화 정책 진단을 위한 CPI의 특정 내용 증가

2021~2023년의 인플레이션 급등은 거시 금융 및 정책 문헌 모두에서 예상되었던 현상입니다.

Bauer, Pflueger 및 Sunderam (2025) 은 시장에서 인식되는 연방준비제도의 변화를 기록하고 있습니다.

인플레이션 급등 주변의 반응 함수 매개변수, 인플레이션은 상당한 영향을 받습니다.

2021년 이후 기간에 더 큰 내재 가중치가 부여되었습니다. Kroner (2025) 는 장중 시장의 급격한 상승을 보고합니다.

인플레이션 급등 기간 동안 소비자물가지수(CPI) 예상치 못한 변동에 대한 반응을 분석하고 이를 내생적 관심에 기인한다고 설명합니다.

재할당은 확장된 베이지안 학습 모델을 통해 보완적인 구조적 해결책을 제공합니다.

증가 측면에서 CPI를 해석하기 Δ Xia와 Zhu (2025) 도 유사하게 체제를 문서화합니다.

정부 채권 수익률이 인플레이션 소식에 반응하는 방식의 변화. 우리가 살펴볼 소비자물가지수(CPI) 부호 반전 현상

아래에서는 우리가 지금 설명하는 구조적 변화 테스트와 6.4 절의 SMM 추정치를 살펴보아야 합니다.

그러므로 이는 하나의 놀라운 발견으로 해석되어서는 안 되며, 단일 사전 가설에 대한 공동 검증으로 해석되어야 합니다.

더 광범위한 검색 결과에서.

2020년 이전과 이후 코로나19 표본 간의 차이는 경제적인 측면뿐만 아니라 다른 측면에서도 나타납니다.

의미 있는 결과일 뿐만 아니라 통계적으로도 유의미합니다. 우리의 해석은 변화에 초점을 맞추고 있기 때문입니다.

물가상승률 발표의 정보력을 평가하기 위해, 소비자물가지수(CPI) 관련 계수의 구조적 변화를 검정합니다.

구체적으로, 검정의 자유도를 제한하기 위해 표본을 CPI 발표일로 한정합니다.

분모는 전체 출시 샘플을 합산한 값이 아니라 실제 CPI 출시 관측값을 반영합니다.

이 검사는 세 가지 계수를 분석합니다. 즉, CPI 예상치 변동 계수, 그리고 이 계수와 CPI 발표 간의 상호작용 계수입니다.

의견 불일치 및 단기 금리 불확실성과의 상호작용. 우리는 코로나19 이후 지표와 상호작용합니다.

이 세 가지 회귀변수를 사용하여 F-검정을 통해 공동 유의성을 검정합니다. F-검정 자체는 방향에 관계없이 적용됩니다.

따라서 우리는 SRU 상호작용 계수의 사전-사후 변화에 대한 점추정치를 추가로 보고합니다.

($\Delta \beta$ SRU) 는 논문의 핵심 내용과 가장 관련성이 높은 변화의 부호와 크기를 직접적으로 나타냅니다.

기구.

표 3 의 패널 A는 소비자물가지수(CPI) 결과를 보여줍니다. 일반적인 유의수준에서 변화 없음이라는 귀무가설은 기각되었습니다.

세 가지 만기 모두에 대해. 변화량 $\Delta \beta$ SRU 는 양수이며 통계적으로 유의미합니다. 이는 다음과 같은 사실을 나타냅니다.

CPI 와 SRU의 상호작용은 2020년 이전 표본에서 코로나19 이후 표본으로 갈수록 강화되었습니다.

섹션 5의 학습 모델이 예측한 방향 : CPI 발표가 더욱 진단적인 성격을 띠게 됨에 따라

정책 경로에 관하여 (더 높은 $\Delta\mu/\sigma$) ² 해당 섹션의 표기법에서) 단기 금리와 상호작용 불확실성이 증폭되었다.

패널 B는 NFP에 대한 비농업 고용 계수의 유사 부분집합 검정 결과를 보고합니다.

하위 표본을 공개합니다. 다시 한번 '파괴 없음'이라는 귀무 가설이 기각되었지만, 패널 A와는 대조적으로 $\Delta\beta_{SRU}$ 는 다음과 같습니다.

NFP 값이 음수인 것은 NFP 와 SRU 간의 상호작용이 강화 되기보다는 약화되었음을 나타냅니다.

코로나19 이후, 이 방향은 하위 표본 회귀 분석표 (표 1 및 2)와 일치합니다.

NFP × SRU 계수는 2020년 이전 모든 만기에서 양의 값을 가지며 통계적으로 유의합니다(0.0932, 0.0710, 0.0352)이지만 코로나19 이후에는 감소(0.0166, 0.0244, 0.0208)하고 통계적 유의성을 잃습니다. NFP × 불일치 상호작용은 (0.176, 0.260, 0.220) 에서 비슷한 비율로 감소합니다.

2020년 이전과 코로나19 이후의 관계는 (0.034, 0.026, 0.016) 으로 변화하며, 마찬가지로 유의성을 잃습니다. 패널 B 따라서 이러한 결과는 급여 발표가 주정부에 덜 의존적이게 되는 추세와 일치하며, 이는 오히려 감소하는 현상이다.

단기 금리 경로에 대한 진단 콘텐츠의 증가. 패널 C는 전체 계수를 나타냅니다.

통합된 모든 출시 샘플에 대한 Chow 테스트를 공동 진단으로 사용합니다.

하위 표본별로 응답이 다른 이유는 무엇일까요? 우리는 코로나19 이후 인플레이션 기간 동안 이러한 차이가 발생했다고 주장합니다. 소비자물가지수(CPI) 급등으로 인해 예상치 못한 CPI 변동은 단기 금리 추이에 대해 훨씬 더 많은 정보를 제공하게 되었습니다. 금리. 2021년 중반에 시작되어 2023년까지 지속된 인플레이션 급등은 소비자 부담을 가중시켰습니다. 물가가 1980년대 이후 볼 수 없었던 방식으로 정책 논의의 중심에 놓이게 되었습니다. 인플레이션이 상승함에 따라 연준의 2% 목표치를 훨씬 웃도는 소비자물가지수(CPI) 발표는 물가 전망에 있어 지나치게 중요한 의미를 갖게 되었습니다. 금리 인상 속도, 그리고 각각의 발표는 단기 정책 방향에 직접적인 영향을 미쳤습니다.

(Bauer, Pflueger, and Sunderam (2025) 및 Xia and Zhu (2025)). Kroner (2025) 는 이를 문서화했습니다.

직접적인 변화: 소비자물가지수(CPI) 예상치 못한 발표에 대한 장중 시장 반응이 인플레이션 기간 동안 급격히 증가했습니다.

다른 거시 경제 지표 발표에 대한 반응은 대체로 변함없이 유지된 반면, 소비자물가지수(CPI) 발표에 대한 반응은 급등세를 보였습니다.

미래 정책 금리에 대한 보다 정확한 신호가 됩니다. 아래 모델의 표현을 빌리자면,

정책 체제 전반에 걸친 소비자물가지수 발표의 진단력이 확대되었다(또는 예측 분산이 감소했다).

정보량을 늘리고 단기 금리 불확실성이 있을 때 수익률 반응을 증폭시킵니다.

높은.

비농업 고용지표의 반응은 다른 이야기를 들려줍니다. 2020년 이전에는 비농업 고용지표(NFP) 와 SRU(급여 조정 지표)의 상호작용이 다음과 같았습니다.

급여가 통화 정책의 핵심 진단 신호라는 점과 일관되게, 매우 긍정적이고 유의미한 결과이다.

금리 경로가 불확실했을 때 정책이 중요한 역할을 했습니다. 코로나19 이후에는 이러한 상호작용이 약화되어 거의 0에 가까워졌습니다.

통계적 유의성을 잃습니다. 상호 배타적이지 않은 두 가지 해석이 다음과 일치합니다.

모델. 첫째, 팬데믹 이후 노동 시장 데이터는 비정상적으로 변동성이 컸습니다. 응답률은 미국 노동통계국(BLS)의 현재 고용 통계 조사에 따르면 고용률은 팬데믹 이전의 약 60%에서 감소했습니다. 이후 45% 미만으로 떨어지면서 초기 급여 추정치의 측정 편차가 커졌습니다.

(Leduc, Oliveira, and Paulson (2025)). 이 기간 동안의 연간 벤치마크 수정 사항도 다음과 같습니다.

역사적으로 큰 규모: 미국 노동통계국(BLS)이 발표한 2024년 8월 예비 기준치는 감소했습니다.

2024년 3월까지 12개월 동안 비농업 부문 고용은 약 81만 8천 명 증가할 것으로 예상됩니다.

2009년 이후 최대 하향 조정된 연간 기준치. 노동 시장의 구조적 혼란

시장 자체(팬데믹으로 인한 시장 이탈, 부문별 재편성, 노동 참여율의 큰 변화)

노이즈를 추가합니다(Hob n and ahin (2023)). 5 절의 모델 언어로 표현 하면 다음과 같습니다. , 이러한 세력

급여 발표의 예측 변동성을 높여 진단적 가치를 떨어뜨립니다.

둘째, 소비자물가지수(CPI)가 주요 정책 신호로 자리 잡으면서 급여 지표는 정책 정보에 대한 추가적인 설명력을 잃게 되었습니다.

단기 금리 경로에 대한 이야기입니다. 어쨌든 급여 발표는 주별 상황에 덜 의존적인 신호가 되었습니다.

코로나19 이후 채권 시장의 경우, 수익률 반응은 모델 예측과 일치합니다.

SRU에 의해 증폭되는 경우는 해당 방출이 체제에 대한 진단적 의미를 가질 때뿐입니다.

4.4 순열 위약 테스트

식별 가설을 직접 검증하기 위해 순열 기반 위약 실험을 수행합니다.

이는 무작위로 재배열된 서프라이즈 값을 사용하여 방정식 (1)을 반복적으로 재추정합니다. 각 내에서

릴리스 유형 k , 수율 변화 $\Delta y_{n,t}$ 동안 $s_{n,t}$ 발표 날짜는 날짜들 사이에서 무작위로 순열됩니다.

값, 불일치 $disp_k$ t , 단기 불확실성 SRU_t 및 모든 제어

X_t 의 변수들은 고정된 상태로 유지되며, 전체 회귀 분석 사양이 다시 추정되고 절차는 다음과 같습니다.

각 상호작용 계수에 대한 순열 귀무분포를 구축하기 위해 1,000 번 반복했습니다 .

상호작용 계수 β 에 대한 귀무가설 $H_0: \beta = 0$ 그리고 $\beta \neq 0$ 발표 기간 회귀 분석에서는 다음과 같은 결과가 나타납니다.

실제 실현된 효과가 아니라 지속적인 거시경제 체제 상관관계의 허구적인 산물

각 출시일에 대한 놀라움을 고려하여 순열 놀라움 추정치는 0을 중심으로 해야 하며,

표 1~2 에 기록된 실제 추정치는 순열 귀무가설에 비해 극단적이지 않아야 합니다.

표 6은 순열 귀무분포와 이에 상응하는 양측 순열을 나타낸다.

6가지 릴리스 유형, 3가지 성숙도, 2가지 하위 샘플 전체에 걸친 p값. 주요 상호작용

표 1~2 에 기록된 계수들은 일반적인 순열 귀무 가설에 비해 극단적인 값입니다.

유의 수준: 코로나19 이후 CPI × SRU 상호작용의 순열 p값은 0.003입니다.

2년, 5년, 10년 만기에서 각각 0.000, 0.001 이며, NFP × 불일치는 다음과 같습니다 .

또한 2020년 이전의 NFP × SRU 상호작용은 2년 및 5년 예측에서 순열 p값이 0.02 미만입니다.

두 가지 상호작용 유형 모두에 대한 성숙도가 있습니다. 이와 대조적으로, 코로나19 이후의 비농업 고용지표(NFP) 상호작용 계수는 다음과 같습니다.

순열 귀무 가설에 비해 극단적이지 않은 결과이며, 이는 진단 기능 저하와 일관된 결과입니다.

급여 지급 내역의 내용은 5.10 절 과 6.4절에 문서화되어 있습니다. 72건의 모든 상호 작용에 걸쳐 표 6에 보고된 세포 중 약 25%는 순열 p값이 0.05 미만입니다.

실제 상호작용 효과가 없다는 귀무가설 하에서 얻어지는 5% 이상의 비율 - 이를 뒷받침
우리가 측정된 상태 의존적 수율 민감도가 실제 실현된 수율을 반영한다는 해석
지속적인 체제 변수 간의 허위 상관관계보다는 각 출시일에 대한 놀라움이 더 중요합니다.
그리고 수확량 변동성.

다음 절에서는 반응의 변화와 그 결과를 설명할 수 있는 모델을 제시합니다.

단기 금리 불확실성이 높은 시기에 예상치 못한 일이 중요한 이유.

5. 이론적 모델

우리는 에이전트들이 동시에 다음 사항에 대해 학습하는 2일짜리 베이지안 학습 모델을 개발합니다.

경제 상황과 그 상황을 단기 금리에 반영하는 통화 정책 규칙에 대해 이야기해 보겠습니다.

이 모델은 경험적으로 검증 가능한 두 가지 예측을 제시합니다. 하나는 거시경제 변화에 대한 수익률 반응입니다.

놀라움은 (i) 예측 불일치가 있을 때 감소하고 (ii) 단기 금리 불확실성이 있을 때 증가합니다. 우리는 다음을 도출합니다.

사건 연구 계수에 대한 폐쇄형 표현식을 도출하고, 해당 조건 하에서의 특성을 규명한다.

각 예측이 갖는 의미.

5.1 환경 및 시기

경제는 $d-1$ 일 (발표 전)과 d 일 (발표 후), 이렇게 이틀 동안 존속합니다. 세 가지 기본 요소

모델을 구동합니다. 첫 번째는 정지 AR(1) 프로세스를 따르는 잠재적 거시경제 상태 x_d 입니다.

두 번째 기본 요소는 (i) 단기 금리를 공동으로 규율하는 잠재적 정책 체제 $g_d \in \{H, L\}$ 입니다.

(ii) 상태에 대한 민감도 및 (ii) 발표의 조건부 평균 - 즉,

이번 발표는 g_d 에 대한 정보를 제공합니다. 우리는 g_d 를 현재 상황을 나타내는 여러 요소를 묶어서 나타내는 이진 지표로 해석합니다.

통화정책 기조와 이를 뒷받침하는 거시환경: H 체제에서는 정책반응이 모두

상태 ($\theta_{x,H} > \theta_{x,L}$) 와 일반적인 발표 수준 ($\mu_H > \mu_L$) 은 보다 높습니다.

L 체제. 이러한 묶음 방식은 공격적인 정책 기조가 일치하는 경험적 규칙성을 포착합니다.

기초 거시지표 수치가 상승한 상태: 고인플레이션 체제란 다음과 같은 상황을 말합니다.

소비자 물가지수(CPI)는 일반적으로 목표치를 웃도는 수준으로 발표되며, 연준은 인플레이션에 더욱 강력하게 대응합니다.

편차. 정권 영향력의 두 가지 경로는 바로 진단 적 의미를 갖는 요소입니다.

우선, $\mu_H = \mu_L$ 이면 발표 내용에는 정책 기율기에 대한 정보가 전혀 포함되지 않습니다.

마지막으로, d 일에 공개 거시경제 발표 광고가 공개 되고 J는 비공개 신호를 보냅니다.

방출량은 d - 1 일에 수집되어 종합적인 예측치로 산출됩니다.

상태 프로세스. 거시경제 기본 요소는 특정 방출을 포함하는 정지 AR(1)을 따릅니다.

장기 평균 x^* k:

$$x_d = (1 - \rho)x_{d-1}^* + \rho x_{d-1} + \sigma \varepsilon_d, \quad |\rho| < 1.$$

여기서 x_d 는 레벨 형태의 거시지표이고, x^* 는... 그것은 무조건 평균입니다. 경기순환적의 경우

우리가 분석하는 경제지표(비농업 고용, 소비자물가지수(CPI), 국내총생산(GDP), 소매판매, 내구재 주문)

x^* 우리 샘플에서는 > 0 이므로 $E[x_d] = x^* > 0$ 이고 필터링된 상태 $x_d|m$ 은 이 양수 값을 상속받습니다.

무조건 평균. 따라서 누적 할인된 미래 가격의 조건부 평균은 다음과 같습니다.

상태, $\mu_{x,h} \equiv E_d[X_h]$, 또한 주기적 방출에 대한 무조건 평균값이 양수입니다:

(25)의 기울기 학습 채널에서 평균 기여도는 $B_h x^*$ 에 비례합니다. > 0 . 초기 청구,

유일한 경기 역행적 발표는 경험적 모형에서 반전된 부호로 나타납니다.

표준적인 경기 역행적 놀라움 관례와는 반대되는 기울기 학습 채널이 있습니다.

부호. 이 차이점은 5.6절에서 중요한데, 여기서는 기울기 학습 채널의 부호가 다음을 추적합니다.

$x_d|m$ 의 표시.

정책 체제. d 일의 단기 금리는 이전 단기 금리와 현재 상황에 따라 결정됩니다.

체제 의존적 민감도 포함:

$$r_d = \phi r_{d-1} + \theta_{x,gd} x_d + \varepsilon_{d,r}, \quad \varepsilon_{d,r} \sim N(0, \sigma_r^2), \quad (4)$$

여기서 $\theta_{x,gd} \in \{\theta_{x,H}, \theta_{x,L}\}$ 이고 $\theta_{x,H} > \theta_{x,L}$ 이다.

$$\Delta \theta_x \equiv \theta_{x,H} - \theta_{x,L} > 0.$$

에이전트는 체제에 대해 사전 확률 $pd = 1 = P(gd = H | F_{d-1})$ 을 보유합니다. 기울기 불확실성(분산)

F_{d-1} 이 주어진 정책 기울기는 다음과 같습니다.

$$S_{U,d-1} \text{Var}(\theta_{x,gd} | F_{d-1}) = pd(1-pd)(\Delta \theta_x)^2,$$

이는 $\theta_{x,gd} = \theta_{x,L} + IH \Delta \theta_x$ (여기서 $IH \sim \text{Bernoulli}(pd)$) 라는 사실에서 비롯됩니다.

발표. 거시경제 공시 발표는 잠재 상태와 다음 사항에 따라 달라집니다.

정책 체제, 그리고 그 체제가 조건부 평균을 변화시키는 경우:

$$ad = xd + \mu gd + ud, \quad ud \sim N(0, \sigma u), \quad (5)$$

$\mu_H = \mu_L \equiv \Delta\mu \geq 0$ 입니다. 일반성을 잃지 않고 $\mu_H = \Delta\mu/2$ 및 $\mu_L = -\Delta\mu/2$ 로 정규화합니다.

두 가지 특징이 있습니다. 첫째, 이 공지에는 상태 xd 에 대한 정보가 담겨 있습니다.

xd 항은 체제와 무관합니다. 둘째, μgd 가 ad 의 평균을 이동시키기 때문에 발표는

또한 정권에 대한 정보도 담고 있습니다. H 정권 하에서는 L 정권 하보다 고액 인쇄본이 나올 가능성이 더 높습니다.

$\Delta\mu = 0$ 일 때, 릴리스는 순전히 상태 정보 제공에 그치며 기울기 학습은 없습니다. $\Delta\mu > 0$ 일 때, a

이번 단일 릴리스에서는 xd (상태 학습)와 gd (기울기 학습)에 대한 믿음이 모두 업데이트됩니다.

채널들은 동시에 작동하며, 그 상대적인 강도는 $\Delta\mu/\sigma$ 에 의해 결정됩니다.

마찬가지로, 발표를 관찰한 후의 주관적인 예측 분포는 다음과 같습니다.

합의는 가중치가 $pd = 1$ 과 $1 - pd = 1$ 인 2성분 가우시안 혼합으로 표현될 수 있다.

본 논문에서는 5.5절에서 이러한 표현 방식을 활용합니다.

합의 예측. $d - 1$ 일에 J 명의 예측가가 개별 신호를 제출하고, 이 신호들이 평균화됩니다.

대중 합의 예측 $md = 1$. 이러한 신호의 단면 분산이 관찰됩니다.

불일치 $Dd = 1$. 자세한 내용은 5.2절에서 설명합니다.

타임라인. $d - 1$ 일 정보 세트 F_{d-1} 에는 합의 예측, 예측 분산 등이 포함됩니다.

합의 및 모든 이전 공개 정보; 해당 정보가 설정된 날 FD 는 발표를 추가합니다.

에이전트는 xd 에 대한 믿음을 두 번 업데이트합니다(한 번은 합의 후, 한 번은 릴리스 후). 또한 gd 에 대한 믿음도 업데이트합니다.

(출시 후) 한 번.

요약하자면, 두 가지 종류의 잡음이 학습에 영향을 미치지만 서로 다른 경로를 통해 작용합니다.

노이즈 ud 는 발표 자체를 실제 상태를 나타내는 잡음이 섞인 신호로 만듭니다. 개인 신호 노이즈는

반면에, 합의 예측 $md = 1$ 은 xd 의 잡음이 섞인 사전 발표 신호가 됩니다.

관측된 불일치 $Dd = 1$ 을 유발하는 것은 바로 이러한 잡음입니다. 이와 대조적으로, 단기 불확실성(

미래 단기 금리의 조건부 분산은 기울기 불확실성(따라서 사전 확률)에 따라 달라집니다.

(정권에 대한 $pd = 1$)뿐만 아니라 경제의 미래 상태와 미래에 대한 불확실성에 대해서도 마찬가지입니다.

충격; 5.4절을 참조하십시오.

5.2 d 1 일차: 합의, 불일치 및 필터링

에이전트는 x_d 에 대한 공통 가우시안 사전 분포 (평균 $x_d | d = 1$ 및 분산 $P_d | d = 1$)를 가지고 $d - 1$ 일에 진입합니다.

낮 동안 J 명의 예측가는 각각 개인 신호 $z_i, d = 1 = x_d + c_{i,d} m_{d-1} + \epsilon_{i,d} = 1$ 을 제출하는데, 여기서 $c_{i,d} = 1$ 은 모델별 편향이고 $\epsilon_{i,d} = 1 \sim N(0, \sigma^2)$ 입니다. $\epsilon_{i,d} = 1$ 는 특이한 잡음입니다. 대중의 합의

예측은 평균값이며, $m_{d-1} = J^{-1} \sum_i z_i, d = 1$ 및 관찰된 불일치 D_{d-1} 은 단면적입니다.

개별 예측값의 분산.

필터링 문제의 경우 중요한 것은 예측가들이 서로 어떻게 다른지가 아닙니다(즉,

D_{d-1}) 이지만 합의가 진실에서 얼마나 벗어나는가 ($D_{d-1} \equiv \text{Var}(m_{d-1} - x_d)$)

F_{d-1}). 이 객체들을 분리하는 두 가지 힘이 있습니다. 첫째, J iid 노이즈에 걸쳐 평균을 내면 크기가 줄어듭니다.

첫째, 합의 오류 분산의 모델 내 구성 요소는 $1/J$ 의 비율로 나타납니다. 둘째, 모델 간 구성 요소입니다.

모델을 공유하는 예측자들 사이에서 이질성은 상관관계가 있으므로, 이는 합의 도출에 기여하는 바가 크다.

오류는 $1/J$ 의 비율로 줄어들지 않습니다. 우리는 관찰된 불일치의 원인을 매개변수화합니다.

모델 간 이질성을 상수 $\lambda \in [0, 1]$ 로 변환합니다 (분석의 용이성을 위해 상수로 취급).

합의 오차 분산에 대한 모델 간 기여도가 다음과 비례한다고 가정합니다.

모델 간 구성요소이며, 스칼라 $\omega > 0$ 입니다. 이들을 합치면 다음과 같습니다.

$$D_{d-1} = \Omega \lambda D_{d-1} + D_{d-1} \frac{(1-\lambda)}{J} \quad (6)$$

(6)의 전체 유도 과정은 부록 A.1에 있습니다. 핵심은 $\partial D_{d-1} / \partial D_{d-1} > 0$ 이라는 점입니다. 즉, 더 높은 값입니다.

관찰된 불일치는 근본적인 신호로서 더 잡음이 많은 합의를 의미합니다.

주어진 D_{d-1} , 가우시안 신호에 대한 표준 칼만 업데이트는 x_d 에 대한 사후 확률을 제공합니다.

합의점을 살펴보면:

$$x_d | m = x_d | d = 1 + K_{m,d-1} (m_{d-1} - x_d | d = 1), \quad K_{m,d-1} = \frac{P_d | d = 1}{P_d | d = 1 + D_{d-1}}, \quad (7)$$

$(1 - K_{m,d-1}) P_d | d = 1$ 을 갖는 더 큰 D_{d-1})는 다음을 낮출 때 잡음이 많은 합의(사후 분산 $P_d | m =$

칼만 개인을 사용하면 에이전트는 사전 확률에 더 많이 의존하고 평균 제곱근 (mse) 에는 덜 의존하게 됩니다. 즉, 더 잡음이 많은 합의 알고리즘이 됩니다.

이는 출시 당일 해결해야 할 잔여 상태 불확실성을 더 많이 남깁니다.

5.3 일차: 발표와 놀라움에 대한 두 가지 개념

이벤트 날짜 d 에 에이전트는 (5)의 공식 $a_d = x_d + \mu g_d + u_d$ 를 관찰합니다. 경제적-

트리시안과 요원은 서로 다른 두 가지 차원의 놀라움에 직면합니다.

관찰된(또는 측정된) 놀라움은 익숙한 사건 연구 대상인 $s_d = a_d - m_{d-1}$ 입니다.

구조적 놀라움은 $s_d = ad \quad xd|m$ 이며, 이는 에이전트에 직교하는 방출 구성 요소입니다.

출시 직전의 정보입니다. 이러한 차이가 발생하는 이유는 합의 자체가 불확실성을 내포하고 있기 때문입니다.

xd 의 신호: 차이 $md - 1 \quad xd|m$ 은 사전이 합의를 "따라잡고" 있음을 나타내며 다음과 같습니다.

sd 에는 포함되어 있지만 s_d 에는 포함되어 있지 않습니다. 대수 계산(부록 A.2)을 통해 유용한 항등식을 얻을 수 있습니다.

$$s_d = sd + (1 - K_{m,d})(md - 1 \quad xd|m). \quad (8)$$

두 가지 놀라운 사실 사이의 차이는 합의 내용의 정보량에 비례합니다.

사전 확률에 대한 상대적인 값으로, $1 - K_{m,d}$ 로 스케일링됩니다. 합의가 매우 유용한 경우 ($K_{m,d} - 1 \approx 1$)

두 가지 놀라운 결과가 일치합니다. 합의가 유익하지 않을 때 ($K_{m,d} - 1 \approx 0$), sd 와 s_d 는 다를 수 있습니다.

실질적으로 그렇습니다. 중요한 것은 s_d 는 마팅게일 차분 시퀀스라는 점입니다: $E[s_d | F_{d-1}] = 0$.

릴리스를 관찰한 후 에이전트는 두 가지 병렬 업데이트를 수행합니다. 상태 업데이트는 표준 업데이트입니다.

칼만 단계:

$$m \quad xd|d = xd|m + K_{y,d} \quad d, K_{y,d} = \frac{Pd}{Pd|m + \sigma_{\epsilon}^2}. \quad (9)$$

이번 체제 업데이트는 5.5 절에 설명된 바와 같이 발표 내용을 고려하여 $pd-1$ 을 베이저안 방식으로 수정한 것입니다.

칼만 이득 $K_{y,d}$ 는 체제 조건부 잔차 분산을 사용합니다. gd 가 주어졌을 때, 발표 잡음은 다음과 같습니다.

분산은 σ_{ϵ}^2 입니다. 무조건 잔차 분산은 더 큼니다. $Pd|m + \sigma_{\epsilon}^2 + pd - 1(1 - pd - 1)(\Delta\mu)^2$,

추가적인 체제 평균 불확실성은 별도의 베이저안 체제 업데이트에 흡수됩니다.

섹션 5.5. 마찬가지로, (9)는 체제 업데이트와 함께 2단계 선형화이며, 그 주변은 다음과 같습니다.

$s_d = 0$ 은 ad 가 주어졌을 때 (xd, gd) 에 대한 정확한 가우스 혼합 사후 확률 분포입니다. 결합 사후 확률 분포는 다음과 같이 식별됩니다.

— “높은 상태”와 “높은 체제” 사이에는 관찰상 동일성이 없습니다. 왜냐하면 공동으로

가능성은 둘 다 정확하게 예측하며, 순차적 업데이트와 공동 업데이트 간의 차이는 $O(s_d)$ 입니다. $\frac{2}{d}$, 작은

일반적인 놀라움의 규모(부록 A.4).

5.4 단기 금리 불확실성

단기 불확실성 $SRU_{d-1,h} \equiv \text{Var}(rd+h | F_{d-1})$ 은 복합적인 객체입니다. 즉, 여러 요소를 종합한 것입니다.

미래 정책 변화의 방향, 미래 상황, 그리고 미래 충격에 대한 불확실성. 이를 통해

분해 명시적 접근이 유용한 이유는 기율기 불확실성(총 SRU가 아님)이 주요 요인이기 때문입니다.

아래 수확량 반응에서 기율기 학습 채널.

정책 규칙 (4)을 앞으로 반복하고 예상 효용 가정(에이전트)을 호출합니다.

현재 인식되는 정책 민감도를 모든 미래 시점에 적용되는 것으로 간주하면, $\theta_{x,gd+k} \approx \theta_{x,gd}$ 가 됩니다.

$k \geq 0$ 인 경우, 단기 불확실성은 다음과 같이 분해됩니다.

$$SRU_{d-1,h} = \underbrace{\sigma^2}_{\text{기술기} \times \text{상태}} \frac{1}{\theta_{d-1}} (\sigma_{X,h}^2 + \mu_{X,h}^2) + \underbrace{(-\theta_{d-1})^{-1}}_{\text{상태 불확실성}} \frac{2\sigma^2}{X_{d-1,h}} + \underbrace{2 \sum_{j=0}^{h-1} 2(h-j)\alpha_j}_{\text{충격 불확실성}}, \quad (10)$$

여기서 $\mu_{X,h}$ 및 $\sigma_{X,h}^2$ 는 누적 할인된 미래 상태의 조건부 평균과 분산입니다.

$X_h \equiv \sum_{j=0}^{h-1} h - j x_{d+j}$ 이고, 여기서 θ_{d-1} 및 σ_{d-1} 1 일-따.

체제 의존성의 평균과 분산은 다음과 같습니다.

F_{d-1} 이 주어졌을 때 기술기 $\theta_{X,g,d}$. 확률변수 곱 분산 공식을 포함한 유도 과정은 다음과 같습니다.

부록 A.3에 수록되어 있습니다.

(10) 의 두 가지 특징이 이후 내용에 중요합니다. 첫째, 기술기 불확실성 항 σ 는 θ_{d-1} 과 같습니다.

2

$SU_{d-1} = p_{d-1}(1 - p_{d-1})(\Delta\theta_x)^2$: 이는 체제와 정점 사이의 간격에 비례하여 확장됩니다.

사전 확률은 균형을 이룹니다 ($p_{d-1} = 1/2$). 둘째, $SRU_{d-1,h}$ 는 기술기 불확실성을 상태 및 충격과 혼동합니다.

불확실성 때문에 SU_{d-1} 과 동일하지 않습니다. 축약형 회귀분석의 절편과 로딩값

제 5.8 조도 그에 따라 영향을 받습니다.

5.5 정보성 및 후속 신념의 공개

DGP (5) 는 체제 조건부 ad 에 대한 가우시안 혼합 예측 분포를 의미합니다 .

평균은 $x_{d|m} \pm \Delta\mu/2$ 이고 공통 분산은 σ^2 입니다.

$\frac{2}{\sigma^2} \equiv Pd|m + \sigma^2$ 이 두 경우에 베이즈 정리를 적용하면

가우시안 혼합 모델과 로그 변환을 사용하면 사후 확률 로그 오즈는 구조적 놀라움에 대해 선형적입니다.

(전체 유도 과정은 부록 A.4 를 참조하십시오.)

$$s_{d,1} \frac{pd}{1-pd} \frac{pd}{1-pd} \frac{1}{pd} \log = \log + \kappa \quad \kappa \equiv \frac{\Delta\mu}{2\sigma^2}. \quad (11)$$

기술기 κ 는 방출의 진단적 내용 입니다 . 이는 $\Delta\mu$ (평균 변화가 클수록) 에 따라 증가합니다.

체제는 어떤 체제가 우세한지를 더욱 명확하게 시험하는 기준이 되며, σ 에 따라 감소합니다.

$\frac{2}{\sigma^2}$ (더 시끄러운)

예측 분포는 출시의 결정적인 역할을 덜하게 만듭니다.) 로그 확률 표현은 자연스럽습니다.

각 릴리스는 순차적인 경우와 마찬가지로 현재 체제 로그 확률에 s_{d-1} 의 상수 배수를 더합니다 .

베이저안 분류 문제.

(11) 식을 $s_{d-1} = 0$ 부근에서 1차 테일러 전개하면 유용한 근사식을 얻을 수 있습니다.

$$\frac{\partial pd}{\partial \log} \approx pd(1-pd)\kappa. \quad (12)$$

체제 확률의 미미한 수정은 세 가지 요인에 따라 달라집니다: 이전 체제 불확실성

($p_{d-1} = 1/2$ 에서 가장 큼), 평균 변화 $\Delta\mu$, 그리고 역 예측 분산 $1/\sigma^2$

$\frac{2}{\sigma^2}$

pd 1이 1/2 에 가깝고 s d가 작을 때 근사값이 정확합니다. 자세한 범위는 부록에 있습니다.

A.4.

기울기 불확실성의 예상되는 감소. θ_x, g_d 에 총 분산 법칙 적용 (부록)

A.4) 산출량

$$E[SUd | Fd - 1] = SUd - 1 (\Delta\theta_x)^2 \text{Var}(pd | Fd - 1) \leq SUd - 1. \tag{13}$$

데이터 공개는 평균적으로 기울기 불확실성을 항상 약간씩 감소시키며, 감소 폭은 다음과 같은 경우에 더 커집니다. 사전 정보는 균형을 이루고 있으며, 공개 정보는 진단적입니다. $\Delta\mu = 0$ 일 때, 공개 정보는 어떤 체제도 포함하지 않습니다. 정보 ($\text{Var}(pd | Fd - 1) = 0$)와 기울기 불확실성은 변하지 않습니다. 중요한 것은 더 높은 예측값입니다.

불일치는 $Pd|m$ 을 증가시키고 따라서 σ_a 를 증가시켜 κ^2 를 감소시키고 기울기 학습을 제한합니다. 이는 서로 연관되어 있습니다. 우리는 아래의 불일치 효과를 분석할 때 이를 활용합니다.

합의 잡음이 높을수록 $Pd|m$ 이 증가하고 따라서 σ_a 가 증가하여 $\Delta\mu/\sigma$ 가 감소합니다. 그리고 학습을 제한하는 것 체제. 따라서 예측 불일치가 클수록 단기 금리 불확실성 감소 효과가 약화됩니다.

출시일에 모델의 검증 가능한 예측 결과를 제공합니다.

5.6 공시에 대한 수익률의 반응

위험 중립 가격 결정 방식에서 발표 시점을 기준으로 h기간 선물 금리의 변동은 다음과 같습니다.

예상 단기 금리의 수정, $\Delta Ed [rd+h]$. [Gürkaynak, K sac ko lu 및 Wright \(2020\)](#)

이 문서는 거시 경제 뉴스의 예상치 못한 발표에 대한 국채 수익률 반응의 대부분이 특정 지역에 집중되어 있음을 보여줍니다.

기대 요소에서 기간 프리미엄 요소가 작은 비중을 차지합니다.

[Hördahl, Remolona 및 Valente \(2020\)](#) 는 보완적인 아핀 변환에서 동일한 결론에 도달했습니다.

기간 구조 분해: 거시 경제 뉴스에 대한 수익률 반응은 주로 금리 수정에 의해 좌우됩니다.

단기 금리 기대치에서 위험 프리미엄 조정은 더 작고 부분적으로 기여합니다.

상쇄 효과. 따라서 이 모델은 이러한 지배적인 기대 채널을 분리하여 처리합니다.

20분 이벤트 윈도우 윈도우에서 기간 프리미엄 구성 요소는 2차 항으로 간주됩니다.

구조적 놀라움이 동시에 믿음을 수정하기 때문에 수정은 s d에 대해 비선형적입니다.

상태 xd (칼만 업데이트를 통해) 및 체제 gd에 대하여((11)의 로지스틱 베이지 규칙을 통해).

s d = 0 부근에서 수정 사항을 선형화하면 (부록 A.5 참조) 중심 수율 반응이 얻어집니다.

종이의 계수:

$$\beta(s - d) \cdot x_{ky, d} \frac{\partial Ed [rd+h]}{\partial s} = \underbrace{Gh(\psi, \rho) \theta d - 1}_{\text{상태 학습 채널}} + \underbrace{\frac{SUd - 1 \Delta\mu}{\Delta\theta_x} \frac{\mu_{X,h}}{2\sigma_a}}_{\text{경사 학습 채널}}, \tag{14}$$

u)는 $\sum_{j=0}^{\infty} h_j p_j$ 는 알려진 AR(1) 상태 부하이고 $K_{y,d} = Pd|m / (Pd|m + \sigma^2)$ 여기서 $Gh(\cdot, \rho) \equiv \sum^2$ 칼만 이득 발표.

방정식 (14)는 모델의 두 가지 핵심 예측을 제공합니다. 첫 번째 예측은 다음을 기반으로 합니다.

상태 학습 채널. 첫 번째 항은 발표 칼만 이득 $K_{y,d}$ 에 따라 확장됩니다.

사전 공개 정보는 x에 대해 불분명하며 ($Pd|m$ 이 큼), 발표에는 더 많은 정보가 포함되어 있습니다.

국가 상황에 대한 정보와 향후 단기 금리에 대한 예상되는 변동폭이 더 큼니다. 이것이 일반적인 학습 방식입니다.

메커니즘: 불분명한 사전 확률은 큰 업데이트를 초래합니다. 두 번째 예측은 그 효과를 기반으로 합니다.

경사 학습 채널. 두 번째 항은 경사 불확실성 SU_d 1 배 진단에 따라 스케일링됩니다.

내용 $\Delta\mu/\sigma^2$ 사전 출시 예상 상태 경로 $\mu_{X,h}$ 의 곱셈입니다. 논리는 기울기 곱셈입니다.

불확실성은 인지된 정책 민감도 $-\theta_x$ 가 얼마나 변동할 수 있는지를 결정하고, 진단 내용은 이를 결정합니다.

주어진 예상치 못한 상황이 체제 확률을 얼마나 급격하게 변화시키는지, 그리고 $\mu_{X,h}$ 는 그 결과의 규모를 어떻게 조절하는지를 나타냅니다.

$-\theta_x$ 의 수정으로 인해 예상되는 미래 단기 금리가 $\Delta^{-\theta_x} \cdot \mu_{X,h}$ 만큼 변동하기 때문입니다. 이 채널은 이를 강화합니다.

상태가 정상 상태 ($\mu_{X,h} > 0$)보다 높을 것으로 예상될 때 상태 학습을 수행하고, 정상 상태보다 낮을 경우 부분적으로 이를 상쇄합니다.

상태는 예상보다 낮습니다. 경사 학습 채널은 더 높은 수준을 달성하는 메커니즘입니다.

단기 불확실성은 수확량 반응을 증폭시킵니다: SU_d 1은 SRU_d 1, h의 특정 구성 요소입니다.

$\beta(s_d)$ 에 들어갑니다. 섹션 5.8에서 이 매핑을 명시적으로 설명합니다.

5.7 구조적 놀라움에서 측정된 놀라움으로: 감쇠

방정식 (14)는 구조적 놀라움 s_d 에 대한 수율 반응을 나타내지만, 경험적 사건 연구에서는

측정된 서프라이즈 $sd = ad - md - 1$ 에 대한 수율 변화를 회귀 분석합니다. $\Delta E_d [rd+h]$ 는 선형이기 때문입니다.

s_d 의 함수로서, 관측된 사건 연구 계수는 다음과 같이 인수된다.

$$\beta(sd) = \beta(s_d) \cdot Ad, \quad \text{광고} = \frac{\text{cov}(sd, s_d)}{\text{var}(sd)}. \quad (15)$$

Ad 인자는 고전적인 측정 오차 감쇠를 나타냅니다. sd 는 s_d 에 대한 잡음이 섞인 대리 변수입니다.

합의 잡음 $\xi_d - 1 \equiv md - 1 - xd$ 가 sd 에 1대1로 들어가지만 이미 부분적으로 포함되어 있기 때문입니다.

$xd|m$ 에 흡수되므로 s_d 에는 $K_{m,d} - 1 \xi_d - 1$ 의 잔여 부분만 남습니다.

직접적인 공분산 계산(부록 A.6)을 통해 폐쇄형 공식을 얻을 수 있습니다.

$$\text{광고} = \frac{\sigma_u^2 + K_{m,d} - 1 D_d}{\sigma_u^2 + D_d - 1} d - 1 \in [0, 1]. \quad (16)$$

합의가 완벽하게 유익한 경우 ($K_{m,d} - 1 = 1$ 또는 $D_d = 0$), $Ad = 1$ 및 관찰됨

그리고 구조적 예상치 못한 일들이 동시에 발생합니다. 합의가 유익하지 않을 때, 광고는 붕괴됩니다.

$2d/(\sigma_{\text{유}}^2 + D - d - 1)$ 이고 관측된 계수는 0에 매우 가깝게 축소됩니다.

5.8 분석 결과

이제 (14)의 구조적 놀라움 계수 $\beta(s - d)$ 와 감쇠 계수 Ad 를 결합합니다.

(16) 관찰된 계수 $\beta(sd) = Ad \beta(s - d)$ 가 두 가지 경험적 요인에 어떻게 반응하는지를 특성화하기 위해

관심 있는 회귀변수: 단기 금리 불확실성 $SRU_{d-1,h}$ 및 관찰된 불일치 D_{d-1} .

건설 과정에서 의견 불일치는 경사 불확실성에 영향을 미치지 않으므로(그리고 그 반대도 마찬가지이므로), 한계 효과는 개념적으로 구별됩니다.

단기 금리 불확실성 효과. (10)은 기울기 불확실성을 상태 및 충격과 결합하기 때문입니다.

불확실성을 고려하여, (10)식을 σ 에 대해 풀면 $\beta(s - d)$ 를 $SRU_{d-1,h}$ 의 직접 함수로 다시 쓸 수 있습니다. $\frac{2}{\theta, d - 1}$ 그리고

(14)에 대입 (부록 A.7):

$$\beta_h(s - d) = C_{d,h}(D - d - 1) + \lambda_{d,h} SRU_{d-1,h}, \quad (17)$$

여기

$$\lambda_{d,h} \equiv \frac{\Delta \mu}{2\sigma_a} \frac{\mu_{X,h}^2}{\Delta \theta_X(\sigma) + \lambda_{X,h}^2}, \quad (18)$$

그리고 절편 $C_{d,h}(D - d - 1)$ 는 상태 학습 및 충격 분산 항을 모읍니다. 곱하면

Ad 를 통해 관찰된 계수를 얻습니다.

$$\beta_h(sd) = Ad(D - d - 1) C_{d,h}(D - d - 1) + \lambda_{d,h} SRU_{d-1,h}. \quad (19)$$

하중 $\lambda_{d,h}$ 는 사건 연구에서 SRU 에 대한 축소형 기울기에 대한 모델의 예측값입니다.

회귀 분석. $\mu_{X,h} > 0$ 일 때 양수이며 진단 내용 $\Delta \mu / \sigma$ 에 따라 증가합니다. ² 직관적으로,

$SRU_{d-1,h}$ 의 증가가 주어졌을 때, 방출이 유용한 시점에 정확히 더 큰 수율 반응이 나타납니다.

체제 및 사전 방출 상태에 대해서는 안정 상태에서 벗어날 것으로 예상됩니다.

불일치 효과. $SRU_{d-1,h}$ 를 고정하고 D_{d-1} 에 대해 (19)를 미분하면

연쇄 법칙을 적용하면 불일치 효과의 부호는 두 요소의 균형에 의해 결정됩니다.

반대 힘(부록 A.7). A' 로 표시되는 감쇠 채널

$$c_d(D - d - 1) < 0 \text{은 다음을 의미합니다.}$$

합의가 더 분산되면 sd 는 $s - d$ 에 대한 더 잡음이 많은 대리 변수가 되어 $\beta(sd)$ 가 기계적으로 0에 가까워집니다.

반면에 구조적 증폭 채널은 보다 분산된 합의를 의미합니다.

이는 잔류 상태 불확실성 $P_{d|m}$ 을 증가시키고, 이는 발표 칼만 이득 $K_{y,d}$ 를 증가시킵니다.

구조적 반응을 증폭시킵니다. 이 두 채널이 서로 반대 방향으로 당기기 때문에, 추가적인 제한 없이는 전반적인 불일치 효과를 판단할 수 없습니다. 다음 하위 섹션 각 채널이 언제 지배적인 역할을 하는지 정확하게 파악하는 폐쇄형 특성화를 제공합니다.

5.9 불일치 효과에 대한 폐쇄형 특성화

위에서 도출된 충분조건에는 부호화하기 어려운 여러 파생항이 포함되어 있습니다. 일반적으로 그렇습니다. 이제 우리는 정확한 임계값을 특정할 수 있는 폐쇄형 특성화를 제공합니다. 불일치 효과의 부호가 바뀝니다.

명제 1. 감쇠 계수와 발표 칼만 이득의 곱은 폐쇄형을 허용합니다.

형태:

$$Ad \cdot Ky_{d=0} = \sigma \frac{Pd|d-1 D^{d-1}}{\frac{2}{\sigma} + D \sim d-1)(Pd|d-1 + D \sim d-1)} \quad (20)$$

이 제품은 D 방향으로 볼록한 형태를 띠며, d-1, 독특한 내부 최대치

$$D = \sigma u Pd|d-1 \quad (21)$$

특히,

$$\frac{\partial (Ad \cdot Ky_{d=0})}{\partial D \sim d-1} \geq 0 \iff D \sim d-1 \leq D^* \iff \partial D \sim d-1$$

부록 A.8을 참조하십시오.

이 결과는 불일치 효과를 명확하게 보여줍니다. 기울기 학습에서 추상화 ($\mu_{X,h=0}$ 또는 $\Delta\mu=0$), 관찰된 놀라움 계수는 $\beta h(sd) = Ad \cdot Gh(\cdot, \rho) \cdot \theta d-1 \cdot Ky_{d=0}$ 로 축소됩니다. $Gh(\cdot, \rho)$ 와 $\theta d-1$ 은 D 에 의존하지 않으므로 d-1, $\partial \beta h(sd) / \partial D d-1$ 의 부호는 완전히 고정됩니다.

$\partial (Ad \cdot Ky_{d=0}) / \partial D d-1$ 의 부호에 의해, 이는 임계값 $D = \sigma u Pd|d-1$ 에서 반전됩니다.

임계값 D 는 불일치가 수확량 반응에 미치는 영향에 대한 두 가지 체제를 구분합니다.

공지사향. 합의 오차 분산이 임계값에 비해 작을 때 ($D d-1 < D^*$),

정보 효과가 작용합니다. 의견 불일치가 클수록 주로 잔여 불확실성이 증가합니다.

합의를 관찰한 후의 상태 xd 는 후속 정보의 유용성을 높입니다.

발표 및 $Ky_{d=0}$ 증가. 구조적 놀라움 계수 $\beta h(s d)$ 의 증가로 인해 관찰된 놀라움 계수 $\beta h(sd)$ 가 상승하고, 이는 감쇠 계수 Ad 의 감소를 지배합니다.

의견이 일치하지 않음.

합의 오차 분산이 클 때 ($D d-1 > D^*$), 감쇠 효과가 나타납니다.

칼만 이득 $Ky_{d=0}$ 는 이미 상한값 $Pd|d-1 / (Pd|d-1 + \sigma u)$ 에 근접해 있으며 약하게만 반응합니다².

D d 1의 추가적인 증가로 인해. 한편, 감쇠 계수 Ad 는 계속해서 감소하는데 그 이유는 다음과 같다.

측정된 놀라움 표준편차 $sd = ud$ ξd 1은 구조적 놀라움에 대한 점점 더 잡음이 많은 대리 변수가 됩니다.

s d . 감쇠가 지배적이며, $\beta h(sd)$ 는 불일치와 함께 감소합니다.

임계값 $D = \sigma u Pd |d$ 1은 안 내음 분산의 기하평균입니다.

상태 예측 분산. 합의 오류 분산이 같아질 때 두 효과는 균형을 이룹니다.

시스템 내 다른 두 가지 불확실성 요인의 산물입니다.

불일치가 클수록 수확량 반응이 낮아진다는 실증적 결과는 D 를 필요로 합니다.

d 1 >

일반적인 관측값의 경우 $\sigma u Pd |d$ 1입니다. 이는 다음과 같은 공동 제약을 부과합니다. 발표 잡음

$\sigma^2 D$ 에 비해 작아야 합니다. d 1, 또는 $Pd |d$ 1은 정보 채널이 충분히 작아야 합니다.

이미 포화 상태입니다. 거시경제 데이터 발표의 경우, 발표 내용은 일반적으로 정확합니다.

예측 분산과 관련하여 감쇠 체제가 경험적으로 중요한 요소입니다.

5.10 시간에 따라 변하는 신호의 정밀도와 CPI/NFP 구분

기본 프레임워크는 신호 정밀도 매개변수 $(\Delta\mu, \sigma u)$ 를 시간 불변으로 취급합니다.

2

공개. 4 절의 실증적 결과는 β k 를 보여줍니다.

SRU 상호작용 계수는 5,n 으로 이동했습니다.

2020년 이전과 이후 코로나19 하위 표본에서 CPI와 NFP는 서로 반대 방향으로 움직였습니다: 양의 방향과 음의 방향
코로나19 이후 소비자물가지수(CPI)에 상당한 영향을 미쳤으며(2020년 이전에는 0과 구별할 수 없었음), 감소 추세를 보였다.

NFP의 경우 대략 절반 정도는 중요하지 않은 수준으로 감소했습니다. 매개변수가 일정한 기준 모델입니다.

이 패턴을 생성할 수 없습니다. 우리는 이를 확장하여 릴리스별, 시간 가변 신호 정밀도를 허용합니다.

$(\Delta\mu_{t,u,t}^{\sigma,2,k}$ 각 릴리스 k 에 대해 날짜 t 에서 σ 를 기록합니다. $\frac{2,k}{\text{에}} \equiv Pd |m + \sigma \frac{2,k}{\text{유틸}}$ 해당 예측값의 경우
변화.

식 (18)은 비교정태분석을 직접적으로 제공합니다. SRU에 대한 부하를 분해하면,

$$\Lambda_{d,h}^k = \frac{\Delta\mu_{a,t}^{\sigma,2,k}}{\text{진단 콘텐츠}} \cdot \frac{\mu_{X,h,2}}{\Delta\theta(\sigma_{X,h} + \mu_{X,h}^2)}, \quad (22)$$

상태 경로 기하학

첫 번째 요인은 출시일 및 날짜별 진단 특성을 포착하는 반면, 두 번째 요인은 여러 제품에 공통적으로 적용됩니다.

릴리스는 상태 역학에만 의존합니다. 샘플에서 $\mu_{X,h} > 0$ 인 경우(섹션 5.1),

$$\frac{\partial \Lambda_{d,h}^k}{\partial \Delta\mu_{a,t}^{\sigma,2,k}} > 0, \quad \frac{\partial \Lambda_{d,h}^k}{\partial \sigma_{\text{유틸}}^2} < 0.$$

2021년 이후의 인플레이션 급등은 소비자물가지수 발표에서 체제 조건별 격차를 확대시켰다.

물가상승률이 목표치보다 5~7%포인트 지속적으로 높은 상황에서, 목표치와의 실제 격차는 더욱 커지고 있다.

높은 정책 대응 체제(인플레이션이 높고 연준이 대응하는 체제)

공격적인 정책 대응 체제와 인플레이션이 고정되고 정책 대응이 미흡한 체제가 있습니다.

조절력(accommodative)은 1980년대 초 이후 가장 커졌습니다. 모델에서는 이러한 변화가 반영됩니다.

$\Delta \mu$ 의 증가로 cpi_{t+1} : 소비자물가지수 발표의 조건부 평균에서 $\mu_H - \mu_L$ 의 격차가 확대되었다.

따라서 각 CPI 프린트는 어떤 체제가 우세한지를 더욱 명확하게 보여주는 신호가 되었습니다. (22)의 진단 내용 인자가 증가하여 Δcpi 가 상승하고, 문서화된 긍정적이고 유의미한 CPI × SRU 상호작용을 예측합니다.

표 2 패널 C와 표 3 패널 A의 구조 파괴 테스트 결과를 참조하십시오.

두 개의 정밀 채널은 급여에 대해 반대 방향으로 움직입니다. 먼저, σ 는 기계적으로 상승했습니다. 2,nfp
유틸

미국 노동통계국(BLS)의 현행 고용 통계 조사 응답률은 이전 약 60%에서 하락했습니다.

팬데믹 이후 45% 미만으로 감소할 것으로 예상되며(Leduc, Oliveira, and Paulson (2025)), 2024년 8월 예비 연간 기준치 수정으로 인해 보고된 비농업 고용 수준이 감소했습니다.

2024년 3월까지 12개월 동안 약 81만 8천 개의 일자리가 감소할 것으로 예상되며, 이는 역대 최대 감소폭이다.

2009년 이후 NFP 수정. 둘째, CPI가 NFP를 대체하면서 한계 신호로서의 $\Delta \mu$ 가 감소했습니다.

는 속도 경로입니다. 두 가지 요인 모두 NFP 방출의 진단 콘텐츠를 축소시키므로 $\Delta d, h$ 를 예측합니다. nfp

표 2 패널 C에서 관찰되고 확인된 NFP × SRU 상호작용의 약화는 다음과 같습니다.

표 3 패널 B의 음의 이동 계수.

동일한 정밀도 변화는 $\sigma_{u,t}$ 가 직접 나타나기 때문에 (16)의 감쇠 계수 Δd 에도 영향을 미칩니다.

습니다. σ 값이 높을수록 불일치가 줄어들고 $\sigma_{a,t}$ 가 증가합니다. 분자와 분모에 2,nfp 2,nfp가 있
유틸

또한 구동 감쇠 채널도 마찬가지입니다. 따라서 이 모델은 NFP × 불일치를 예측합니다.

계수는 NFP × SRU와 함께 붕괴되어야 하며, 이는 대략 50배 감소한 것과 일치합니다.

표 2 패널 B에 기록된 NFP × 불일치. 따라서 동일한 정밀도 변화가 이를 설명합니다.

별도의 메커니즘 없이 단일 메커니즘 내에서 두 상호작용 항의 공동 동작을 구현합니다.

SRU 및 의견 불일치에 대한 설명.

6. 교정 및 시뮬레이션

모델의 양적 의미를 측정하기 위해, 우리는 다음으로부터의 발표 이력을 시뮬레이션합니다.

데이터 생성 과정을 분석하고, 모델에서 도출된 수확량 반응 계수를 사건 연구 결과와 비교합니다.

시뮬레이션 데이터를 기반으로 추정된 회귀 분석 결과입니다.

6.1 선물에서 수익률까지

위의 분석 결과는 시점 h 에서의 선물 금리 $E_d [rd+h]$ 로 나타난 것입니다. 실제로,

관심 대상은 무이자채권 수익률이며, 위험 중립 가격 결정 하에서 이는 다음과 같습니다.

향후 예상되는 단기 금리의 평균:

$$y_d^{(h)} = \frac{1}{h} \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t [rd+\tau]$$

따라서 발표 시점을 전후로 h-반기 수익률의 변화는 다음과 같습니다.

$$\Delta y_{d_t}^{(h)} = \frac{1}{h} \sum_{\tau=1}^{\infty} \Delta E_d [rd+\tau] \tag{23}$$

각 기간 τ 에 대해 상태에 대한 선물 금리 적용은 $G\tau(\cdot, \rho) = \sum_{j=0}^{\tau-1} \rho^j$ 입니다.

해당 수확량 증가율은 여러 기간에 걸친 평균값입니다(자세한 내용은 [섹션 B](#) 참조).

$$Bh(\cdot, \rho) = \sum_{\tau=1}^{\infty} G\tau(\cdot, \rho) \tag{24}$$

$|\rho| < 1$ 이고 $|\rho| < 1$ 일 때, 선물 가격 조정 함수 Gh 는 $h \rightarrow \infty$ 일 때 0으로 수렴하므로 선물 가격은 장기적인 관점에서는 반응이 사라집니다. 반면, 수확량 증가량 Bh 는 모든 기간에 걸쳐 평균값을 나타냅니다. 1 부터 h 까지, $G\tau$ 가 큰 짧은 시간들을 포함하여 경제적으로 타당한 상태를 유지합니다. 10년 만기에서도 의미가 있다.

구조적 변동에 대한 수익률 반응 계수는 이전과 동일한 형태를 취합니다.

Gh 를 Bh 로 대체함 :

$$\beta_{\text{수율}}(s, d) = Bh(\psi, \rho) \underbrace{\theta_{d,x} \kappa_{y,d} + \Delta\theta_{x,\mu}}_{\text{주 학습}} + \underbrace{\frac{\partial pd}{\partial s}}_{\text{경사 학습}} \underbrace{\mu_{x,h}}_{\text{수율}} \tag{25}$$

($\mu_{x,h}$) 수율 = $Bh \cdot x_d |m$. 관찰-놀라움 계수는 β 입니다. 생산하다 (준편차) = $Ad \cdot \beta$ 수율 (표 (s, d), 그리고

감쇠 계수 Ad 는 변경되지 않았습니다.

6.2 교정

표 4 는 매개변수 값을 나타냅니다. 이 보정 방법은 모델의 정성적 특성을 설명하기 위해 선택되었습니다. 특정 데이터 순간과 일치시키기보다는 속성을 기준으로 합니다.

상태 과정은 매우 지속적이며 ($\rho = 0.995$), 상당한 변동을 생성합니다.

사전 발표 조건부 평균 $x_d |m$. 체제 분리 $\Delta\theta_x = \theta_{x,H} - \theta_{x,L} = 1.0$ 은

의미 있는 기울기 불확실성을 생성할 만큼 충분히 크며, $\Delta\mu = 2.0$ 은 방출량이 다음과 같음을 의미합니다.

해당 체제에 대한 정보를 제공하여 경사면 학습을 가능하게 합니다.

핵심적인 보정 값은 $\sigma_u = 0.10$ 인데, 이는 합의 오차 분산에 비해 작은 값입니다.

$D = d - 1$. 이는 모델을 명제 1의 감쇠 지배 영역에 위치시킵니다. 왜냐하면 일반적인 관측에서 $d - 1 > \sigma_u Pd | d - 1 = D$ 이고, 불일치가 클수록 관측값이 낮아집니다. 놀라움 계수는 경험적 증거와 일치합니다. 더 큰 σ_u (예: $\sigma_u = 0.50$) 는 놀라움 계수를 증가시킬 것입니다. 일반적인 불일치 수준보다 높은 D 는 불일치가 발생할 것이라는 반사실적 예측을 낳습니다. 수확량 반응을 높입니다.

수익 만기는 2년, 5년, 10년(영업일 기준 504일, 1260일, 2520일)입니다. 앞서 논의한 바와 같습니다.

섹션 6.1에서는 선물 가격 상승률 ...

장기적인 관점에서 의미 있는 반응.

6.3 시뮬레이션 결과

데이터 생성 과정에서 5000일치의 발표 데이터를 추출하여 2단계 칼만 필터를 실행합니다.

그리고 베이저안 체제 학습 재귀를 사용하여 에이전트의 실시간 신념을 구성하고 계산합니다.

수율 (s_t, d_t) 및 β 분석 수율 (표준편차) 는 매일 및 성숙도와 함께 표시됩니다.

시뮬레이션된 수율 변화 $\Delta y_{d,t}^{(h)}$. 결과는 그림 7~10에 보고되어 있습니다.

단기적인 비율 불확실성과 수율 반응. 모델은 $\beta h(s_t, d_t) = C_{d,h} + \Lambda_{d,h} \cdot$ 를 예측한다는 점을 상기하십시오.

$SRU_{d-1,h}$ 는 절편과 기울기가 이전 $pd - 1$ 을 통해 관측치에 따라 변하는 경우입니다.

합의 오류 분산 D_{d-1} , 칼만 이득 $K_{y,d}$ 및 사전 발표 조건부 평균

$x_{d|m}$. 그림 7은 관측 수준 쌍 ($SRU_{d-1,h}, \beta$) 을 나타냅니다. ^{명제 1} 각 만기별로 겹쳐서 표시됩니다.

시뮬레이션된 수확량 데이터로부터 얻은 OLS 적합선과 구간별 사건 연구 추정치.

OLS 기울기는 세 가지 만기 모두에서 양수이며, 이는 모델의 핵심 예측을 확인시켜 줍니다.

단기 금리 불확실성이 높은 날에는 수익률 반응이 더 크게 나타납니다. 구조적 기울기는

서프라이즈 베타는 2년 시점의 2.10에서 5년 시점의 4.82, 그리고 10년 시점의 9.63으로 증가합니다.

관찰된 놀라운 기울기는 1.28, 2.94, 5.87이며, 이는 감쇠 쉐기를 반영합니다. Λ 가 증가한다는 것은

성숙도에 따라 직관적으로 이해할 수 있습니다. 즉, 경사 학습 채널은 예상치에 대한 수정 과정을 통해 작동합니다.

정책 체제는 금리 경로에 미치는 누적 영향이 시간이 길어질수록 커집니다. 분류된 이벤트

연구 추정치는 OLS 선을 매우 가깝게 따라가며, 이는 기본이 되는 1차 근사치의 타당성을 입증합니다.

분석적 β 표현.

의견 불일치와 생산량 반응. 그림 8은 의견 불일치의 비교정태적 효과를 보여줍니다.

$\beta h(sd)$ 는 다른 모든 상태 변수의 중앙값에서 평가됩니다. 명제 1과 일관되게,

모든 만기에서 불일치가 커질수록 수확량 반응 계수는 감소합니다. 5번째 만기에서 다음으로 이동하면

관찰된 불일치의 95번째 백분위수인 $\beta h(sd)$ 는 대략 46% 감소하는 반면, 감쇠는

광고 감소율은 28%에 불과합니다. 이러한 격차는 두 번째 요인을 반영합니다. 즉, 의견 불일치가 클수록 광고 감소율도 높아집니다. 합의 후 분산 $Pd|m$ 은 σ 를 증가시킵니다. 또한 기울기 학습 항 ($\Delta\mu/\sigma a$)을 낮춥니다. 수율 부하량 Bh 가 공통 스케일 팩터로 들어가기 때문에 비례적 감소는 동일합니다. 다양한 성숙도 단계에 걸쳐.

용어 구조 및 분해. 그림 9는 평균 구조적 놀라움과 관찰된 놀라움을 나타냅니다. 만기별 계수. 둘 다 기간 구조에 따라 감소하며, 이는 Bh 의 감소를 반영합니다. 비록 항복 부하가 (Gh 와는 달리) 0에서 멀리 떨어져 있는 것으로 제한되지만, < 1 이므로 여전히 감소합니다. 이는 단기 금리가 현재 시점의 정보와 약하게만 연관되어 있음을 의미합니다. 관찰된 구조 계수, 즉 평균 감쇠 계수는 대략 0.60이며 안정적입니다. 감쇠는 합의 오류 분산 및 발표에 따라 달라지므로, 모든 만기 단계에 걸쳐 동일하게 적용됩니다. 소음은 지평선에 따라 변하지 않습니다.

그림 10은 평균 구조적 놀라움 계수를 두 가지 구성 요소로 분해한 결과를 보여줍니다. (25) 경사 학습은 모든 성숙도에서 전체의 약 60%를 차지하며, 상태 학습이 포함됩니다. 나머지 40%를 차지합니다. 이러한 분할은 큰 체제 분리 ($\Delta\theta_x = 1.0$)를 반영합니다. 높은 진단적 내용 ($\Delta\mu = 2.0$)은 정책에 대한 상당한 신념 변화를 유발합니다. 각 발표일에 적용되는 체제입니다. 국가 학습 채널은 항상 활성화되어 있지만 제한적입니다. σ_u 가 작을 때 Ky,d 가 이미 상한에 가깝다는 사실에 의해. 두 구성 요소 모두 Bh 에 비례 하므로 60/40 분해는 항 구조를 따라 유지됩니다.

6.4 구조적 추정: 시간 가변 신호 정밀도

우리는 시뮬레이션된 모멘트 방법(SMM) 추정을 통해 보정을 보완합니다. 경험적 회귀 분석 결과를 직접 사용하여 핵심 신호 정밀도 매개변수를 조정합니다. 이 추정치는 주요 놀라움 계수 β_1 및 놀라움과 SRU 상호작용과 일치합니다. 4개의 발표 기간 블록(NFP 및 CPI, 2020년 이전 및 코로나19 이후)에 걸친 계수 β_1 5 및

행 금융상품(NFP)은 2년, 5년, 10년의 세 가지 만기로 발행됩니다. 발표 잡음의 표준편차 σ 를 사용합니다.

와 σ_{cpi} 보정된 값을 사용하여 6개의 구조적 매개변수를 추정합니다. 기간별 정책

반응 함수 확산 ($\Delta\theta$) $\Delta\theta_{post x}$ 및 4가지 방출 및 기간별 체제 평균

변화 ($\Delta\mu$) $\Delta\mu_{nfp}$, $\Delta\mu_{nfp}$, $\Delta\mu_{cpi}$, $\Delta\mu_{cpi}$ (계시물). 24개의 목표 모멘트와 6개의 자유 매개변수를 사용하여 $\Delta\mu$

이 시스템은 18가지 제약 조건으로 과도하게 식별되어 강력한 전반적 성숙도 규율을 제공합니다. 구조적 추정치에 대한 것입니다. 표준 오차는 점근적 SMM 샌드위치를 사용하여 계산됩니다. 경험적 회귀 계수 공분산에서 평가된 공식입니다. 고도로 숙련된 경우에서 흔히 볼 수 있듯이 매개변수화된 양식화된 매크로 모델과 많은 과잉식별 제약 조건, 전반적인 SMM

비은 유

J-통계량은 정확한 명세와 최적 가중치에 대한 공동 귀무가설을 기각합니다. 경제적으로 아래에서 중점적으로 다룰 유용한 진단 방법은 패널의 매개변수 제한 Wald 검정입니다.

표 5의 B와 패널 C의 목표 모멘트 대 적합 모멘트 비교.

표 5는 추정치를 나타냅니다. 세 가지 주요 결과가 눈에 띕니다. 첫째, 구조적 매개변수는 다음과 같은 사실을 확인시켜 줍니다.

섹션 5.10의 시간 가변 정밀도 메커니즘 : CPI 체제 평균 분리 $\Delta\mu_{cpi}$ 상승

코로나19 기간 동안 두 자릿수 이상 증가(0.005 에서 1.551 로) 한 반면, 비농업 고용 정책(NFP) 체제는

평균 분리 $\Delta\mu_{nfp}$ 는 약 35% 감소합니다(0.886 에서 0.574 로). 두 변화 모두

둘째, 정책은 점근적 SMM 표준 오차를 기반으로 한 Wald 검정에서 매우 유의미합니다.

반응 함수의 분산은 두 기간에 걸쳐 통계적으로 구별할 수 없습니다 ($\Delta\theta$ 대 $\Delta\theta_{post} = 0.0200$, Wald $\frac{프리}{후} = 0.0196$ $p = 0.53$). 코로나19 이후 수확량 반응 패턴의 변화

따라서 변화가 아닌 릴리스별 신호 정밀도를 통해 전적으로 작동합니다.

잠재적 통화 반응 함수: 데이터는 안정적인 정책 기울기 스프레드와 일치합니다.

셋째, CPI의 진단적 내용이 NFP에 비해 극적으로 재조정된 것과 결합됩니다. 넷째, 이 모델은 경험적 놀라움-SRU 상호작용 β_5 의 질적 기간 구조 형태를 포착합니다.

네 가지 블록 모두에서 데이터와 모델 모두 성숙도가 높아짐에 따라 반응이 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 다음과 일관적입니다.

수율 부하 B_h 의 감소 . 주요 놀라움 계수 β_1 에 대한 적합도는 5에서 더 가깝고

2년 만기 채권의 경우 경험적 봉우리 모양이 나타나지 않는 반면, 10년 만기 채권의 경우에는 더 큰 봉우리 모양이 나타납니다.

기준 모델의 단일 지평 요인 B_h 에 의해 .3 공식적인 모멘트 수준 테스트는 이를 뒷받침합니다.

질적 분석. 목표로 삼은 24개의 시점 각각에 대해 양측 t- 검정을 계산합니다.

표준적인 경우, 모델에서 암시된 모멘트가 경험적 모멘트와 같다는 귀무가설에 대한 통계량

오차 $ok \sqrt{1 + 1/\tau}$, 여기서 ok 는 경험적 회귀 표준 오차이고 $\tau = N_{sim}/n_{emp}$ 는 조정값입니다.

시뮬레이션 노이즈의 경우, 24개의 모멘트 중 17개는 개별적으로 구별할 수 없습니다.

20년 동안 가족 단위로 5%의 본페로니 보정을 적용한 후 경험적 목표에서 얻은 값입니다.

4개의 검정(임계값 $|t| > 3.08$); 7개의 기각은 β_1 에 집중되어 있으며, 그중 5개가 기각되었습니다.

이 모든 것은 방금 논의한 기간 구조의 봉우리를 반영하며, CPI \times SRU 상호작용에서도 마찬가지입니다.

코로나19 이후 5년 및 10년 만기에서, 모델은 상호작용의 부호와 유의성은 포착하지만 절대적인 크기는 과소 예측합니다. 12개의 β_5 모멘트 중 10개는 다음과 같습니다.

시간 가변 정밀도 메커니즘에 대한 경제적으로 중심적인 비교정태적 목표는 다음과 같습니다.

β_1 의 봉우리 모양 기간 구조를 재현하려면 수익률 가중 B_h 외에 추가적인 만기 의존적 채널이 필요합니다 . 이를 위해서는 세 가지 자연스러운 확장이 가능합니다. 첫째, 발표에 반응하는 만기별 기간 프리미엄 (Hördahl, Remolona 및 Valente (2020) 가 밝힌 작지만 0이 아닌 위험 프리미엄 요소와 일치), 둘째, 2년, 5년 및 10년 선물 계약 전에 걸친 유동성 차이와 같은 만기별 시장 미시 구조 , 셋째, 상태 학습 및 기울기 학습 채널에 대한 서로 다른 만기 감소율입니다. 이러한 확장은 향후 연구 과제로 남겨둡니다. 여기서 확인된 구조적 변화의 질적 방향, 즉 안정적인 정책 반응 함수 스프레드와 CPI를 선호하는 방향으로 발표별 신호 정확도의 상당한 재가중이 결합된 형태는 추정 대상인 세 가지 만기 모두에서 유지됩니다.

본페로니 보정 후 모델과 개별적으로 일치하며, 여기에는 6가지 NFP × SRU 모두 포함됩니다.

두 하위 샘플 전체의 세포와 2020년 이전의 세 가지 CPI × SRU 세포 모두에서. 불일치-상호작용 계수 β_3 는 진단 목적으로만 보고됩니다. 기존 프레임워크는 상태 의존성을 추상화합니다.

불일치의 변동으로 인해 정확한 β_3 크기는 향후 프레임워크 확장에 활용될 수 있습니다.

종합적으로 볼 때, 구조적 추정치는 정책 반응 함수가 안정적으로 분포되어 있음을 시사합니다.

코로나19 이후 수확량 반응 패턴의 변화는 전적으로 다음을 통해 나타납니다.

개별 매크로 릴리스의 진단 콘텐츠 변경 사항. 이 내용은 최근의 상황을 다룹니다.

연준의 반응 함수 매개변수에 대한 시장 인식 변화에 관한 문헌

인플레이션 급증(Bauer, Pflueger, and Sunderam (2025), Xia and Zhu (2025)): 데이터는 다음과 같습니다.

코로나19 팬데믹 기간 동안 변화한 것은 특정 정보의 내용이라는 견해와 일치합니다.

근본적인 통화 반응 기능 자체보다는 거시경제 지표에 초점을 맞추는 것입니다.

7. 결론

본 논문은 두 가지 정보 마찰, 즉 거시경제 예측 불일치와

통화 정책 불확실성은 미국 국채 수익률의 거시 경제 상황에 대한 반응성을 형성합니다.

경제 데이터의 예상치 못한 결과. 소비자물가지수(CPI) 발표 시점의 국채 선물 장중 데이터와 비농업 부문 지표를 활용했습니다.

급여, 신규 실업수당 청구, 내구재 주문, 소매 판매 및 GDP를 통해 수익률 곡선의

거시 경제 뉴스에 대한 반응은 의견 불일치 수준과 정책 불확실성에 따라 체계적으로 달라집니다.

발표 당시.

특정 방출량에 대한 예측 불일치가 클수록 수확량 반응이 약화되는 경향이 있다.

불일치는 향후 통화 정책에 있어 해당 변수의 정보량이 더 적음을 나타냅니다.

정책적 측면과 대조적으로, 단기 금리 불확실성이 높을수록 수익률 반응이 증폭되며, 이는 거시경제적 요인과 일관됩니다.

정책 기대치가 불확실할 때 예상치 못한 결과가 더 많은 정보를 제공한다. 이러한 패턴은 다음과 같은 경우에도 적용된다.

2020년 이전 표본의 대부분의 발표 유형에서, 인플레이션 예상치 못한 변동은 예외적으로 나타났습니다.

단기 금리 불확실성이 높았을 때조차 반응은 미약했습니다. 코로나19 이후 시기는 이러한 현상을 보여줍니다.

2020년 이전 패턴에서 벗어난 두 가지 추가적인 변화가 서로 반대 방향으로 나타났습니다. 바로 소비자물가지수(CPI)의 예상치 못한 반응입니다.

단기 금리 불확실성에 따라 긍정적인 조건부 지표가 되는 반면, 비농업 고용지표의 반응은 부정적인 조건부 지표가 됩니다.

이전에는 단기 금리 불확실성에 크게 의존했었다.

본 연구에서는 이러한 결과를 해석하기 위해 베이지안 학습 모델을 개발합니다. 기본 프레임워크에서, 예측 불일치는 공개 신호의 신호 대 잡음비를 감소시켜 수익률을 떨어뜨립니다.

단기 금리 불확실성은 발표 내용이 예상치 못한 영향을 미치기 때문에 시장 반응을 증폭시킵니다.

미래 금리 추이에 대한 불확실성이 있을 때, 그에 대한 더 많은 정보를 담고 있어야 합니다.

상승 궤적이 높다.

본 연구에서는 거시경제 발표의 시간 가변적 정확도를 고려하기 위해 모델을 확장합니다.

이를 통해 단일 메커니즘으로 코로나19 이후의 두 가지 변화를 모두 합리화할 수 있습니다. CPI의 정확도는 코로나19 이후 상승했습니다.

연준이 코로나19 팬데믹 상황에서 인플레이션에 대한 강조를 이어가는 가운데, 소비자물가지수(CPI)의 예상치 못한 변동은 더욱 중요한 의미를 갖게 되었습니다.

금리 경로; 채권 시장의 소비자물가지수(CPI) 반응은 단기 금리 불확실성에 의해 증폭됩니다.

표본 기간. 급여 정확도가 떨어지는 데에는 여러 가지 이유가 있습니다. 측정 오차(BLS의 감소)

현재 고용 통계 응답률 및 역사적으로 큰 연간 기준치 수정);

노동 시장 자체의 구조적 혼란(팬데믹으로 인한 이직, 부문별 재배치 및 변화)

노동 참여율)과 소비자물가지수(CPI)가 정책 방향을 나타내는 한계 신호로서 급여를 대체하는 현상.

결과적으로, 비농업 고용지표(NFP)에 대한 채권 시장의 반응은 단기 금리와 사실상 무관해집니다.

코로나19 이후 시대의 불확실성.

채권 시장의 거시 경제 발표에 대한 민감도는 뉴스 자체뿐만 아니라 다른 요인에도 달려 있습니다.

하지만 그 뉴스가 얼마나 유익한 정보로 인식되는가에 따라서도 달라집니다. 미국 국채 시장에서는 회계 처리가 중요합니다.

의견 불일치와 통화 정책 불확실성은 수익률 반응 해석에 중요한 요소입니다.

경제 뉴스.

표와 그림

표 1: 2020년 이전(1998년~2020년 2월): 거시경제적 변동에 대한 수익률 반응

	(1) 2년	(2) 5년	(3) 10년
패널 A: 예상치 못한 주요 효과			
특정한	0.00918 (0.0014)	0.0100 (0.0016)	0.00747 (0.0013)
국내총생산(GDP)(잠정치)	0.0102 (0.0028)	0.0141 (0.0036)	0.0108 (0.0029)
핵심 소비자물가지수(CPI)	0.0129 (0.0018)	0.0172 (0.0022)	0.0140 (0.0018)
시간당 수입	0.0279 (0.0049)	0.0386 (0.0063)	0.0310 (0.0051)
소매(자동차 제외)	0.0160 (0.0042)	0.0190 (0.0046)	0.0150 (0.0036)
실업자	-0.0338 (0.0069)	-0.0386 (0.0079)	-0.0275 (0.0062)
초기 청구	-0.0291 (0.0027)	-0.0335 (0.0031)	-0.0276 (0.0025)
	0.000539 (0.0017)	0.00292 (0.0020)	0.00297 (0.0016)
비농업	0.246 (0.0231)	0.290 (0.0277)	0.219 (0.0228)
소매	0.0101 (0.0040)	0.0135 (0.0044)	0.0107 (0.0036)
패널 B: 상호작용 항(놀라움 × 불일치)			
초기화, 클레임 × dispICLM	0.00431 (0.0030)	0.00752** (0.0033)	-0.00226** (0.0017)
	-0.00345** (0.0594)	(0.0010)	-0.176*** (0.0023)
소비자물가지수 × 할인 CPI	-0.00318 (0.0049)	(0.0014)	(0.0011)
비농업 × 비농업 배포	-0.0247*** (0.0093)	(0.0808)	(0.0627)
내구성이 뛰어난 × 내구성이 뛰어난	(0.0093)	-0.00415 (0.0023)	-0.00411 (0.0019)
소매 × 소매		-0.00315 (0.0052)	-0.00424 (0.0044)
GDP × dispGDP		-0.0331 (0.0116)	-0.0266 (0.0089)
패널 C: 상호작용 항(놀라움 × 단기 금리 불확실성)			
초기 청구량 × SRU	-0.0161 (0.0030)	-0.0136 (0.0036)	-0.00832 (0.0029)
소비자물가지수 × SRU	-0.000246 (0.0017)	-0.00169 (0.0021)	-0.000599 (0.0017)
비농업 × SRU	0.0932 (0.0209)	0.0710 (0.0262)	0.0352 (0.0195)
내구성 × SRU	0.00600 (0.0017)	0.00524 (0.0015)	0.00284 (0.0018)
소매가 × SRU	0.0122 (0.0037)	0.00409968 (0.0032)	(0.0039)
GDP × SRU	0.00707 (0.0030)	0.004060667 (0.0031)	(0.0038)
관찰	2,383	2,516	2,517
R제곱	0.425	0.406	0.380

이분산성 강건 표준 오차는 괄호 안에 표시되어 있습니다. $p < 0.10$,

$p < 0.05$,

$p < 0.01$. 보고되지 않은 추가 회귀 변수:

각 예상치 못한 상황에 대한 의견 불일치 수준, 단기 금리 불확실성 수준, 모든 놀라움과 조건 변수에 대한 이차항, 그리고

VIX, MOVE 지수, 경제 정책 불확실성(EPU)에 대한 통제 변수

Jurado-Ludvigson-Ng 거시경제 불확실성(JLN) 및 0

하한 더미 변수. 전체 결과는 표 7에 있습니다.

표 2: 코로나19 이후(2020년 7월~2024년): 거시경제적 변동에 대한 수익률 반응

	(1) 2년	(2) 5년	(3) 10년
패널 A: 예상치 못한 주요 효과			
트든한	-0.0106 (0.0105)	-0.00625 (0.0074)	-0.00101 (0.0047)
국내총생산(GDP)(잠정치)	-0.00995 (0.0142)	-0.0120 (0.0067)	-0.0115 (0.0044)
핵심 소비자물가지수(CPI)	0.0272 (0.0094)	0.0344 (0.0094)	0.0250 (0.0069)
시간당 수입	0.0490 (0.0153)	0.0450 (0.0152)	0.0316 (0.0117)
소매(자동차 제외)	0.00413 (0.0076)	0.00579 (0.0077)	0.00430 (0.0058)
실업자	-0.0272 (0.0116)	-0.0295 (0.0121)	-0.0205 (0.0096)
초기 청구	-0.0308 (0.0316)	-0.0414 (0.0115)	-0.0305 (0.0075)
비농업	0.0216 (0.0131)	0.0162 (0.0122)	0.0104 (0.0088)
비농업	0.191 (0.0446)	0.205 (0.0466)	0.150 (0.0388)
소매	-0.0109 (0.0269)	0.00629 (0.0153)	0.00595 (0.0109)
패널 B: 상호작용 항(놀라움 × 불일치)			
초기 청구 × 초기 청구 해제	-0.0335 (0.0162)	0.000817 (0.0006)	0.000980 (0.0004)
소비자물가지수 × 할인 CPI	-0.0344	-0.0358 (0.0152)	-0.0312 (0.0107)
비농업 × 비농업 배포		-0.0258 (0.0198)	-0.0160 (0.0171)
내구성인 뛰어난 × 내구성인 뛰어난	0.00541 (0.0153)	-0.0000503 (0.0116)	-0.00735 (0.0077)
소매 × 소매	-0.000675 (0.0138)	-0.0116 (0.0053)	-0.00951 (0.0038)
GDP × dispGDP	0.0209 (0.0138)	0.0143 (0.0102)	0.0130 (0.0072)
패널 C: 상호작용 항(놀라움 × 단기 금리 불확실성)			
초기 청구 × SRU	-0.0139 (0.0191)	-0.0201 (0.0067)	-0.0136 (0.0043)
소비자물가지수 × SRU	0.0275 (0.0062)	0.0306 (0.0066)	0.0216 (0.0053)
비농업 × SRU	0.0166 (0.0247)	0.0244 (0.0251)	0.0208 (0.0206)
내구성 × SRU	0.00666 (0.0058)	0.000328 (0.0037)	-0.000891 (0.0028)
소매가 × SRU	-0.00891 (0.0085)	-0.00279 (0.0053)	-0.00201 (0.0038)
GDP × SRU	0.00385 (0.0046)	0.00510 (0.0049)	0.00484 (0.0037)
관찰	375	375	375
R제곱	0.247	0.546	0.552

이분산성 강건 표준 오차는 괄호 안에 표시되어 있습니다. $p < 0.05$, $p < 0.10$,
 $p < 0.01$. 추가 회귀변수는 보고되지 않았습니다: 의견 불일치
각 놀라움에 대한 수준, 단기 불확실성 수준, 이차항
모든 예상치 못한 상황과 조건 변수, 그리고 VIX, MOVE에 대한 통제 변수
지수, 경제 정책 불확실성(EPU), Jurado-Ludvigson-Ng
거시경제 불확실성(JLN) 및 제로 하한 더미 변수. 전체
결과는 표 9 에 나와 있습니다.

표 3: COVID-19에서 구조적 변화를 확인하기 위한 Chow 테스트

성숙도	N	$\Delta \beta$	SRU F-통계량	d f1	d f2	p-값
패널 A: CPI 계수 부분집합, CPI 발표 샘플						
2년	371	0.0298	5년 386	61.21	3 352	< 0.001
	0.0330	386	0.0233	49.29	3 367	< 0.001
10년				38.26	3 367	< 0.001
패널 B: NFP 계수 부분집합, NFP 발표 샘플						
2년	363	-0.1024	3 343	< 0.001	5.89	
5년	366	-0.0754	3 346	< 0.001	5.89	
10년	365	-0.0354	3 345	< 0.001	5.89	
패널 C: 전체 계수 Chow 검정, 통합 샘플						
2년	2758	6.67	5년 2891	7.39	10년 2892	6.44
					47 2664	< 0.001
					47 2797	< 0.001
					47 2798	< 0.001

참고. 패널 A는 표본을 CPI 발표일 ($cpixfedum = 1$)로 제한하고 CPI 서프라이즈 여부를 검정합니다. 계수, 소비자물가지수(CPI) 발표 불일치와의 상호작용, 그리고 단기 금리 불확실성과의 상호작용은 서로 다릅니다. 2020년 이전(1998년~2020년 2월) 및 코로나19 이후(2020년 7월~2024년) 하위 표본 전반에 걸쳐 구현. 코로나19 이후 지표와 세 가지 회귀변수를 상호작용시키고 F 검정을 통해 이들의 공동 유의성을 검정합니다. $d f1 = 3$ 은 제한의 수. 패널 B는 NFP 관련 계수에 대한 유사한 부분집합 검정으로, NFP로 제한됩니다. 발표일. 패널 C는 GDP 확장 사양(47개 매개변수)에 대한 전체 계수 Chow 검정 결과입니다. 상수항을 포함하여 모든 릴리스 샘플을 통합하여 실행했습니다. $\Delta \beta$ SRU 열은 점 추정치를 나타냅니다. SRU 상호작용 계수의 변화(사전-사후 변화): 즉, 사후 \times (CPI \times SRU) 계수. 패널 A와 패널 B의 (NFP \times SRU) 사후 분석 결과입니다. 부호는 변화의 방향을 나타내고, F 검정은 결합 효과를 보여줍니다. 해당 패널에서 세 가지 변화 모두의 유의성을 나타냅니다. $\Delta \beta$ SRU의 유의성 별표는 $p < 0.01$ 을 의미합니다. *0.10, $p < 0.05$, 코로나19 기간(2020년 3월~6월)은 모든 테스트에서 제외되었습니다.

표 4: 기준선 보정

매개변수	설명	기호	값
국가 절차 지속성 혁신 sd	AR(1) 계수 상태 충격 변동성	ρ σ_ϵ	0.995 0.25
설문조사 및 의견 불일치 예측자 수 모델 간 차이 모델 구 성 요소 표준 편차	이질성 표준편차에서 D 의 비중 예측자 편향 cMi	β σ_C	40 0.40 0.30
예측 노이즈 표준편차	$\epsilon_{i,d}$ 1 의 표준편차	σ_Z	0.25
발표 안내음 SD		σ_u	0.10
단기 단기 지속성 저위험군 반응 고위 험군 반응 단기 충격 sd		$\theta_{x,L}$ $\theta_{x,H}$ σ_η	0.90 0.20 1.20 0.10
체제 학습 진단 콘텐츠 초기	체제 간 평균 변화 $P(g_d = H)$	$\Delta\mu$ p_0	2.0 0.50
시뮬레이션 발표일 번인 수익률 만기	(폐기됨)	N Δt	5,000 200 2년, 5년, 10년

표 5: 시간 가변 신호 정밀도 매개변수의 SMM 추정

패널 A: 매개변수 추정치			
매개변수	기호 $\Delta\theta$	추정	세
정책 경사도 스프레드, 2020년 이전	사전	0.0196	(0.0003)
코로나19 이후 정책 경사도 확산	$\Delta\theta$ 계수	0.0200	(0.0007)
NFP 체제 평균 변화, 2020년 이전 NFP	$\Delta\mu_{nfp}$	0.8860	(0.0033)
코로나19 이후 NFP 체제 평균 변화 $\Delta\mu$	CPI 이 후	0.5743	(0.0059)
2020년 이전 CPI 체제 평균 변화	$\Delta\mu_{cpi}$	0.0054	(0.0067)
코로나19 이후 소비자물가지수(CPI) 체제 평균 변화	$\Delta\mu_{우편}$	1.5511	(0.0363)

패널 B: 사양 테스트			
시험	통계량	df	p값
SMM J-통계량 = $\Delta\theta$	52556.6082	18	0.0000
$\Delta\theta$ 사전의 LR 테스트사후	-31.6216	1	1.0000
$\Delta\theta$ 사전의 Wald 테스트 = $\Delta\theta$ 포스트	0.4028	1	0.5257

패널 C: 성숙도별 목표 시험과 적합 시험 비교							
차단하다	계수	2년		5년		10년	
		목표	모델	타겟 모델	타겟 모델		
2020년 이전 NFP	β_{1NFP}	0.2460	0.4062	0.2900	0.1769	0.2190	0.0900
	β_{5NFP}	0.0932	0.1069	0.0710	0.0465	0.0352	0.0234
코로나19 이후의 비영리 단체	β_{1NFP}	0.1910	0.2448	0.2050	0.1066	0.1500	0.0536
	β_{5NFP}	0.0166	0.0219	0.0244	0.0096	0.0208	0.0048
2020년 이전 소비자물가지수(CPI)	β_{1CPI}	0.0005	0.0224	0.0029	0.0098	0.0030	0.0049
	β_{5CPI}	-0.0002	0.0004	-0.0017	0.0002	-0.0006	0.0001
코로나19 이후 소비자물가지수(CPI)	β_{1CPI}	0.0216	0.0389	0.0162	0.0169	0.0104	0.0086
	β_{5CPI}	0.0275	0.0152	0.0306	0.0066	0.0216	0.0033

참고. 4개의 발표 기간 블록(NFP 및 CPI, 2020년 이전 및 코로나19 이후)에 걸쳐 6개의 구조적 매개변수를 3개의 만기(2년, 5년, 10년)로 추정된 SMM 공동 분석. 목표 모멘트는 주요 변동 계수 β_1 과 변동 \times SRU입니다.

표 1 과 2 에서 얻은 상호작용 계수 β_5 는 24개의 목표 모멘트와 18개의 과잉식별 제약을 제공합니다. 공지 잡음

표준편차 σ_{nfp} 그리고 σ_{cpi} 모든 기간에 걸쳐 보정된 값으로 유지됩니다. 패널 A의 표준 오차는 점근적 SMM입니다.

샌드위치 공식 $Var(\hat{\theta}) = (1 + 1/\tau)(G'WG)$ 에 기반한 표준 오차

$G'WG (G'WG)^{-1}/nemp$, 여기서 G 는 야코비 행렬이다.

θ 에서의 모델 모멘트, Ω 는 목표 회귀 계수의 경험적 분산-공분산 행렬, $\tau = Nsim/nemp$,

그리고 $nemp \approx 840$ 개의 출시일이 있습니다. SMM 목표는 스케일 불변 가중치 $W = diag(1/\max(|\beta_j|, 0.01))$ 을 사용합니다.

²). LR 테스트

제한이 없는 경우와 제한된 경우를 비교합니다 ($\Delta\theta$ 프리 = $\Delta\theta$ 포스트) SMM 목표값. J-통계량은 다음과 같이 부풀려집니다.

18개의 과잉식별 제한과 작은 순간별 차이; 경제적으로 유용한 진단은 다음과 같습니다.

패널 B는 매개변수 제한 테스트이고, 패널 C는 순간순간의 적합 결과입니다. 패널 C에서 아래 괄호 안의 숫자는...

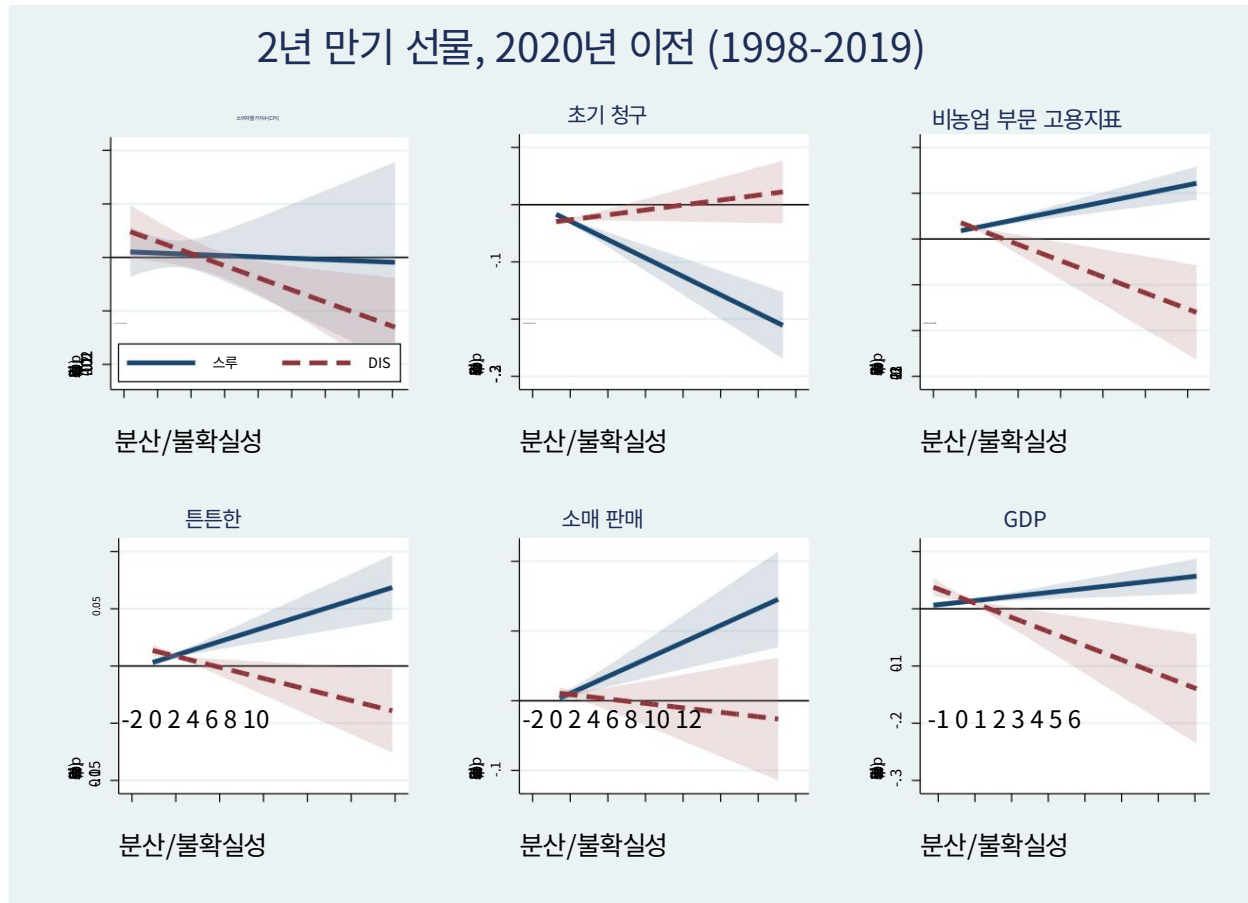
모델에서 도출된 모멘트는 모델에서 도출된 모멘트가 실제 목표값과 같다는 귀무가설에 대한 양측 t-통계량입니다.

(mmodel 로 계산됨) $\beta_{데이터} / [\sigma_k \sqrt{1 + 1/\tau}]$, 여기서 σ_k 는 해당 모멘트의 경험적 회귀 표준 오차입니다.

유의성 별표는 양측 N (0, 1) 참조를 사용합니다 ($p < 0.10$, $p < 0.05$, $p < 0.01$). 가족별 5% 본페로니

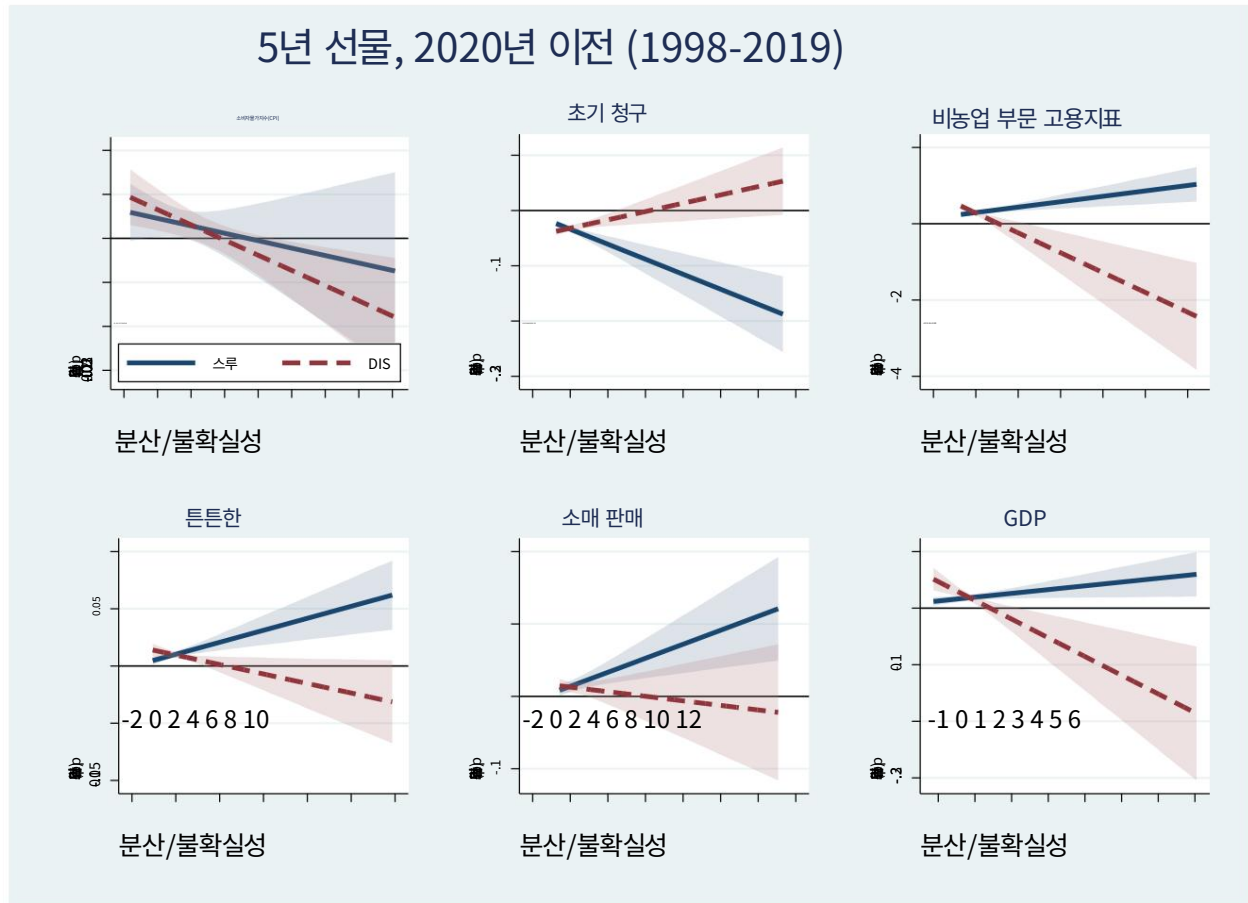
24개 모멘트 테스트 전반에 걸친 임계값은 $|t| > 3.08$ 입니다.

그림 1: 단기 금리 불확실성과 설문조사 불일치가 2년 만기 국채 수익률에 미치는 한계 효과
 거시경제 발표에 대한 미래 시장 반응, 2020년 이전 표본 (1998년~2020년 2월)



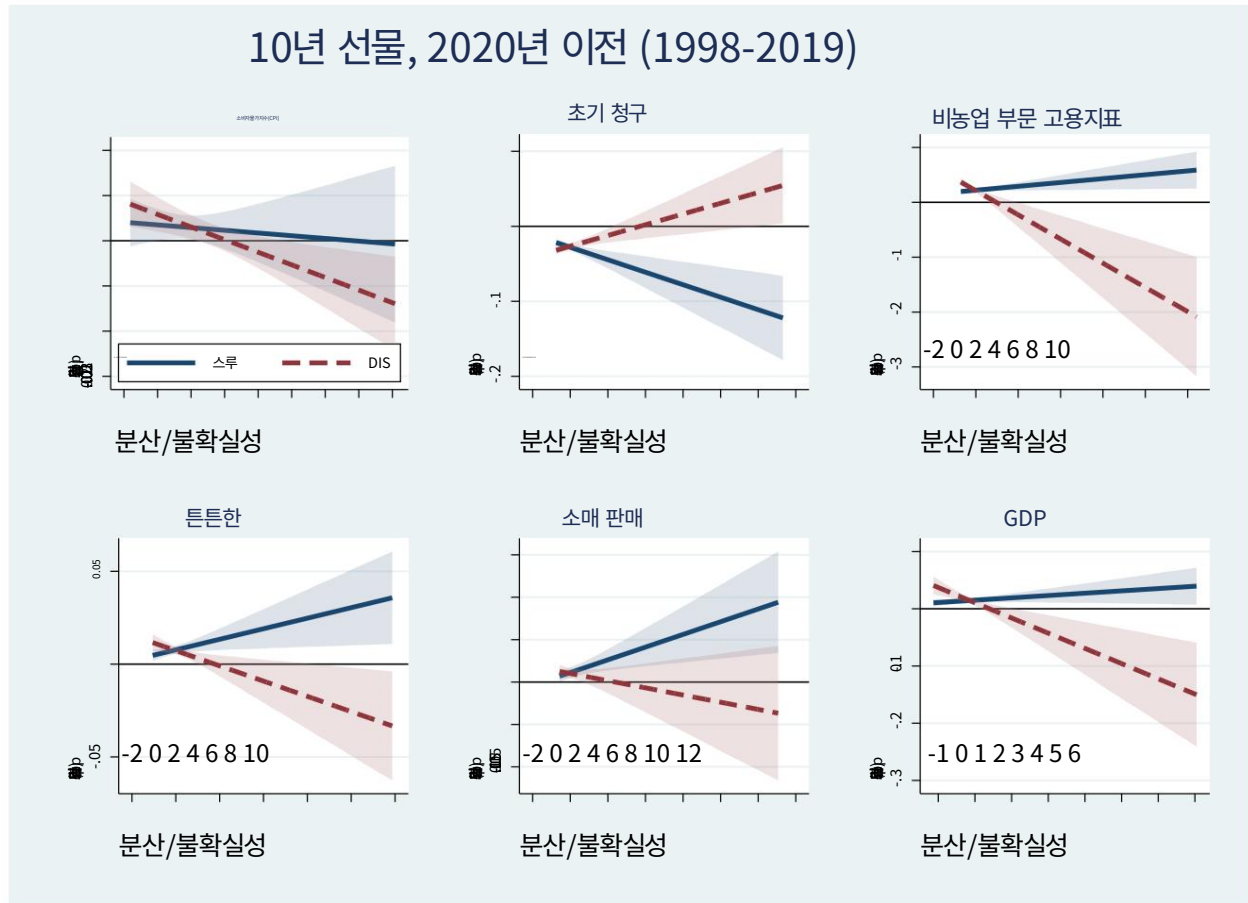
참고: 2년 만기 국채 선물은 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구 건수, 비농업 고용지표, 내구재 주문, 소매 판매 등에 반응합니다. 단기 금리 불확실성과 의견 불일치가 변할 때 GDP는 예상치 못한 변동을 보인다. y축은 한계 효과를 나타낸다. 표준편차 1만큼의 변동폭당 수익률 변화율(%)입니다. x축은 단기 금리 수준을 나타냅니다. 표본 평균에 대한 표준 편차의 불확실성 또는 설문 조사 불일치. 점선은 다음을 나타냅니다. 다양한 설문조사 불일치의 영향(단기 금리 불확실성은 고정)을 나타내며, 실선은 그 영향을 보여줍니다. 설문조사 불일치가 해결되었을 때의 단기 변동률 불확실성. 음영 영역은 90% 신뢰 구간을 나타냅니다. 이분산성 강건 표준 오차. 표본 기간은 1998년부터 2019년까지입니다.

그림 2: 단기 금리 불확실성과 설문조사 불일치가 5년 만기 국채 수익률에 미치는 한계 효과
 거시경제 발표에 대한 미래 시장 반응, 2020년 이전 표본 (1998년~2020년 2월)



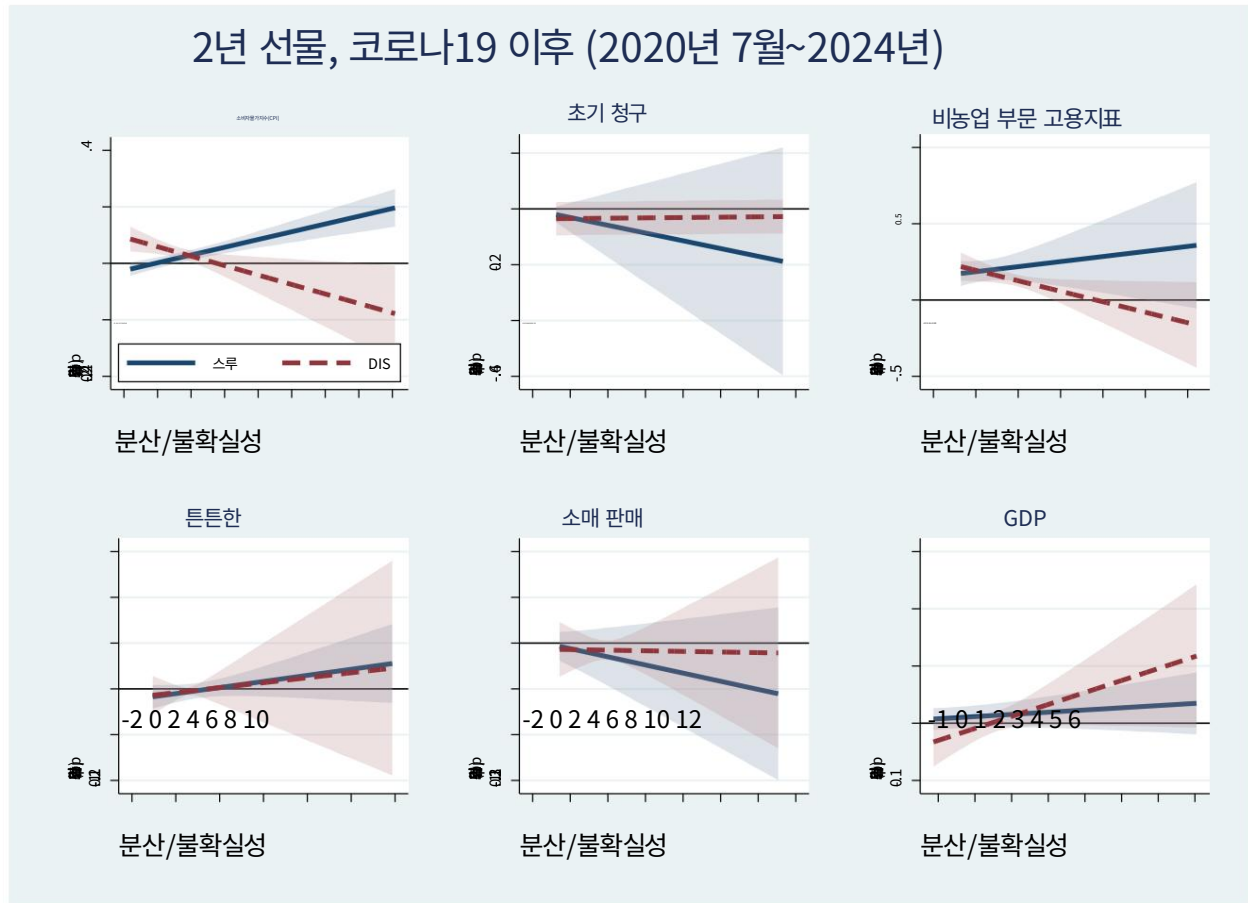
참고: 5년 만기 국채 선물은 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구 건수, 비농업 고용지표, 내구재 주문, 소매 판매 등에 반응합니다.
 단기 금리 불확실성과 의견 불일치가 변할 때 GDP는 예상치 못한 변동을 보인다. y축은 한계 효과를 나타낸다.
 표준편차 1만큼의 변동폭당 수익률 변화율(%)입니다. x축은 단기 금리 수준을 나타냅니다.
 표본 평균에 대한 표준 편차의 불확실성 또는 설문 조사 불일치. 점선은 다음을 나타냅니다.
 다양한 설문조사 불일치의 영향(단기 금리 불확실성은 고정)을 나타내며, 실선은 그 영향을 보여줍니다.
 설문조사 불일치가 해결되었을 때의 단기 변동률 불확실성. 음영 영역은 90% 신뢰 구간을 나타냅니다.
 이분산성 강건 표준 오차. 표본 기간은 1998년부터 2019년까지입니다.

그림 3: 단기 금리 불확실성과 설문조사 불일치가 10년 만기 국채 수익률에 미치는 한계 효과
거시경제 발표에 대한 미래 시장 반응, 2020년 이전 표본 (1998년~2020년 2월)



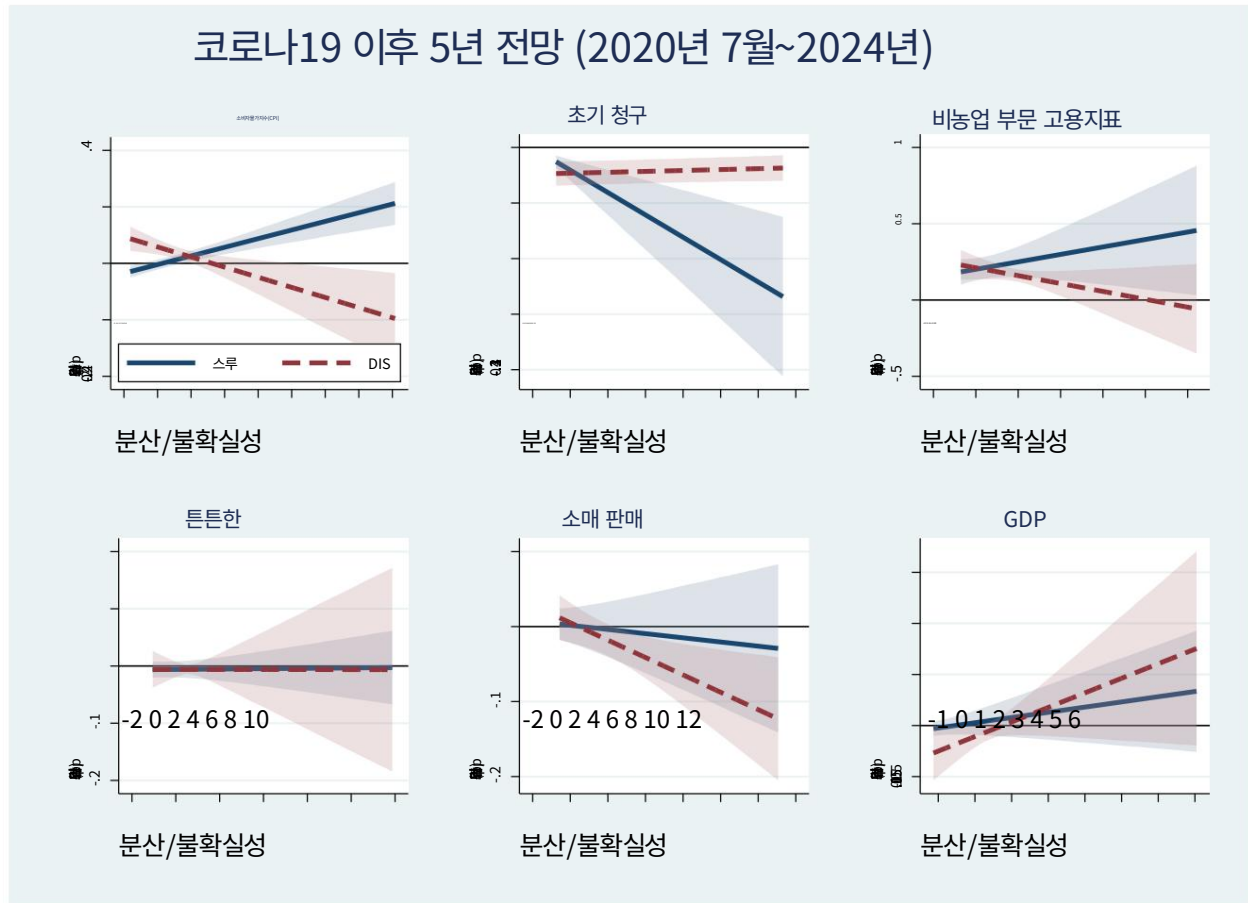
참고: 10년 만기 국채 선물은 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구 건수, 비농업 고용지표, 내구재 주문, 소매 판매에 반응합니다. 단기 금리 불확실성과 의견 불일치가 변화할 때 GDP에 미치는 영향은 예상치 못한 결과로 나타납니다. y축은 한계 효과를 나타냅니다. 표준편차 1만큼의 변동폭당 수익률 변화율(%)입니다. x축은 단기 금리 수준을 나타냅니다. 표본 평균에 대한 표준 편차의 불확실성 또는 설문 조사 불일치. 점선은 다음을 나타냅니다. 다양한 설문조사 불일치의 영향(단기 금리 불확실성은 고정)을 나타내며, 실선은 그 영향을 보여줍니다. 설문조사 불일치가 해결되었을 때의 단기 변동률 불확실성. 음영 영역은 90% 신뢰 구간을 나타냅니다. 이분산성 강건 표준 오차. 표본 기간은 1998년부터 2019년까지입니다.

그림 4: 단기 금리 불확실성과 설문조사 불일치가 2년 만기 국채 수익률에 미치는 한계 효과
 코로나19 이후 기간(2020년 7월~2024년) 거시경제 발표에 대한 미래 시장 반응 분석



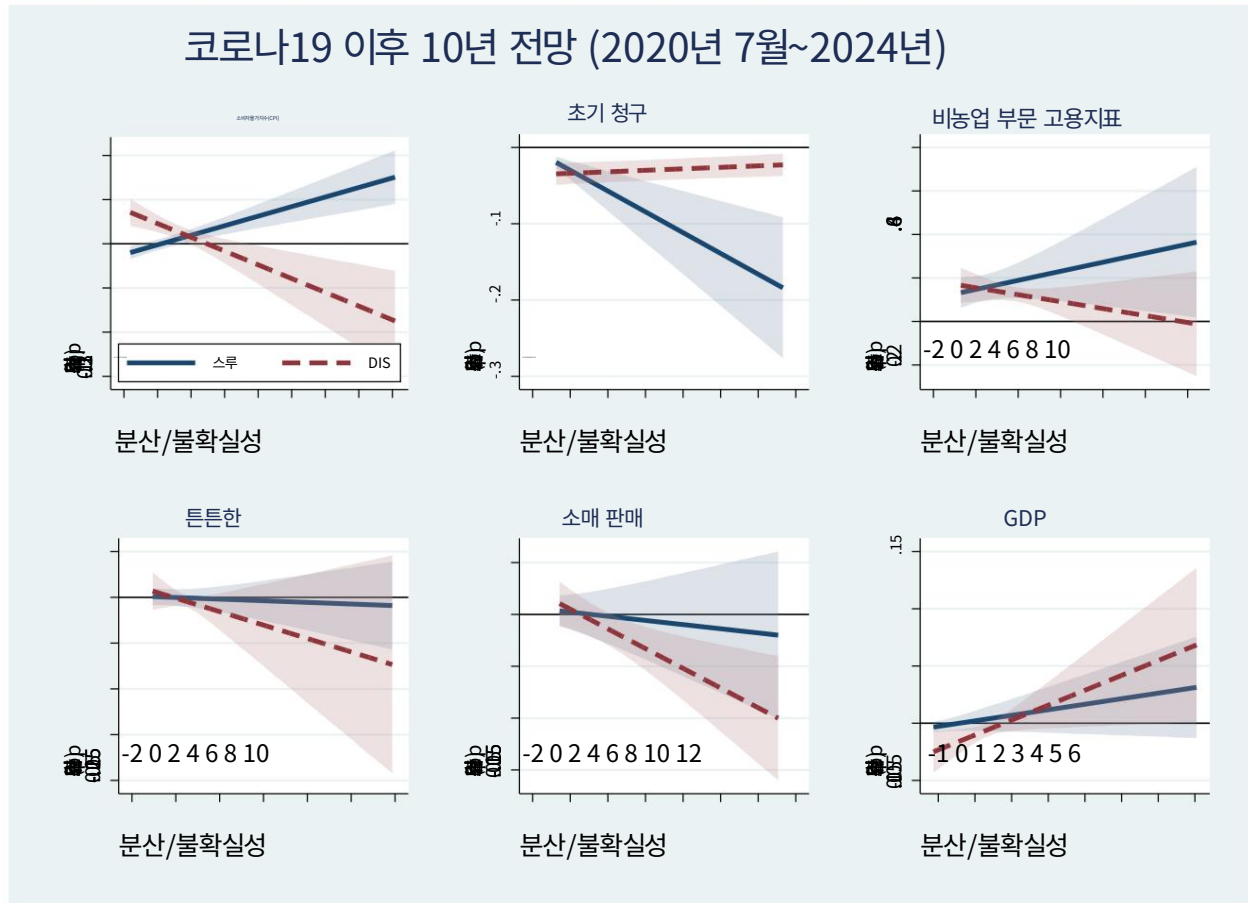
참고: 2년 만기 국채 선물은 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구 건수, 비농업 고용지표, 내구재 주문, 소매 판매 등에 반응합니다. 단기 금리 불확실성과 의견 불일치가 변할 때 GDP는 예상치 못한 변동을 보인다. y축은 한계 효과를 나타낸다. 표준편차 1만큼의 변동폭당 수익률 변화율(%)입니다. x축은 단기 금리 수준을 나타냅니다. 표본 평균에 대한 표준 편차의 불확실성 또는 설문 조사 불일치. 점선은 다음을 나타냅니다. 다양한 설문조사 불일치의 영향(단기 금리 불확실성은 고정)을 나타내며, 실선은 그 영향을 보여줍니다. 설문조사 불일치가 해결되었을 때의 단기 변동률 불확실성. 음영 영역은 90% 신뢰 구간을 나타냅니다. 이분산성 강건 표준 오차. 표본 기간은 2020년 7월부터 2024년까지입니다.

그림 5: 단기 금리 불확실성과 설문조사 불일치가 5년 만기 국채 수익률에 미치는 한계 효과
 코로나19 이후 기간(2020년 7월~2024년) 거시경제 발표에 대한 미래 시장 반응 분석



참고: 5년 만기 국채 선물은 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구 건수, 비농업 고용지표, 내구재 주문, 소매 판매 등에 반응합니다. 단기 금리 불확실성과 의견 불일치가 변할 때 GDP는 예상치 못한 변동을 보인다. y축은 한계 효과를 나타낸다. 표준편차 1만큼의 변동폭당 수익률 변화율(%)입니다. x축은 단기 금리 수준을 나타냅니다. 표본 평균에 대한 표준 편차의 불확실성 또는 설문 조사 불일치. 점선은 다음을 나타냅니다. 다양한 설문조사 불일치의 영향(단기 금리 불확실성은 고정)을 나타내며, 실선은 그 영향을 보여줍니다. 설문조사 불일치가 해결되었을 때의 단기 변동률 불확실성. 음영 영역은 90% 신뢰 구간을 나타냅니다. 이분산성 강건 표준 오차. 표본 기간은 2020년 7월부터 2024년까지입니다.

그림 6: 단기 금리 불확실성과 설문조사 불일치가 10년 만기 국채 수익률에 미치는 한계 효과
 코로나19 이후 기간(2020년 7월~2024년) 거시경제 발표에 대한 미래 시장 반응 분석



참고: 10년 만기 국채 선물은 소비자물가지수(CPI), 신규 실업수당 청구 건수, 비농업 고용지표, 내구재 주문, 소매 판매에 반응합니다. 단기 금리 불확실성과 의견 불일치가 변화할 때 GDP에 미치는 영향은 예상치 못한 결과로 나타납니다. y축은 한계 효과를 나타냅니다. 1표준편차 변동당 수익률 변화율(%)입니다. x축은 단기 금리 수준을 나타냅니다.

표본 평균에 대한 표준 편차의 불확실성 또는 설문 조사 불일치. 점선은 다음을 나타냅니다.

다양한 설문조사 불일치의 영향(단기 금리 불확실성은 고정)을 나타내며, 실선은 그 영향을 보여줍니다.

설문조사 불일치가 해결되었을 때의 단기 변동률 불확실성. 음영 영역은 90% 신뢰 구간을 나타냅니다.

이분산성 강건 표준 오차. 표본 기간은 2020년 7월부터 2024년까지입니다.

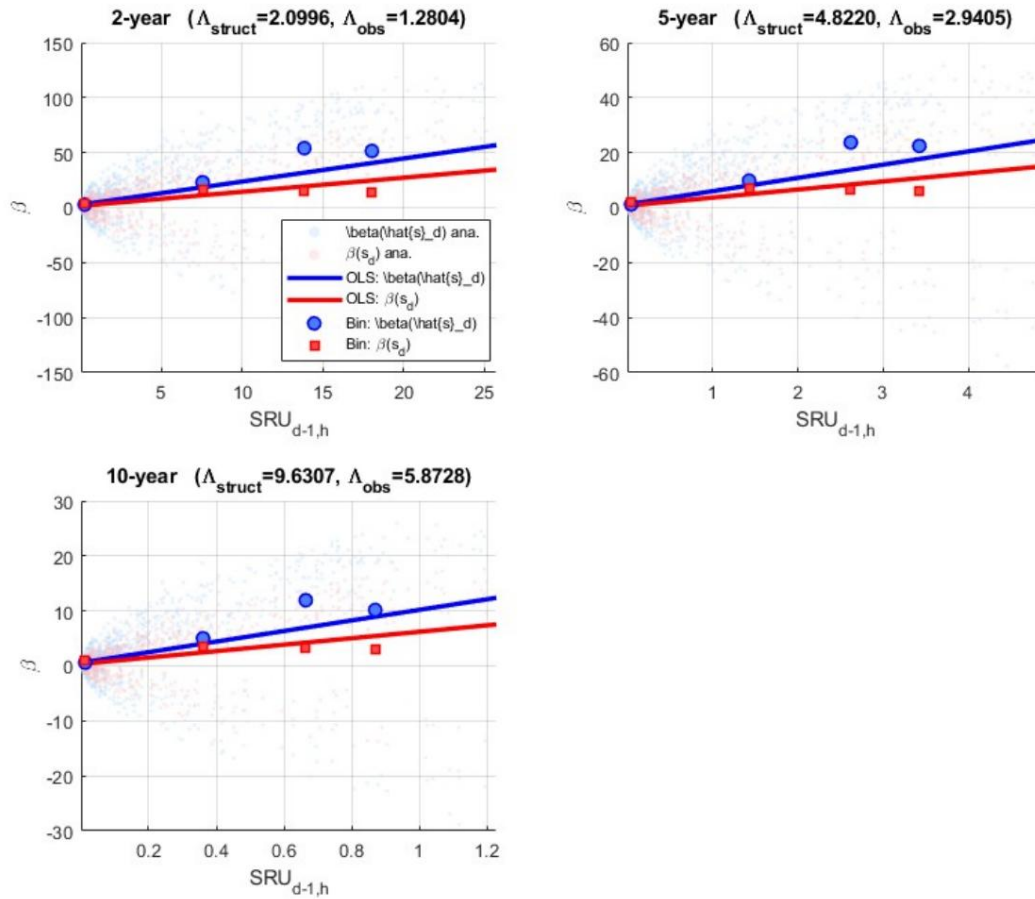


그림 7: 수익률 반응 계수 대 단기 금리 불확실성. 각 패널은 만기 (2년, 5년, 10년)에 해당합니다. 밝은 점은 관측 수준의 분석적 β 값을 나타내고, 실선은 분석적 산점도를 통과하는 OLS 적합 곡선이며, 원과 사각형은 시뮬레이션된 수익률 데이터에서 얻은 구간별 추정값입니다.

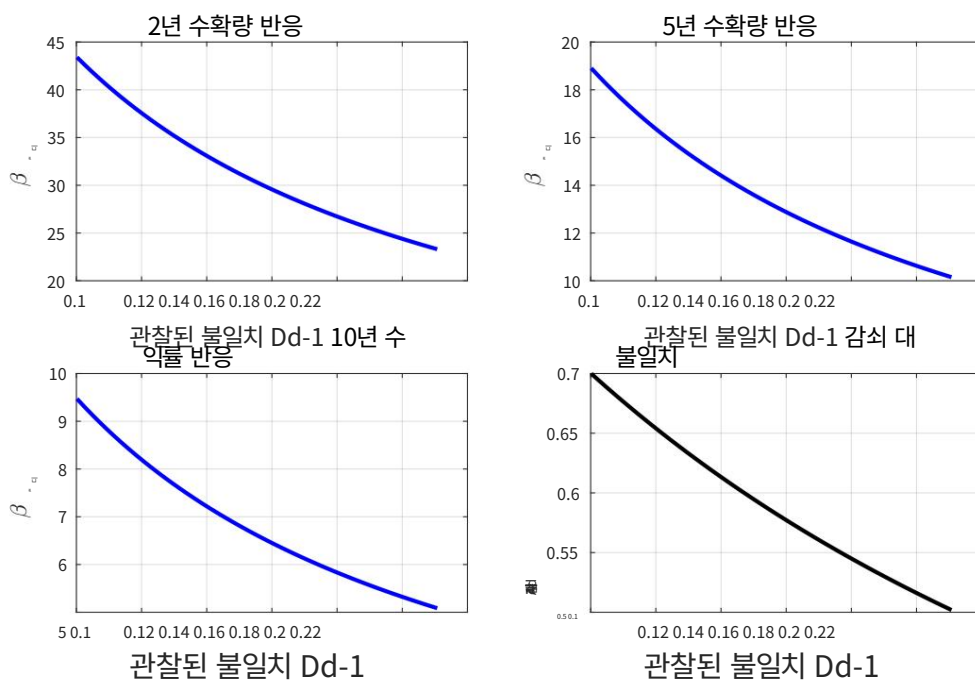


그림 8: 2년, 5년, 10년 만기에서 예측 불일치가 관측치 차이 계수 $\beta h(sd)$ 에 미치는 영향 (왼쪽 위, 오른쪽 위, 왼쪽 아래). 오른쪽 아래 패널은 감쇠 계수 γ 를 보여줍니다.

모든 곡선은 나머지 상태 변수들의 중앙값을 기준으로 계산됩니다.

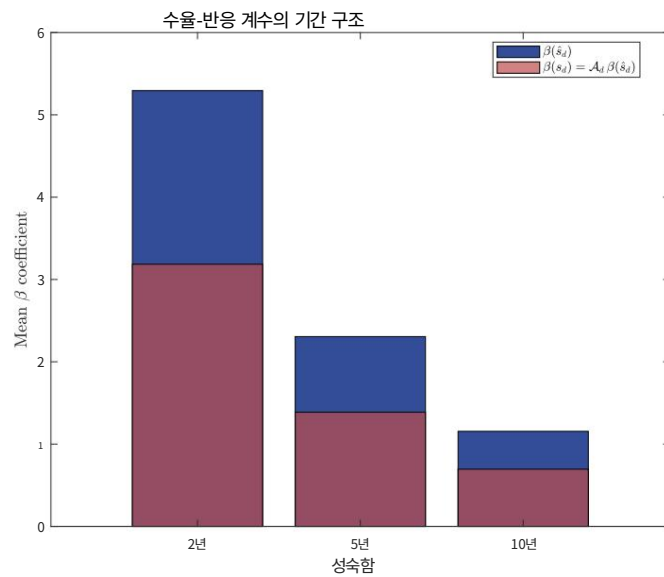


그림 9: 만기별 평균 수확량 반응 계수. 어두운 막대: 구조적 변동 계수 $\beta(s_d)$. 밝은 막대: 관찰된 변동 계수 $\beta(\hat{s}_d) = A_d \cdot \beta(s_d)$.

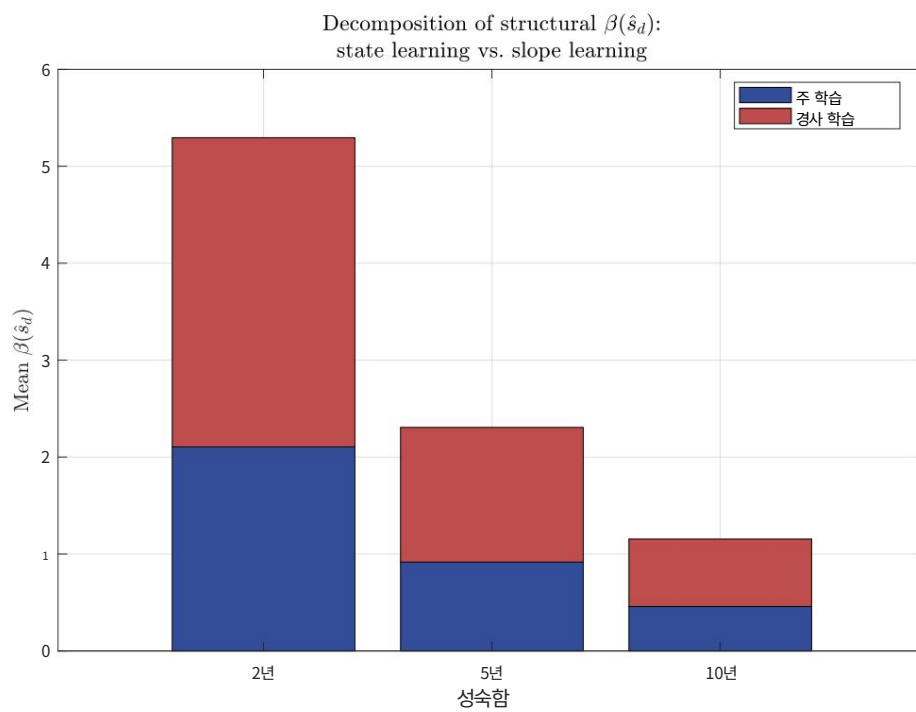


그림 10: 성숙도에 따른 평균 구조적 놀라움 계수의 상태 학습 및 기울기 학습으로의 분해.

참고 자료

- Altavilla, Carlo, Domenico Giannone 및 Michele Modugno(2017). “저주파 효과 정부 채권 수익률에 대한 거시경제 뉴스의 영향”. 출처: *Journal of Monetary Economics* 92, 31~46쪽.
- 안데르센, Torben G, Tim Bollerslev, Francis X Diebold 및 Clara Vega (2007). “실시간 가격 "글로벌 주식, 채권 및 외환 시장에서의 발견". 국제 저널(*Journal of international*) 에 수록됨. *경제학* 73.2, 251~277쪽.
- Baker, Scott R, Nicholas Bloom, and Steven J Davis (2016). “경제 정책 불확실성 측정”. 출처: *The Quarterly Journal of Economics* 131.4, pp. 1593–1636.
- Balduzzi, Pierluigi, Edwin J Elton, 및 T Clifton Green(2001). “경제 뉴스 및 채권 가격: 미국 재무부 시장의 증거”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36.4, 523~543쪽.
- Barbera, Alessandro, Fan Dora Xia, and Xingyu Zhu (2023). “인플레이션 예측의 기간 구조 "불일치와 통화정책 전달". BIS 워킹 페이퍼 에서 발췌 .
- Bauer, Michael D, Aeimit Lakdawala, and Philippe Mueller (2022). “시장 기반 통화 정책 불확실성”. 출처: *The Economic Journal* 132.644, pp. 1290–1308.
- Bauer, Michael D, Carolin Pflueger, and Adi Sunderam (2025). “현재 인식에 대한 통화정책”. 출처: FRBSF 경제 서한 2025.05, 1~6쪽.
- Beber, Alessandro 및 Michael W Brandt(2010). "더 나아지지도 더 나빠지지도 않을 때: 경기 확장기와 경기 침체기에 호재와 악재가 채권 수익률에 미치는 비대칭적 영향". (출처:) *금융학 연구* 14.1, 119~155쪽.
- Bernanke, Ben S 및 Kenneth N Kuttner(2005). "주식 시장의 반응을 설명하는 것은 무엇인가?" 연방준비제도 정책?" In: *The Journal of Finance* 60.3, pp. 1221–1257.
- Born, Benjamin, Jonas Dovern, and Zeno Enders (2023). “기대 분산, 불확실성 및 뉴스에 대한 반응”. 출처: *European Economic Review* 154, p. 104440.
- Boyd, John H, Jian Hu, and Ravi Jagannathan (2005). “실업에 대한 주식 시장의 반응 뉴스: 나쁜 소식이 주식에 좋은 영향을 미치는 경우가 많은 이유”. 『*금융 저널*』 60.2권, 649~672쪽.
- Cieslak, Anna 및 Hao Pang (2021). "주식과 채권의 공통 충격". *금융 저널(Journal of Financial)* *경제학* 142.2, 880~904쪽.
- Coibion, Olivier 및 Yuriy Gorodnichenko(2012). "설문조사 예측은 우리에게 무엇을 알려줄 수 있을까요?" 정보 경직성?" *정치경제학 저널* 120.1, 116-159쪽.

Coibion, Olivier 및 Yuriy Gorodnichenko(2015). "정보의 경직성과 기대"

형성 과정: 간단한 틀과 새로운 사실들. American Economic Review 105.8호에 수록됨.
2644~2678쪽.

Faust, Jon, John H Rogers, Shing-Yi B Wang, and Jonathan H Wright (2007). "고주파수

"거시경제 발표에 대한 환율 및 금리의 반응". (저널 게재)

화폐경제학 54.4, 1051~1068쪽.

Fleming, Michael J 및 Eli M Remolona (1997). "채권 시장을 움직이는 요인은 무엇인가?" 경제 정책 분야

리뷰 3.4.

골드버그, 린다 S. 및 크리스티안 그리세(2013). "거시경제에 대한 자산 가격 반응의 시간적 변동"

"발표". 출처: NBER Working Papers.

Gürkaynak, Refet S, Burçin K sac ko lu 및 Jonathan H Wright(2020). "이벤트에서 이벤트가 누락되었습니다.

연구: 부분적으로 측정된 뉴스 서프라이즈의 효과 파악. 미국 경제 학회지(American Economics)

리뷰 110.12, 3871~3912쪽.

Gürkaynak, Refet S, Brian Sack, and Eric Swanson (2005). "장기 이자율의 민감도"

금리와 경제 뉴스의 관계: 거시경제 모델에 대한 증거 및 함의". (출처: American)

경제리뷰 95.1, 425~436쪽.

Hirshleifer, David 및 Jinfei Sheng(2022). "거시 뉴스 및 미시 뉴스: 상호 보완적인가 아니면

대체제?" In: Journal of Financial Economics 145.3, pp. 1006-1024.

Hob n, Bart 및 Ay egül ahin(2023). 팬데믹 이후 사라진 노동자와 사라진 일자리. NBER

연구보고서 30717. 미국 국립경제연구소.

Hördahl, Peter, Eli M Remolona, and Giorgio Valente (2020). "기대치와 위험 프리미엄 8:30"

am: "거시경제 발표에 대한 채권 수익률 반응 해독". 출처: 저널

비즈니스 및 경제 통계 38.1, 27~42쪽.

Kandel, Eugene 및 Neil D Pearson(1995). "공개 신호와 거래에 대한 차별적 해석"

투기 시장에서". 정치경제학 저널 103, 831-872쪽.

Kroner, T Niklas (2025). "시장이 거시 뉴스를 처리하는 방법: 투자자의 관심의 중요성".

분류: 재정 및 경제 토론 시리즈.

Kuttner, Kenneth N (2001). "통화 정책의 예상치 못한 변화와 금리: 연준의 사례를 통해 본 증거"

"자금 선물 시장". 출처: Journal of Monetary Economics 47.3, pp. 523-544.

Leduc, Sylvain, Luiz Edgard Oliveira, Caroline Paulson(2025). "낮은 설문조사 응답을 하세요

금리가 데이터 의존성을 위협하는가? (FRBSF 경제 서한 2025.07 호 참조)

- Logan, Lorie (2020). 재무부 시장 유동성과 팬데믹 충격으로부터 얻은 초기 교훈. 에서의 발언
브루킹스-시카고 부스 금융안정화 태스크포스 회의.
- Ma kowiak, Bartosz 및 Mirko Wiederholt(2009). “합리적인 부주의 하에서 최적의 끈적한 가격”.
출처: American Economic Review 99.3, pp. 769–803.
- Mankiw, N Gregory, Ricardo Reis, and Justin Wolfers (2004). “인플레이션에 대한 의견 불일치
기대치”. 출처: NBER 거시경제 연감 18, 209~248쪽.
- Merton, Robert C (1969). “불확실성 하에서의 평생 포트폴리오 선택: 연속 시간 사례”.
출처: Review of Economics and Statistics 51, pp. 247–257.
- 나카무라, 에미 및 윤 스테인손(2018). "화폐 비-의 고빈도 식별
중립성: 정보 효과". 경제학 분기 저널 133.3, 1283쪽-
1330.
- 패튼, 앤드류 J 및 앨런 팀머만(2010). "예측가들은 왜 의견이 일치하지 않는가? 다음에서 얻은 교훈"
"횡단면 분산의 기간 구조". In: Journal of Monetary Economics 57.7, pp. 803–820.
- Pericoli, Marcello 및 Giovanni Veronese(2015). "예측자의 이질성, 예상치 못한 결과 및 재정적 영향"
시장". In: 이탈리아 은행 Temi di Discussione(작업 보고서) No 1020.
- Pfäuti, Oliver (2026). “인플레이션 관심 임계값과 인플레이션 급등”. In: University of
텍사스 오스틴 대학교 연구 논문.
- Sims, Christopher A (2003). “합리적 무관심의 함의”. In: Journal of Monetary Economics
50.3, 665~690쪽.
- Swanson, Eric T 및 John C Williams (2014). "제로 하한의 효과 측정"
중장기 금리”. 출처: American Economic Review 104.10, pp. 3154–3185.
- Woodford, Michael (2003). “불완전한 일반 지식과 통화 정책의 효과”. In:
현대 거시경제학에서의 지식, 정보, 그리고 기대: 에드먼드 S. 펄프스를 기리며.
필립 아기웅, 로만 프리드만, 조셉 스티글리츠, 마이클 우드포드 편집. 프린스턴
대학 출판부, 25~58쪽.
- Xia, Fan Dora 및 Xingyu Sonya Zhu(2025). "거시경제 뉴스 및 통화 재가격 책정"
정책 기대”. 출처: Economics Letters, p. 112779.

부록 A 모델 도출

이 부록에는 5절에 제시된 모델 방정식의 상세한 유도 과정이 수록되어 있습니다. 각 아래 하위 섹션은 본문 하위 섹션에 해당하며, 본문에 제시된 대수식을 제공합니다. 거기에 요약되어 있습니다.

A.1 d 1일: 합의 분해 및 유효 분산

합의 분해. $z_{i,d} = x_d + c_{Mi,d} + \epsilon_{i,d}$ 을 $m_{d-1} = J$ 에 대입 $\sum_{i=1}^{m_{d-1}} z_{i,d}$
 $m_{d-1} = x_d + c_{d-1} + \epsilon_{d-1}$ 이며, 여기서 $c_{d-1} = J$ 입니다. $\sum_{i=1}^{m_{d-1}} c_{Mi,d}$ 및 $\epsilon_{d-1} = J$ $\sum_{i=1}^{m_{d-1}} \epsilon_{i,d}$. 왜냐하면
 개의 개별 잡음 항은 예측자 간에 분산 $\sigma_{\epsilon,d}$ 을 갖는 iid입니다. $\frac{1}{J}$

$$\text{Var}(\epsilon_{d-1} | F_{d-1}) = \sigma_{\epsilon,d}^2 / J.$$

모델 간 구성요소 c_{d-1} 은 예측자 간에 독립적이고 동일 하지 않습니다 (동일한 모델을 공유하는 예측자).
 모델 M_i 는 c_{Mi} 와 동일한 추출을 공유하므로 분산 $\Omega_{d-1} \equiv \text{Var}(c_{d-1} | F_{d-1})$ 은 줄어들지 않습니다.
 비율 $1/J$.

관찰된 불일치. 구성상 $D_{d-1} = J \sum_{i=1}^{m_{d-1}} (z_{i,d} - m_{d-1})^2$ 항등식을 이용하여
 $z_{i,d} - m_{d-1} = (c_{Mi,d} - c_{d-1}) + (\epsilon_{i,d} - \epsilon_{d-1})$, 제곱 및 평균,

$$D_{d-1} = \frac{1}{m_{d-1}} \sum_{i=1}^{m_{d-1}} (c_{Mi,d} - c_{d-1})^2 + \frac{1}{m_{d-1}} \sum_{i=1}^{m_{d-1}} (\epsilon_{i,d} - \epsilon_{d-1})^2 + \text{교차항.}$$

$$\underbrace{\hspace{10em}}_{B_{d-1}}$$

조건부 기대값을 취하고 모델 할당의 직교성을 활용하며 내부적으로
 모델 노이즈를 고려하면 교차항이 사라지므로 $E[D_{d-1} | F_{d-1}] = B_{d-1} + \sigma_{\epsilon,d}^2$ 가 됩니다. $\frac{2}{\epsilon_{d-1}}$.

유효 합의 오차 분산. 합의 오차는 $m_{d-1} x_d = c_{d-1} + \epsilon_{d-1}$ 입니다. 그래서

$$D_{d-1} \sim \text{var}(m_{d-1} x_d | F_{d-1}) = \Omega_{d-1} + \sigma_{\epsilon,d}^2 / J.$$

매개변수화. D_{d-1} 과 D_{d-1} 을 연결하기 위해 관측된 불일치의 분할을 매개변수화합니다.
 일정한 비율 $\lambda \in [0, 1]$ 에 의해:

$$B_{d-1} = \lambda D_{d-1}, \quad \sigma_{\epsilon,d}^2 = (1 - \lambda) D_{d-1},$$

그리고 $\Omega d^{-1} = \omega B d^{-1}$ (여기서 $\omega > 0$ 은 스칼라)라고 가정합니다. 이를 D 에 대한 표현식에 대입합니다. d^{-1} 배당합니다
 (6). 미분하면 $\partial D \sim d^{-1} / \partial D d^{-1} = \Omega \lambda + (1 - \lambda) / J > 0$ 이 됩니다.

A.2 일차 : 구조적 및 측정 가능한 놀라움

$v_d \equiv x_d - x_{d|d-1}$ (상태 혁신, 분산 $P_{d|d-1}$) 및 $\xi_d \equiv m_d - x_d$ (합의 오차, 분산 D_{d-1}) 로 정의합니다. 합의를 관찰한 후의 칼만 업데이트는 다음과 같습니다.

$$x_{d|m} = x_{d|d-1} + K_{m,d-1}(m_d - x_{d|d-1}) = x_{d|d-1} + K_{m,d-1}(v_d + \xi_d),$$

두 번째 등식은 $m_d - x_{d|d-1} = v_d + \xi_d$ 을 사용합니다. $a_d = x_d + \mu g_d + u_d =$ 로 대입합니다.

$x_{d|d-1} + v_d + \mu g_d + u_d$ 는 다음을 제공합니다.

$$s_d = a_d - m_d = u_d - \xi_d + \mu g_d,$$

$$s_d = a_d - x_{d|m} = (1 - K_{m,d-1})v_d + u_d - K_{m,d-1}\xi_d + \mu g_d,$$

그리고 빼면 수율이 (8)이 됩니다. $s_d = s_d + (1 - K_{m,d-1})(m_d - x_{d|d-1})$.

마팅계일 속성 $E[s_d | F_{d-1}] = 0$ 은 $s_d = (x_d - x_{d|m}) + u_d + \mu g_d$ 로 표현함으로써 얻어집니다. 첫 번째 항은 $x_{d|m}$ 의 최적성에 의해 평균이 0이 되고, 두 번째 항은 $E[u_d] = 0$ 에 의해, 세 번째 항은 정규화 $p_{d-1}\mu_H + (1 - p_{d-1})\mu_L = 0$.

A.3 단기 금리 불확실성 분해

예상 효용 근사치 $\theta_{x,gd+k} \approx \theta_{x,gd}$ ($k \geq 0$)에 따르면,

$$rd+h = \sum_{j=0}^{\infty} r_{d-1} + \theta_{x,gd} X_h + U_h, X_h \equiv j=0 \quad \sum_{j=0}^{\infty} h_j x_{d+j}, U_h \equiv j=0 \quad \sum_{j=0}^{\infty} h_j \eta_{d+j}.$$

F_{d-1} 이 주어졌을 때 $\theta_{x,gd}$ 및 X_h 의 조건부 독립성은 분산을 다음과 같이 분해합니다.

$$\text{Var}(rd+h | F_{d-1}) = \text{Var}(\theta_{x,gd} X_h | F_{d-1}) + \text{Var}(U_h | F_{d-1}).$$

독립변수 A, B 에 대한 제곱 분산 공식을 적용하면 다음과 같습니다. $\text{Var}(AB) = \text{Var}(A) \text{Var}(B) +$

$\text{Var}(A)(E[B])^2 + (E[A])^2 \text{Var}(B)$ 를 $\theta_{x,gd} X_h$ 로 변환 하고 $\mu_{X,h}$ 를 계산합니다. $\sigma_{X,h}^2, \theta_{d-1}$ 섹션 $\sigma_{\theta,d-1}$ x 에 명시된 대로 2,

5.4 수율

$$\text{Var}(\theta_{x,gd} X_h | F_{d-1}) = \sigma_{\theta,d-1}^2 (\sigma_{X,h}^2 + \mu_{X,h}^2 + (\theta_{d-1} X)^2 \sigma_{X,h}^2),$$

$2(h_j)\sigma^2$ 및 $\text{Var}(U_h | F_d = 1) = \sigma^2$. 두 개를 합하면 (10)이 됩니다. 항등식 σ 는 $IH \sim \text{Bernoulli}(pd)$ 로 $\sigma^2 = pd(1-pd)$ 로 $(\Delta\theta_x)^2$ $\theta_{x,gd} = \theta_{x,L} + IH\Delta\theta_x$ 를 쓰면 얻어집니다.

A.4 정보성 공개 및 후속 실험

가우시안 혼합 및 로그 오즈. (5)에 따르면, ad 의 조건부 예측 밀도 체제

주어진 $F_d | m \equiv F_d = 1 \cup \{m_d = 1\}$ 은 평균이 μ 인 가우시안 분포입니다. $\mu_{\text{사전}} = xd | m + \Delta\mu/2$ 및 $\mu_{\text{엘}} = xd | m - \Delta\mu/2$, $\sigma^2 = pd | m + \sigma^2$ 이 가우시안 혼합 모델에 베이즈 정리를 적용하고 다음과 같이 하면 사후 확률의 로그,

$$\log \frac{f_H(ad)}{f_L(ad)} = \frac{\mu_{\text{사전}} - \mu_{\text{엘}}}{\sigma_a^2} (ad - xd | m) = \frac{\Delta\mu}{2\sigma_a^2} (ad - xd | m) = s_d \frac{d}{a}$$

이전 로그 오즈와 결합하면 (11)이 됩니다.

$\partial pd / \partial ad$ 의 1차 근사. 로지스틱 함수 z 를 사용하여 $pd = z(\eta_0 + \kappa s_d)$ 로 나타내면, $a s_d = 0$ 을 중심으로 테일러 전개를 하면 $pd \approx pd + \kappa pd(1-pd)s_d$ 가 됩니다.

$$pd(1-pd) \approx pd(1-pd) + \kappa s_d pd(1-pd)(1-2pd) + O(s_d^2).$$

$\partial s_d / \partial ad = 1$ (사후 평균 $xd | m$ 은 $d-1$ 일에 미리 결정됨)이므로 $\partial pd / \partial ad = pd(1-pd)\kappa$ 입니다. 대칭적인 평균이 0인 s_d 에 대한 기대값을 취하거나 $pd=1/2$ 에서 평가하면 사망합니다.

선형 보정을 적용하면 (12)가 남습니다.

기울기 불확실성의 예상되는 감소. 총 분산의 법칙을 적용합니다.

$$\text{Var}(\theta_{x,gd} | F_d = 1) = E[\text{Var}(\theta_{x,gd} | F_d) | F_d = 1] + \text{Var}[E(\theta_{x,gd} | F_d) | F_d = 1].$$

$\text{Var}(\theta_{x,gd} | F_d) = SUd$ 및 $E[\theta_{x,gd} | F_d] = \theta_{x,L} + pd\Delta\theta_x$ 를 사용하면 두 번째 항은 $(\Delta\theta_x)^2 \text{Var}(pd | F_d = 1)$ 와 같습니다.

$F_d = 1$. 재배열하면 (13)이 됩니다.

A.5 수율-반응 계수 (선형화)

예상 효용 근사치를 사용하면,

$$E[rd+h | Fd-1] = r_{d-1} + \sum_{j=0}^h x_j E[\theta_{d+j} | Fd-1], \psi$$

$$E[rd+h | Fd] = r_{d-1} + \sum_{j=0}^h x_j E[\theta_{d+j} | Fd]. \phi$$

두 θ_{d-1} 모두 s_d 에 대해 비선형적인 차이가 있습니다. 그리고 $E[x_{d+j} | Fd]$ 는 s_d 에 의존합니다. $E[x_{d+j} | s_d=0] =$

$E[x_{d-1} | x_{d+j}]$ 및 $\theta_{d-1}(0) = \theta_{d-1}$ 을 사용하여 $s_d=0$ 주변에서 선형화합니다.

$$\theta_{d-1}(s_d) E[x_{d+j} | s_d] \approx \theta_{d-1} E[x_{d+j}] + \theta_{d-1} x_{j,K} \rho_{j,K} \mu_{j,K} + \Delta \theta_{d-1} E[x_{d+j} | s_d]. \partial \text{광고}$$

대입과 미분을 하면 다음과 같은 결과가 나옵니다.

$$\beta(s_d) = Gh(\psi, \rho) \theta_{d-1} K_{j,K} + \Delta \theta_{d-1} \mu_{j,K}. \partial \text{광고}$$

$\partial \text{pd} / \partial \text{ad}$ 를 근사값 (12)으로 대체하고 $SU_{d-1} = \text{pd} - 1(1 - \text{pd} - 1)(\Delta \theta_{d-1})$ 를 사용합니다. ² (14)를 제공합니다.

A.6 감쇠 계수

체제 평균 μ_{gd} 는 s_d 와 s_{d-1} 를 동일한 양만큼 이동시키며 v_d, u_d, ξ_{d-1} 에 직교합니다. 그래서

공분산에서 제외됩니다. 부록 A.2의 s_d 및 s_{d-1} 에 대한 표현식을 사용하면 다음과 같습니다.

v_d, u_d, ξ_{d-1} 의 직교성,

$$\text{cov}(s_d, s_{d-1}) = \text{cov}(1 - K_{m,d-1})v_d + u_d - K_{m,d-1}\xi_{d-1}, u_d - \xi_{d-1}$$

$$= \text{Var}(u_d) + K_{m,d-1} \text{Var}(\xi_{d-1}) = \sigma_{\eta}^2 + K_{m,d-1} D_{d-1}.$$

$\text{var}(s_d) = \sigma_{\eta}^2$ 이므로 $\frac{2}{\sigma_{\eta}^2} + D_{d-1}$, 우리는 (16)을 얻습니다.

A.7 분석 결과: 유도

$\beta(s_d)$ 는 $SU_{d-1,h}$ 의 아핀 함수입니다. (10)에서,

$$\sigma_{\theta,d-1}^2 = \frac{SU_{d-1,h} (\theta_{d-1} x) \frac{2\sigma_{\eta}^2}{x_{j,h} \mu_{j,K}} Bh(\cdot, \sigma_{\eta}^2)}{x_{j,h} \mu_{j,K}}$$

여기서 $Bh(\psi, \sigma^2) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sigma^2} \left(\frac{\partial}{\partial \theta_i} \right)^2 \ln L(\psi, \sigma^2)$ 에 의해 (18)를 사용하면 $\frac{\partial}{\partial \theta_i} = \text{SUd}^{-1} / \Delta \theta_i$ 이 배당합니다

$$\beta(s, d) = Gh(\psi, \rho) \left[1 + Ky, d \frac{\Delta \mu}{2\sigma_a \Delta \theta_x} \mu_{X,h} \frac{(-\theta - 1) 2\alpha_{X,h}^2 + Bh(\psi, \sigma^2)}{2 X_{,h} \mu \sigma} + 2\sigma_a \frac{\Delta \mu}{\Delta \theta_x} \frac{\mu_{X,h}^2}{2 X_{,h} \mu \sigma} \right] \text{SRUd}^{-1}, h.$$

처음 두 항은 절편 $Cd, h(D, d)$ 을 정의하고 마지막 항은 $\Delta d, h \text{SRUd}^{-1}, h$ 이며 $\Delta d, h$ 는 (18) 과 같습니다.

불일치 효과. SRUd^{-1}, h 를 고정 하면 (19) 는 다음을 의미한다.

$$\frac{\partial \beta h(sd)}{\partial D d^{-1}} \Big|_{\text{SRU}} = \frac{\partial D d^{-1}}{\partial D d^{-1}} \left[\text{에이디}(D \sim d) \beta h(s, d) + \text{Ad}(D \sim d) \partial D d^{-1} \frac{\partial \beta h(s, d)}{\partial D d^{-1}} \right].$$

$\partial D d^{-1} / \partial D d^{-1} > 0$ 이므로 부호는 괄호의 부호입니다. 첫 번째 괄호 항은 음수입니다.

(에이디 < 0: 감쇠); 두 번째는 양수입니다 ($K > 0$: 더 잡음이 많은 합의는 잔류 상태 y, d 를 증가시킵니다).

불확실성을 줄여 발표 정보의 유용성을 높입니다.) $\Delta d, h$ 의 의존성을 무시하면

D 에 d^{-1} , 구조적 증폭 미분은 $Gh(\psi, \rho) \theta d^{-1}$ 로 단순화됩니다. 키는 (D, d) , (26) 을 제공합니다.

아래에:

$$\frac{\partial \beta h(sd)}{\partial D d^{-1}} \Big|_{\text{SRU}} \approx \frac{\partial D d^{-1}}{\partial D d^{-1}} \left[\text{에이디}(D \sim d) \beta h(s, d) + \text{Ad}(D \sim d) Gh(\psi, \rho) \theta d^{-1} \right] \text{키는}(D, d). \quad (26)$$

A.8 명제 1의 증명 (폐쇄형 문턱값)

$P \equiv Pd|d^{-1}$ 로 쓰세요. $D \equiv D_{2\sigma d^{-1}} \equiv \sigma u^2$ 정의에 따르면,

$$K_{m,d} = P / (P + D), \quad Pd|m = (1 - K_{m,d})P = PD / (P + D),$$

$$K_{y,d} = Pd|m / (Pd|m + \sigma^2) = PD / [PD + \sigma^2(P + D)],$$

$$\text{Ad} = \sigma^2(P + D) + PD / (\sigma^2 + D)(P + D).$$

Ad 에 $K_{y,d}$ 를 곱하면 공통 인수 σ 가 됩니다. $\sigma^2(P + D) + PD = PD + \sigma^2(P + D)$ 가 상쇄되어 남습니다.

$$\text{Ad} K_{y,d} = \sigma \frac{PD}{\sigma^2 + D} \frac{1}{(P + D)} = \frac{f(D)}{P + D}.$$

미분하면 $f' / [(\sigma > 0 (D < D) \text{ 및 } \sigma^2 P - D^2 - D)(P + D)]^2$, $f'(D) = 0$ at $D = \sigma \sqrt{P}$, with so f' < 0 (D > D).

부록 B 수율 반응 유도

이 부록에서는 6.1 절 과 시뮬레이션 에 사용된 수확량 반응 계수를 도출합니다 .

B.1 선물 로딩

단일 미래 기간 τ 에 대해 F_d 를 조건으로 d 일의 예상 단기 금리는 다음과 같습니다.

$$E_d [rd+\tau] = r_d + \theta \sum_{j=0}^{\tau} \rho^j x_{d+j} \quad (26)$$

여기서 우리는 모든 $k > 0$ 에 대해 예상 효율 가정 $E_d [\theta x_{d+k}] = \theta E_d [x_{d+k}] = \rho^k x_d$ 를 사용합니다 .

필터링된 상태에 대한 미래 로딩은 다음과 같습니다.

$$G_\tau(\rho) = \sum_{j=0}^{\tau} \rho^j$$

ρ 일 때 , 이는 다음과 같은 닫힌 형태를 갖습니다.

$$G_\tau(\rho) = \frac{\rho^{\tau+1} - 1}{\rho - 1} \quad (27)$$

B.2 항복 부하

위험 중립 가격 책정 시 h 만기 무이자 채권 수익률은 다음과 같습니다.

$$y_d^{(h)} = \frac{1}{h} \sum_{\tau=1}^{\infty} E_d [rd+\tau]$$

발표 시점을 전후로 한 수익률 변동은 다음과 같습니다.

$$\Delta y_{d,t}^{(h)} = \frac{1}{h} \sum_{\tau=1}^{\infty} (E_d [rd+\tau | F_d] - E_d [rd+\tau | F_d - 1])$$

$\tau+1$ $rd - 1$ 항은 발표 전후 기대치 사이에서 상쇄되어 다음과 같이 됩니다.

$$\Delta y_{d,t}^{(h)} = \frac{1}{h} \sum_{\tau=1}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} G_\tau(\rho) \theta \rho^{\tau} x_{d+\tau} \rho^{-\theta x_{d+\tau}} \ln \rho \rho^{\theta x_{d+\tau}} dx_{d+\tau} \quad (28)$$

여기서 수율 부하량은 다음과 같습니다.

$$Bh(\rho) = h \sum_{\tau=1}^{\infty} G_\tau(\rho)$$

(28) 의 인수분해는 괄호 $\theta \rho^{\tau} x_{d+\tau} \rho^{-\theta x_{d+\tau}} \ln \rho \rho^{\theta x_{d+\tau}}$ 이 τ 에 의존하지 않기 때문에 발생합니다 .

B.3 수율 반응 계수

(본문에서 선물에 대해 설명한 것처럼) $s_d = 0$ 부근에서 수익률 변화를 선형화하고 $xd|d = \partial pd - \theta dx (s_d) \approx -\theta d^{-1} xd|m + Ky, ds_d, + \Delta \theta x s_d : \partial s_d$ 를 사용합니

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Delta y_{d|}^{(h)}}{\partial s_d} \Big|_{s_d=0} &= Bh - \theta d^{-1} Ky, xd + \Delta \theta x \partial s_d \frac{\partial pd}{\partial s_d} \Big|_{s_d=0} xd|m \\ &= Bh - \theta d^{-1} Ky, d + \Delta \theta x pd \frac{1(1 - pd - 1)}{\text{경사 학습}} \frac{\Delta \mu}{2\sigma} Bh xd|m x \end{aligned}$$

본문의 방정식 (25) 가 바로 이것입니다. 구조는 선물금리 계수와 동일하며,

Gh를 Bh로 대체하고, $\mu_{X,h} = Bh \cdot xd|m$.

B.4 수익률 변동성 조건 및 단기 금리 불확실성

수익률에 맞춰 조정된 단기 금리 불확실성 측정치를 얻으려면 Δy 조건부 분산이 필요합니다.

(사건)
디

F_d 에서, 각 미래 상태 $xd+j$ 는 가중치를 부여받아 수율에 반영됩니다.

$$w_j = h \frac{1}{\tau} \sum_{\tau=j}^{\infty} \tau_j = \frac{1}{\tau} \cdot \frac{1 - \phi^{\tau-j+1} h}{1 - \phi}, j=0, 1, \dots, 1 - \phi$$

이는 $xd+j$ 에 대한 수율 가중치이며, 모든 $xd+j$ 가 $rd+\tau$ 에 기여하는 정도를 합산하여 얻습니다.

만기 $\tau \geq j$ 를 h 로 나눕니다. 이러한 가중치를 사용하면 분산의 수익률 유사값을 얻을 수 있습니다.

구성 요소는 다음과 같습니다.

$$\sigma_{X,h}^2 = \sum_{j=0}^{\infty} w_j^2 \sigma_{pd|d-1}^2 \tag{29}$$

$$\mu_{X,h} = \sum_{j=0}^{\infty} w_j \mu_{pd} = Bh \cdot xd|m \tag{30}$$

$$\sigma_{\text{생산하다}} = \sum_{j=0}^{\infty} \sigma_j^2 w_j^2 \tag{31}$$

수익률 기반 단기 금리 불확실성은 다음과 같습니다.

$$SRU_{d,1,h}^2 = \sigma_{\theta,d-1}^2 + \sigma_{X,h}^2 + (\mu_{X,h})^2 + (-\theta x)^d \frac{1}{2\sigma_{X,h}^2} \sigma_{\text{생산하다}}^2 \tag{32}$$

(30)의 검증은 아래에 제공됩니다. Ed 1 [xd+j] = ρ jxd|m을 사용하면 다음과 같습니다.

$$\mu_{x,h} = \sum_{j=0}^{h-1} w_j \rho^{j \cdot |m|} = \sum_{j=0}^{h-1} \frac{1}{\sum_{\tau=j}^{h-1} \rho^{\tau \cdot |m|}} \quad j \rho = \frac{\rho^{j \cdot |m|}}{h} \sum_{j=0}^{h-1} \sum_{\tau=j}^{h-1} \rho^{\tau \cdot |m|}$$

합산 순서를 바꿉니다(j는 각 τ에 대해 0부터 τ까지 실행됩니다).

$$= \frac{\rho^{j \cdot |m|}}{\sum_{\tau=1}^{h-1} h \cdot \sum_{j=0}^{\tau} \rho^{j \cdot |m|}} = \frac{\rho^{j \cdot |m|}}{\sum_{\tau=1}^{h-1} h \cdot \rho^{\tau \cdot |m|}}$$

부록 C 전체 회귀 분석표

표 7: 2020년 이전(1998년~2020년 2월): 전체 회귀 분석 결과

	2년	5년	10년
놀라운 주요 효과 튼튼한	0.00918 (0.0014)	0.0100 (0.0016)	0.00747 (0.0013)
국내총생산(GDP)(잠정치)	0.0102 (0.0028)	0.0141 (0.0036)	0.0108 (0.0029)
핵심 소비자물가지수(CPI)	0.0129 (0.0018)	0.0172 (0.0022)	0.0140 (0.0018)
시간당 수입.	0.0279 (0.0049)	0.0386 (0.0063)	0.0310 (0.0051)
소매(자동차 제외)	0.0160 (0.0042)	0.0190 (0.0046)	0.0150 (0.0036)
실업자	-0.0338 (0.0069)	-0.0386 (0.0079)	-0.0275 (0.0062)
초기 청구	-0.0291 (0.0027)	-0.0335 (0.0031)	-0.0276 (0.0025)
비농업	0.000539 (0.0017)	0.00292 (0.0020)	0.00297 (0.0016)
소매	0.246 (0.0231)	0.290 (0.0277)	0.219 (0.0228)
	0.0101 (0.0040)	0.0135 (0.0044)	0.0107 (0.0036)
의견 불일치 및 불확실성 수준			
dispRetail -0.00912 (0.0040) 0.000381 (0.0010)		-0.0102	-0.00804
	-0.000915 (0.0016)	(0.0047)	(0.0040)
dispNit.클레임		0.000207 (0.0012)	0.000468 (0.0010)
디스피씨피	-0.0353 (0.0068)	-0.000663 (0.0020)	-0.000410 (0.0017)
dispNon f 농장	0.00212 (0.0020)	-0.0426 (0.0102)	-0.0373 (0.0082)
파괴 가능한	-0.0103 (0.0077)	0.00114 (0.0024)	0.000801 (0.0020)
디스피그디지		-0.0123 (0.0102)	-0.00986 (0.0085)
스루	-0.000199 (0.0009)	-0.000757 (0.0011)	-0.000326 (0.0009)
상호작용 용어			
초기 청구 × 초기 청구 해제	0.00431 (0.0030)	0.00752 (0.0033)	0.00717 (0.0027)
초기 청구 × SRU	-0.0136 (0.0010)	(0.0030) -0.0161 (0.0036)	-0.00832 (0.0029)
소비자물가지수 × 월인 CPI	-0.00226 (0.0010)	-0.00345 (0.0014)	-0.00246 (0.0021)
소비자물가지수 × SRU	-0.176 (0.0594)	-0.260 (0.0808)	-0.000599 (0.0932)
비농업 × 비농업 배포	0.0710 (0.00483)	(0.0209) (0.0262)	-0.220 (0.0627)
비농업 × SRU		-0.00415	0.0352 (0.0195)
내구성이 뛰어난 × 내구성이 떨어지는			-0.00411
내구성 × SRU	(0.0023) 0.00524 (0.0023) (0.0017)	0.00600 (0.0018)	(0.0019) 0.00284
소매 × 소매	-0.00318 (0.0052)	-0.00315 (0.0049)	(0.0015) -0.00424
소매가 × SRU	0.00968 (0.0093)	(0.0037) (0.0039)	(0.0044) 0.00749
GDP × dispGDP	-0.0247 (0.00667)	-0.0331 (0.0116)	0.00707 (0.0032)
GDP × SRU		(0.0030) (0.0038)	-0.0266 (0.0089)
			0.00406 (0.0031)

다음 페이지에 계속됩니다.

표 8: 2020년 이전(1998년~2020년 2월): 전체 회귀 분석 결과(계속)

	2년	5년	10년
이차항			
Durable2	-0.00220 (0.0009)	-0.00211 (0.0008)	-0.00163 (0.0007)
GDP2		0.00196 (0.0020)	0.00233 (0.0021)
초기 청구2	-0.00691 (0.0074)	-0.00568 (0.0088)	-0.00446 (0.0071)
비농업2	-0.00109 (0.0009)	-0.000339 (0.0013)	-0.000256 (0.0010)
리테일2	0.202 (0.0653)	0.202 (0.0780)	0.136 (0.0639)
(소매) 2	-0.000139 (0.0020)	-0.000587 (0.0024)	-0.000264 (0.0020)
(dispCPI) 2	0.000174 (0.0068)	-0.000180 (0.0068)	0.000452 (0.0058)
(dispNon farm) ²	-0.000469 (0.0006)	-0.000791 (0.0009)	-0.000667 (0.0007)
(dispDurable) 2	0.0129 (0.0104)	0.0144 (0.0174)	0.00964 (0.0142)
(dispGDP) 2	0.00386 (0.0017)	0.00333 (0.0016)	0.00308 (0.0013)
슈루2	-0.0117 (0.0085)	-0.0133 (0.0111)	-0.0103 (0.0092)
통제 수단			
박스	0.000937 (0.0008)	0.000751 (0.0010)	0.000878 (0.0008)
이동하다	0.000133 (0.0013)	0.000708 (0.0016)	0.000299 (0.0013)
EPU	0.000401 (0.0006)	0.000420 (0.0007)	0.000428 (0.0006)
JLN	0.00216 (0.0009)	0.00281 (0.0010)	0.00206 (0.0008)
ZLB	-0.00293 (0.0010)	-0.00325 (0.0013)	-0.00205 (0.0011)
끊임없는	0.00274 (0.0009)	0.00186 (0.0010)	0.000938 (0.0008)
관찰	2,383	2,516	2,517
R제곱	0.425	0.406	0.380

p < 0.10, p < 0.05, p < 0.01. 표준 오차는 괄호 안에 표시되어 있습니다.

표 9: 코로나19 이후(2020년 7월~2024년): 전체 회귀 분석 결과

	2년	5년	10년
놀라운 주요 효과			
튼튼한	-0.0106 (0.0105)	-0.00625 (0.0074)	-0.00101 (0.0047)
국내총생산(GDP)(잠정치)	-0.00995 (0.0142)	-0.0120 (0.0067)	-0.0115 (0.0044)
핵심 소비자물가지수(CPI)	0.0272 (0.0094)	0.0344 (0.0094)	0.0250 (0.0069)
시간당 수입	0.0490 (0.0153)	0.0450 (0.0152)	0.0316 (0.0117)
소매(자동차 제외)	0.00413 (0.0076)	0.00579 (0.0077)	0.00430 (0.0058)
실업자	-0.0272 (0.0116)	-0.0295 (0.0121)	-0.0205 (0.0096)
초기 청구	-0.0308 (0.0316)	-0.0414 (0.0115)	-0.0305 (0.0075)
비농업	0.0216 (0.0131)	0.0162 (0.0122)	0.0104 (0.0088)
소매	0.191 (0.0446)	0.205 (0.0466)	0.150 (0.0388)
	-0.0109 (0.0269)	0.00629 (0.0153)	0.00595 (0.0109)
의견 불일치 및 불확실성 수준			
소매	0.0171 (0.0424)	-0.0112 (0.0138)	-0.00492 (0.0103)
displnit.클레임	-0.00188 (0.0017)	-0.000167 (0.0011)	0.000497 (0.0008)
디스피씨피	0.000657 (0.0095)	0.00750 (0.0095)	0.0101 (0.0069)
dispNon f 농장	0.00222 (0.0056)	0.00473 (0.0058)	0.00525 (0.0044)
내구성이 뛰어난	0.00211 (0.0093)	0.00157 (0.0046)	0.00172 (0.0036)
디스피그디지	0.0243 (0.0319)	-0.00474 (0.0087)	-0.00332 (0.0041)
스루	-0.00376 (0.0085)	0.00129 (0.0054)	0.000167 (0.0037)
상호작용 용어			
Init.Claims × displnit.Claims	0.000619 (0.0009)	0.000817 (0.0006)	0.000980 (0.0004)
Init.Clams × SRU	-0.0139 (0.0191)	-0.0201 (0.0067)	-0.0136 (0.0043)
소비자물가지수 × 할인 CPI	-0.0335 (0.0162)	-0.0358 (0.0152)	-0.0312 (0.0107)
소비자물가지수 × SRU	0.0275 (0.0062)	0.0306 (0.0066)	0.0216 (0.0053)
비농업 × 비농업 배포	-0.0344 (0.0198)	-0.0258 (0.0207)	-0.0160 (0.0171)
비농업 × SRU	0.0244 (0.0247) (0.0251)	0.0166 (0.0244) (0.0251)	0.0208 (0.0206)
내구성이 뛰어난 × 내구성이 뛰어난	0.00541 -0.0000503 (0.0153)	0.00666 0.000328	-0.00735 (0.0077)
내구성 × SRU	-0.0116 (0.0053) -0.00279	(0.0037) -0.000675	-0.000891 (0.0028)
소매 × 소매	0.00510 (0.0049)	0.0143 (0.0102)	-0.00951 (0.0038)
소매가 × SRU	(0.0138)		-0.00201 (0.0038)
GDP × dispGDP	-0.00891 (0.0085)		0.0130 (0.0072)
GDP × SRU	0.0209 (0.0138)		0.00484 (0.0037)

다음 페이지에 계속됩니다.

표 10: 코로나19 이후(2020년 7월~2024년): 전체 회귀 분석 결과(계속)

	2년	5년	10년
이차항			
Durable2	0.00415 (0.0028)	0.00173 (0.0028)	0.00239 (0.0017)
GDP(선행)2	-0.000114 (0.0034)	-0.000302 (0.0017)	-0.000901 (0.0013)
초기 청구 ²	0.00200 (0.0024)	-0.000483 (0.0014)	-0.000122 (0.0010)
실업률 ²	-0.00290 (0.0036)	-0.00129 (0.0039)	-0.000967 (0.0031)
비농업 ²	-0.00539 (0.0432)	0.00584 (0.0479)	0.00439 (0.0392)
소매 ²	-0.00232 (0.0014)	-0.00117 (0.0009)	-0.000887 (0.0007)
(소매) 2	-0.00309 (0.0207)	0.0116 (0.0069)	0.00803 (0.00436)
(dispCPI) 2	0.00576 (0.0119)	(0.0113)	0.00756 (0.0079)
(dispNon farm) ²	-0.00189 (0.0007)	-0.00199 (0.0007)	-0.00152 (0.0005)
(dispDurable) 2	0.0000187 (0.0050)	-0.000186 (0.0031)	0.000803 (0.0024)
(dispGDP) 2	-0.00919 (0.0075)	-0.00224 (0.0027)	-0.00212 (0.0016)
슈루2	0.00158 (0.0021)	0.000667 (0.0014)	0.000145 (0.0010)
통제 수단			
박스	0.00696 (0.0062)	0.00281 (0.0036)	0.00374 (0.0026)
이동하다	0.00645 (0.0139)	-0.00222 (0.0080)	-0.00183 (0.0055)
EPU	0.00160 (0.0040)	0.00112 (0.0025)	0.000428 (0.0018)
JLN	-0.000399 (0.0066)	-0.00439 (0.0049)	-0.00590 (0.0036)
ZLB	0.00541 (0.0098)	0.00275 (0.0078)	-0.000563 (0.0057)
끊임없는	-0.00815 (0.0103)	0.00205 (0.0064)	0.00699 (0.0044)
관찰	375	375	375
R제곱	0.247	0.546	0.552

p < 0.10, p < 0.05, p < 0.01. 표준 오차는 괄호 안에 표시되어 있습니다.